

## Отзыв на диссертацию Шаровиной С.О.

### АДАПТИВНОЕ УПРАВЛЕНИЕ ТЕМПЕРАТУРНЫМ ПРОФИЛЕМ РЕКТИФИКАЦИОННОЙ КОЛОННЫ ТАРЕЛЬЧАТОГО ТИПА

на соискание ученой степени кандидата технических наук

работа защищена 10 апреля 2014 в совете Д 212.157.14 при НИУ «МЭИ»

[http://www.mpei.ru/LANG/RUS/Publish/InfoAcadCncl/2014/SharovinaSO\\_diss.pdf](http://www.mpei.ru/LANG/RUS/Publish/InfoAcadCncl/2014/SharovinaSO_diss.pdf)

(все ссылки на формулы из диссертации имеют двойную нумерацию)

В работе существенно использованы результаты из диссертации <http://extremal-mechanics.org/wp-content/uploads/2015/04/01004858916.pdf>, которая была защищена в 2009 в том же совете, с тем же научным руководителем. Некоторые из этих результатов включены в текст обсуждаемой работы:

1. Система (2.7) на стр. 60 составлена из систем уравнений (2) и (3) .
2. Рис. 2.4 на стр. 60 копирует Рисунок 2.
3. Рис. 3.8 стр. 106 копирует Рисунок 4.

Красным цветом выделены ссылки на автореферат С.А. Агринской. Очевидно, что сравнение с текстом диссертации могло бы выявить другие совпадения.

Коэффициенты 11,89 и 18,47 в формуле (2.35) взяты из (4), но запятые сдвинуты влево. Здесь ошибка, поскольку температурные профили на рис. 2.15 и рис. 2 близки между собой.

Ошибка в формуле (2.26), т.к. должно быть

$$K_X(j \cdot T_S) = \frac{1}{N-j} \cdot \sum_{i=j+1}^N (X(i \cdot T_S) - M_X) \cdot (X((i-j) \cdot T_S) - M_X) \quad (1)$$

По-видимому, ошибочным является уравнение (2.33):

$$d_{i+1} = d_i + \frac{\Delta t}{T_f} \cdot (p1_i - d_i)$$

где  $p1_i = 0,00001 \cdot i$  сигнал от ДСЧ,  $i = 0..86399$ . Случайное число  $p1_i$  не может так выражаться через порядковый номер сигнала. Однако ясно, что последовательность  $p1_i$  равномерно распределена на интервале (0;1). Сигнал дрейфа  $d_i$  выражает отклонение концентрации изобутана (рис. 2.13), поэтому разность  $p1_i - d_i$  не имеет физического смысла. Другими словами, случайное число  $p1_i$  необходимо масштабировать, чтобы оно имело размерность концентрации.

На стр. 62 автор пишет по поводу (2.9): «В результате обработки экспериментальных входных и выходных данных, полученных при фиксировании естественного движения объекта в процессе его нормального функционирования, численными методами с

использованием алгоритма «Optim-MGA» [69] были определены коэффициенты дифференциальных уравнений». Это повторяется на стр. 63, где дополнительно написано: «Коэффициенты для второго дифференциального уравнения, подлежащие идентификации, были определены по экспертным оценкам». Странно, что автор ограничилась таким поверхностным описанием важной части работы. Особенно это касается экспертных оценок, из которых получены коэффициенты в (2.11). Кто был экспертом и как проводилась экспертиза? Учитывая, что эти **нечеткие** оценки применяются для построения мат. модели реального, производственного процесса, следовало уделить больше внимания тому, как именно они были получены.

Если бы мат. модели прошли тестирование в реальных экспериментах, то необходимость проверять методологию была бы не столь острой. Однако, единственная проверка адекватности моделей описана на стр 73: «В методике, изложенной в [28, 101], такая проверка осуществляется по статистикам Стьюдента и Пирсона по известному размеру выборки и заданному уровню значимости. Помимо этого, необходимо также, чтобы автокорреляционная функция моделируемого сигнала попадала в доверительный коридор (10 %), построенный для автокорреляционной функции рассматриваемого сигнала, полученной на основе обработки экспериментальных данных.»

