

МИНИСТЕРСТВО ОБРАЗОВАНИЯ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ
ЮЖНО-РОССИЙСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ ТЕХНИЧЕСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ
(НОВОЧЕРКАССКИЙ ПОЛИТЕХНИЧЕСКИЙ ИНСТИТУТ)

ТЕОРИЯ, МЕТОДЫ И СРЕДСТВА ИЗМЕРЕНИЙ, КОНТРОЛЯ И ДИАГНОСТИКИ

*Материалы
IV Международной научно-практической
конференции*

Часть 1

*26 сентября
г. Новочеркасск*

Новочеркасск 2003

УДК 681.518.54
ББК 30.82
Т 33

Организаторы конференции:

Министерство образования РФ;
Северо-Кавказский научный центр высшей школы;
Южно-Российский государственный технический университет
(Новочеркасский политехнический институт);
Технический университет Ильменау (ФРГ);
Редакция журнала «Известия вузов. Электромеханика»;
Редакция журнала «Известия вузов. Северо-Кавказский регион.
Технические науки»;
Ростовский государственный медицинский университет

Оргкомитет конференции:

Н.И. Горбатенко (РФ), профессор – председатель;
Ю.А. Бахвалов (РФ), профессор;
Г. Вурмус (ФРГ), профессор;
Г. Йегер (ФРГ), профессор;
Е. Калленбах (ФРГ), профессор;
М.В. Ланкин (РФ), доцент – зам. председателя;
Н.Ф. Никитенко, профессор (РФ);
А.В. Павленко, профессор (РФ);
В.Н. Чернов, профессор (РФ)

Редакционная коллегия:

Н.И. Горбатенко, д-р техн. наук, профессор – ответственный редактор;
М.В. Ланкин, канд. техн. наук, доцент – зам. отв. редактора

Т 33 Теория, методы и средства измерений, контроля и диагностики:
Материалы IV Междунар. науч.-практ. конф., г. Новочеркасск, 26 сен-
тября 2003 г.: В 3 ч. / Юж.-Рос. гос. техн. ун-т (НПИ). – Новочеркасск:
ЮРГТУ, 2003. – Ч. 1. – 59 с.

ISBN 5-88998-381-4

Материалы конференции вошли в сборник из трех частей. Первая часть вклю-
чает доклады, посвященные ультразвуковым методам и средствам измерений и контро-
ля; оптическим и оптоэлектрическим методам и средствам измерений и контроля физи-
ческих величин и параметров материалов; цифровым методам и средствам измерений и
обработки измерительной информации; интеллектуальным средствам измерения.

УДК 681.518.54

ISBN 5-88998-381-4

© Южно-Российский государственный
технический университет (НПИ), 2003
© Авторы, 2003

ПРЕДИСЛОВИЕ

Южно-Российский государственный технический университет (Новочеркасский политехнический институт) – крупнейший вуз на юге России, имеющий вековой опыт исследований в различных отраслях науки и техники и обширные международные научно-технические контакты, – выступил инициатором проведения ряда международных дистанционных научно-практических конференций. Такая форма проведения конференций стала возможной в результате широкого развития телекоммуникационных технологий, в том числе Internet.

В сентябре 2003 года на базе ЮРГТУ (НПИ) проходила IV Международная научно-практическая конференция «Теория, методы и средства измерений, контроля и диагностики». В работе конференции приняли участие представители вузов Москвы, Санкт-Петербурга, Риги (Латвия), Екатеринбурга, Орла, Новороссийска, Новосибирска, Ульяновска, Краснодар, Белгорода, Братска, Тольятти, Перми, Ижевска, Казани, Ярославля, Йошкар-Олы, Ростова, Волгограда, Новочеркаска и Шахт.

На конференцию представлен 51 доклад, которые вошли в сборник, состоящий из трех частей. Каждая часть содержит материалы по нескольким научным направлениям.