Для этого используется экспоненциальная регрессия эмпирической функции (1):

$$K_x(t) = \sigma^2 \cdot \exp(-\alpha \cdot t) \quad (2)$$

Однако, автор путает способ получения модели случайного процесса с проверкой ее адекватности. К этому имеют отношение только критерии Стьюдента и Пирсона. Статистика Стьюдента используется для проверки совпадения мат. ожидания имитирующего, случайного процесса и выборочной средней эмпирических данных:

$$M_x = \frac{1}{N} \cdot \sum_{j=1}^N X(j \cdot T_s)$$

Среднее значение последовательности имитирующих сигналов вида (2.23) близко к середине отрезка  $[a; b]$ , на котором (псевдо)равномерно распределены сигналы ДСЧ. Поскольку сигнал на выходе (2.28) подвергается преобразованию (2.29), мат. ожидание имитирующего процесса получается близким к эмпирическому мат. ожиданию  $M_x$ . Естественно, что критерий Стьюдента дает положительный результат.

Однако, в действительности этот тест не подтверждает адекватность модели (2). Дело в том, что при добавлении к случайному процессу  $X(t)$  произвольной константы  $C$  автокорреляционная функция не изменится, а мат. ожидание сдвинется на  $C$ .

Следовательно, даже надежно установленное совпадение мат. ожиданий реального и моделирующего процессов никак не связано с гипотезой (2).

Критерий Стьюдента не следует переоценивать, т.к., на самом деле, информативным является отрицательный результат. Положительный исход теста означает лишь одно: не обнаружена убедительная причина, чтобы отвергнуть гипотезу о равенстве мат. ожиданий. Это укрепляет веру в то, что нулевая гипотеза верна, но отнюдь не доказывает ее хотя бы с вероятностью 0.95 (в работе был принят уровень значимости 0.05).

Критерий Пирсона используется для проверки гипотезы о законе распределения случайной величины, для которой имеется выборка значений. Но в работе не выдвигаются гипотезы о вероятностных распределениях сигналов, поэтому критерий Пирсона не к месту. То, что пишется о его применении для проверки совпадения дисперсий (стр. 73), вызывает недоумение.

Таким образом, проверка адекватности моделей случайных процессов (сигналов), фактически, не проводилась. Следует также заметить, что метод имитационного моделирования (2.28):

$$y((i+1) \cdot T_S) = y(i \cdot T_S) + \frac{1}{T_\Phi} \cdot (z(i \cdot T_S) - y(i \cdot T_S))$$

использованный в данной работе, не порождает (псевдо)случайный процесс с автокорреляционной функцией (2). В самом деле, обозначая

$$\alpha = \frac{1}{T_\Phi}, \quad y_i = y(i \cdot T_S), \quad z_i = z(i \cdot T_S), \quad \text{из (2.28) получим:}$$

$$y_i = (1 - \alpha)^j \cdot y_{i-j} + \alpha \cdot (z_{i-1} + (1 - \alpha) \cdot z_{i-2} + \dots + (1 - \alpha)^{j-1} \cdot z_{i-j})$$

Отсюда и из (1), предполагая  $M(Z(t)) \equiv 0$ , нетрудно вывести:

$$K_y(j \cdot T_S) \approx \frac{(1 - \alpha)^j}{N - j} \cdot (y_{N-j}^2 + \dots + y_1^2) \approx \sigma^2 \cdot (1 - \alpha)^j \quad (3)$$

Здесь был использован тот факт, что величины  $y_n$  и  $z_n$  независимы. Если интервал дискретизации  $T_S = 1$  сек, то из (3) вытекает, что в первом приближении

$$K_y(t) \approx \sigma^2 \cdot (1 - \alpha)^t \approx \sigma^2 \cdot \exp(-\alpha \cdot t)$$

Очевидно, что так была получена рекуррентная формула (2.28), которая применяется для моделирования процессов с АКФ (2). Однако (2.28) приводит к (2) приближенно и только при  $T_S = 1$  сек. Поскольку рабочий цикл хроматографа  $T_S = 300$  сек (рис. 1.9), в данном случае (2.28) определяет (псевдо)случайный сигнал с АКФ, которая практически не отличается от постоянной  $\sigma^2$ . Поэтому имитация сигналов хроматографа не соответствует экспоненциальным регрессиям в таб. 2.1. и 2.2.

Для получения автокорреляционной функции вида (2) случайный процесс  $Y(t)$  следовало моделировать с помощью рекуррентной формулы:

$$y((i+1) \cdot T_S) = \sigma \cdot \sqrt{1 - \exp(-2T_S/T_\Phi)} \cdot z(i \cdot T_S) + \exp(-T_S/T_\Phi) \cdot y(i \cdot T_S), \quad y(T_S) = 0$$

Здесь  $z(i \cdot T_S)$  - белый шум, имеющий нормированное распределение Гаусса. Полученная так случайная величина имеет нулевое мат. ожидание. Поэтому нужно прибавить к ней эмпирическое мат. ожидание, в итоге получится дискретная модель процесса  $Y(t)$ , который имеет эмпирическую дисперсию  $\sigma^2$ .

Таким образом, способ имитационного моделирования случайных процессов, использованный в работе, **не отвечает** автокорреляционным функциям вида (2.27), собранным в таб. 2.1 и 2.2. Безотносительно к этому АКФ (2) противоречат системам дифференциальных уравнений, принятым в модели процесса управления ректификационной колонной. В самом деле, согласно (2.7), (2.9), (2.11), (2.15), все преобразователи сигналов имеют передаточные функции вида:

$$W(p) = \frac{K}{T \cdot p + 1} \cdot \exp(-\tau \cdot p) \quad (4)$$

В роли входящего сигнала, например, может выступать расход сырья, в роли выходящего – концентрация изобутана. Спектральная плотность сигнала с АКФ (2) имеет вид:

$$S_x(\omega) = \frac{\sigma^2 \cdot \alpha}{\pi \cdot (\alpha^2 + \omega^2)} \quad (5)$$

Известно, что спектральные плотности входящего  $X(t)$  и выходящего  $Y(t)$  сигналов связаны уравнением

$$S_y(\omega) = |W(i\omega)|^2 \cdot S_x(\omega) \quad (6)$$

где  $W(i\omega)$  - частотная характеристика преобразователя. Все передаточные функции, возникающие в этой работе, имеют вид (4) или являются произведениями таких функций. Спектральные плотности **всех** сигналов имеют вид (5). Используя (6), отсюда легко олучить набор противоречий. Например, для пары сигналов  $Z_4(t), Z_6(t)$  или  $Z_1(t), Z_3(t)$ , связанных уравнениями (2.9) и (2.15) соответственно, получим:

$$\frac{\sigma_6^2 \cdot \alpha_6}{\pi \cdot (\alpha_6^2 + \omega^2)} = \frac{K^2}{T^2 \cdot \omega^2 + 1} \cdot \frac{\sigma_4^2 \cdot \alpha_4}{\pi \cdot (\alpha_4^2 + \omega^2)}$$

Данное тождество по  $\omega$  возможно только при  $T = 0$ .

Полученные противоречия доказывают неадекватность моделей случайных процессов, которые были использованы в диссертации (таб. 2.1).

Из указанных противоречий также вытекает, что имитационное моделирование сигналов управления, реализованное в этой работе, **не могло** подтвердить адекватность математических моделей (2.7), (2.9), (2.11), (2.15).

Из сказанного следует, что все результаты диссертации, связанные с имитационным моделированием и «*моделями измерительной информации*», являются ошибочными и не могут применяться на практике. Соответственно, адекватность «*каналов управления*», т.е. систем (2.7), (2.9), (2.11), (2.15), подтверждается **только** близостью зеленого графика на рис. 2.15 к красной ломаной линии, которая проведена через 6 экспериментальных точек. Синий график был ранее получен в работе <http://extremal-mechanics.org/wp-content/uploads/2015/04/01004858916.pdf> (рис. 2). Не ясно, почему он называется профилем «*по регламенту*»? Очевидно, что для аппроксимации настолько скудных, опытных данных (6 точек) найдется много других систем дифф. уравнений. При этом можно сделать так, чтобы график на рис. 2.15 был гладкой кривой, а не ломаной из двух прямолинейных звеньев. Поскольку такие «*каналы управления*» не проверялись в ходе реальных экспериментов, нет оснований доверять им и предпочитать другим возможным.