Первая часть включает доклады, посвященные ультразвуковым методам и средствам измерений и контроля; оптическим и оптоэлектрическим методам и средствам измерений и контроля физических величин и параметров материалов; цифровым методам и средствам измерений и обработки измерительной информации; интеллектуальным средствам измерения.

Во вторую часть вошли статьи о теории, методах и средствах измерений и контроля концентраций, химического и структурного состава веществ и материалов; теории, методах и средствах измерений и контроля сил, вибрации и геометрических размеров; теории, методах и средствах измерений и контроля параметров магнитных, полупроводниковых и диэлектрических материалов; теории, методах и средствах радиоизмерений; теории, методах и средствах диагностики сложных технических систем.

В третью часть вошли доклады, освещающие вопросы теории, методов и средств измерений и диагностики в медицине и биологии; метрологического обеспечения измерений, контроля и диагностики; методов оценки состояния и перспектив развития предприятий, отраслей, комплексов; экономической диагностики производственных и социальных систем.

Организаторы выражают уверенность, что конференция послужит обобщению и распространению научных результатов, оказанию методической помощи молодым ученым и аспирантам, а также стимулированию контактов между учеными России и зарубежья, и с благодарностью примут замечания и пожелания.

Оргкомитет

ЦИФРОВАЯ ФИЛЬТРАЦИЯ ОТРАЖЕННОГО УЛЬТРАЗВУКОВОГО СИГНАЛА С ПОМОЩЬЮ АППАРАТНО- РЕАЛИЗОВАННОГО ВЫЧИСЛИТЕЛЯ

А.С. Столяров

Волгоградский государственный технический университет

Описан способ цифровой фильтрации отраженного ультразвукового сигнала с помощью извлечения соответствующей гармоники ДПФ, требующий малого количества аппаратных затрат, что позволяет создавать недорогие и значительно легче настраиваемые на пьезодатчики с различной резонансной частотой входные цепи ультразвуковых уровнемеров.

Основным нововведением, предлагаемым к внедрению при проектировании ультразвуковых уровнемеров, является полный отказ от аналоговой избирательной части, резонансная частота селективных контуров которых должна изменяться при смене опорной частоты зондирующих импульсов. Вместо этого предлагается использование цифровой фильтрации.

Анализ методов частотной фильтрации привел к использованию в качестве фильтра дискретного преобразования Фурье для частоты зондирующего импульса $f_{\text{АЦП}}/8$, на скользящем наборе данных длиной N , взвешенном окне. АЧХ такого преобразования хорошо известны для различных типов окон. Их анализ показывает, что лучшие результаты получаются при использовании непрямоугольной оконной функции. Однако ее использование подразумевает осуществление порядка $2N$ операций умножений на $N/2$ различных констант с накоплением за 400 нсек, что, хотя и реально сделать с помощью конвейеризации, требует чрезмерных аппаратных затрат как на умножители, так и на сумматоры.

Процесс конвейеризации вычислений показан на рисунке 1. Здесь на верхние уровни ступеней конвейеризации помещены отсчеты, пришедшие на вычислитель ранее, и поэтому имеющие возможность обрабатываться в течение более долгого времени. Очевидно, что такое построение вычислителя требует $N+4$ -х 12-разрядных ячеек памяти для хранения отсчетов данных и по 4 ячейки памяти для хранения предыдущих значений синусоидальной и косинусоидальной составляющих ДПФ. В идеале над результатом работы вычислителя желательно бы было применить операцию извлечения квадратного корня, но можно ограничиться и ограничением разрядности выходного значения – зато максимумы будут отчетливее.

При использовании 12-разрядных входных данных легко показать, что для отсутствия накопления ошибок при суммировании и последующем вычитании одних и тех же компонент, сумматор, выдающий значения синусоидальной и косинусоидальной компонент ДПФ, должен иметь результат в виде 22-разрядного числа. После возведения в квадрат синусоидальной и косинусоидальной компонент разрядность выходного сигнала умножителя должна равняться 2^{44} , соответственно, этой же величине должна

равняться входная разрядность сумматора, следующего за умножителем. Результат получается 45-разрядным. Для сохранения во внешней памяти его следует округлить до 32 разрядов и сохранять за 4 такта по байтам, либо извлечь из результата квадратный корень методами CORDIC и хранить округленный до 16 разрядов результат.

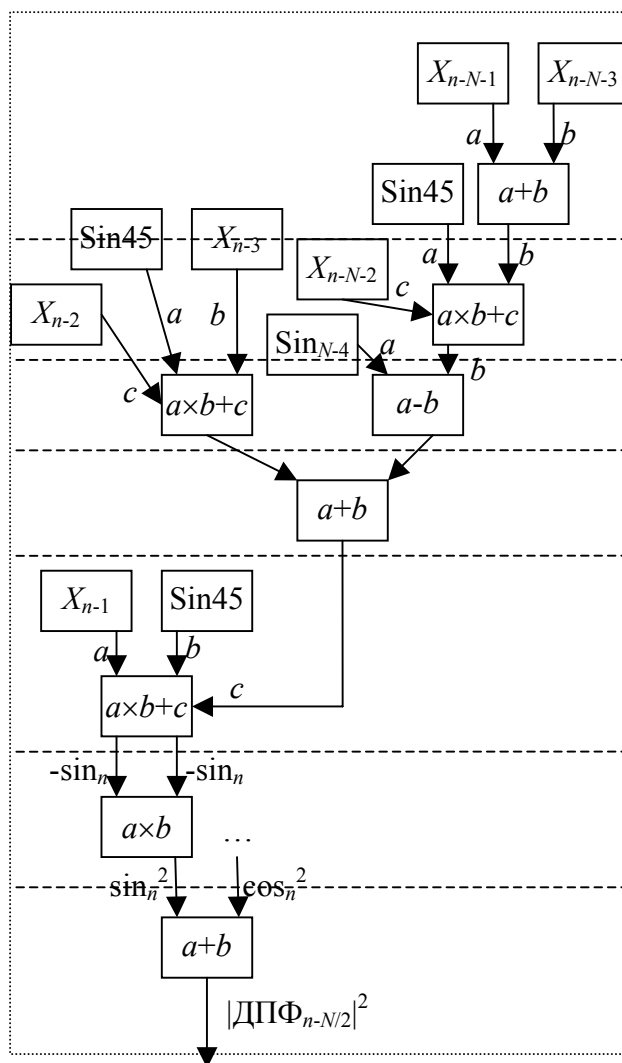


Рис.1. Возможный вариант построения шагов конвейеризации при вычислении ДПФ
(пунктирной линией показаны границы шагов конвейера)

При использовании 12-разрядных входных данных легко показать, что для отсутствия накопления ошибок при суммировании и последующем вычитании одних и тех же компонент, сумматор, выдающий значения синусоидальной и косинусоидальной компонент ДПФ, должен иметь результат в виде 22-разрядного числа. После возведения в квадрат синусоидальной и косинусоидальной компонент разрядность выходного сигнала умножителя должна равняться 2^{44} , соответственно, этой же величине должна равняться входная разрядность сумматора, следующего за умножителем. Результат получается 45-разрядным. Для сохранения во внешней памяти его следует округлить до 32 разрядов и сохранять за 4 такта по байтам, либо извлечь из результата квадратный корень методами CORDIC и хранить округленный до 16 разрядов результат.

Дальнейшая обработка этих результатов будет заключаться в поиске пиковых значений спектральных составляющих, их усреднении и получении таким образом временных интервалов прохождения пути ультразвуковым импульсом, легко переводимых в значения уровня. Исходя из частоты дискретизации порядка 2.5 МГц и из скорости ультразвука порядка 1500-2000 м/с, получаем разрешающую способность порядка 1 мм.