Главы 3 и 4 основаны на результатах из главы 2, рассмотренных выше. В них предлагаются и оцениваются алгоритмы адаптивного управления ректификационной колонной. Идеи алгоритмов не являются новыми. Они представлены, например, в диссертации С.А. Агринской (см. выше). С помощью мат. моделей вычисляются эталонные режимы работы, к которым следует приближать реальные режимы (3.1), чтобы компенсировать последствия их «дрейфа». В алгоритмах используются показатели потерь сырья по верху колонны  $\Delta J_v(N_m \cdot T_s)$  (2.2), эффективности работы верхней ЭР1( $j \cdot T_s$ ) (2.4) и нижней части колонны ЭР2( $j \cdot T_s$ ) (2.5). Эти показатели вычисляются по данным, полученным из мат. моделей.

Таким образом, представленным алгоритмам и программам можно доверять лишь в той мере, в которой адекватны заложенных в них, математические модели. Последние, как было показано, по существу не проверялись и являются ошибочными в том, что касается моделирования помех (т.е., отклонений от стационарных уровней сигналов).

### **Заключительные замечания**

Все результаты диссертации основаны на мат. моделях, которые, вопреки утверждениям автора, не прошли проверку на адекватность технологическим процессам. Они не тестировались в реальных экспериментах, а испытания посредством имитационного

моделирования, по-видимому, не проводились. Если такие тесты все же проводились, то их результаты, в значительной мере, были проигнорированы или недобросовестно интерпретированы. Подтверждение адекватности в рамках имитационных испытаний не могло иметь места вследствие того, что модели случайных процессов (таб. 2.1, 2.2) противоречат проверяемым моделям, которые заданы системами (2.7), (2.9), (2.11) и (2.15). Эти противоречия доказывают ошибочность утверждения на стр. 68: *«Аппроксимация корреляционных функций экспоненциальной формой не только справедлива для большинства параметров технологических процессов, но и может быть использована как универсальная форма описания измерительной информации в системах управления»*, которое автор процитировала по книге «Моделирование процессов управления в интеллектуальных измерительных системах». (Капля Е. В., Кузеванов В. С., Шевчук В. П. – М.:ФИЗМАТЛИТ, 2009)

Кроме того, имитирующие последовательности, полученные из (2.28) и (2.29) (таб. 2.2), не отвечают автокорреляционным функциям вида (2.27). Таким образом, следующее утверждение на стр. 86 не соответствует действительности: *«Контроль адекватности математических моделей проводился методом имитационного моделирования. Все полученные модели измерительной информации и модели основных каналов управления адекватно описывают реальные процессы, происходящие в ректификационной установке»*

Поскольку результаты перемешаны с чужими, трудно понять: что нового сделано в обсуждаемой работе? При этом статьи без соавторов отсутствуют. Если диссертация является коллективным трудом, то какие результаты принадлежат лично автору? То, что написано об этом в автореферате, является лишь субъективным мнением.

Не ясно также, почему к публикациям отнесены патенты? Авторское свидетельство можно получить даже на скрытый вариант *perpetuum mobile*, поэтому наличие патентов не характеризует работу, как правильную и практически полезную. В любом случае следовало указать их обособленно.

К странностям данной работы можно отнести и то, что ее научный руководитель работает на кафедре АТП ВФ МЭИ и на кафедре АПП ВолГТУ, которая сыграла роль ведущей организации. Результаты диссертации, включая программные комплексы, не были внедрены или хотя бы протестированы в условиях реального производства. Использование результатов в учебном процессе является имитацией внедрения. Кафедра АТП ВФ МЭИ готовит диссертации, которые внедряет у себя же? Логическим продолжением такого «инновационного» подхода могло бы стать учреждение диссертационного совета на кафедре АТП ВФ МЭИ.

**Вывод:** сомнительно, что данная работа удовлетворяет требованиям, предъявляемым к диссертациям на соискание ученой степени к.т.н. Никакая ее часть не может быть рекомендована к практическому применению, а исправление недостатков равнозначно написанию новой диссертации. Работа выглядит, как коллективная, но результаты автора не отделены от диссертации С.А. Агринской. Формальные нюансы, связанные с защитой обсуждаемой работы, на мой взгляд, могут иметь коррупционную подоплеку.

д.ф.-м.н. Д.Б. Зотьев  
профессор каф. общей физики  
Волжского филиала НИУ «МЭИ»

24 ноября 2014