ВолгГТУ, Волгоград, пр. Ленина, 12.

УДК 621.397

ИЗМЕРИТЕЛЬ ПАРАМЕТРОВ ПОПЕРЕЧНОГО СЕЧЕНИЯ ТРУБНЫХ ЗАГОТОВОК В ПРОКАТНО-МЕТАЛЛУРГИЧЕСКОМ ПРОИЗВОДСТВЕ

Е.Б. Степаненко, В.А. Зибров, М.В. Виноградов

Южно-Российский государственный университет экономики и сервиса

Описана разработка измерителя поперечного сечения трубных заготовок в условиях металлургического производства.

При производстве бесшовных цельнокатаных труб необходимо соблюдение основных параметров (эллиптичность, разностенность, внутренний и внешний диаметры) согласно ГОСТ 8732-78 и ГОСТ 8731-87. Для контроля указанных параметров в процессе производства необходим измеритель геометрических параметров поперечного сечения трубных заготовок. Основной задачей исследований является разработка оптического измерителя параметров поперечного сечения нагретых трубных заготовок.

Проведённый патентный поиск показал, что большинство аналогичных измерителей построены на основе телевизионных датчиков. Результаты проведённых исследований раскрыли причины нецелесообразности использования контактных и ультразвуковых систем для решения поставленной задачи. Дальнейшие исследования выявили невозможность использования собственного излучения заготовки в процессе измерений, ввиду отсутствия контрастного изображения поперечного среза. Излучение заготовки признано паразитным и разработаны меры по его устранению путём применения интерференционных светофильтров, установленных перед объективом камеры. В качестве датчика выбрана цифровая камера на основе ПЗС-матрицы, что позволило получить требуемый динамический диапазон (около 60 дБ) и чувствительность около 0,2 лк. Проблема недостаточного уровня освещённости решена путём применения импульсной лампы-вспышки.

Так как заготовки могут быть различной длины (4, 8 и 12 метров), расстояние от поперечного среза заготовки до датчика непостоянно для каждого последующего измерения. Для определения этого расстояния ис-

пользуется система из двух камер, обеспечивающая стереоизображение на входе компьютера с установленной программой-анализатором.

Разрабатываемый измеритель способен обеспечить точность измерений около 0,2 % (максимально требуемая – 1,6 %).

Литература

1. Степаненко Е.Б., Зибров В.А. Телевизионный измеритель параметров нагретых трубных заготовок: Сб. науч. тр. ЮРГУЭС «Схемотехника, моделирование и сервисное обеспечение радиоэлектронных и информационных систем». – Шахты, 2002.

346500, г. Шахты, ул. Шевченко, 147, I-411, (8636)22-00-42, e-mail: Jean.Snow@list.ru.

УДК 621.397

АЛГОРИТМ ИЗМЕРЕНИЯ ДИАМЕТРА ТРУБНЫХ ИЗДЕЛИЙ ПРОКАТНО-МЕТАЛЛУРГИЧЕСКОГО ПРОИЗВОДСТВА

М.В. Виноградов, В.А. Зибров, Е.Б. Степаненко

Южно-Российский государственный университет экономики и сервиса

Рассматривается алгоритм определения геометрических параметров трубных изделий прокатно-металлургического производства с помощью телевизионного измерителя.

Измерение диаметра поперечного сечения трубных изделий непосредственно в ходе технологического процесса является необходимым средством контроля качества труб. Основной проблемой в процессе измерений является высокая температура поверхности изделия. Задача рассматриваемого алгоритма измерения состоит в обработке и анализе изображения, получаемого с помощью матричного фотоприемника.

В условиях трубопрокатного производства яркость объекта превышает яркость фона, следовательно, применимы методы выделения границ, использующие предварительную пороговую обработку (бинаризацию) изображения. Для выделения границы объекта на бинарном изображении с шумом целесообразно использовать метод обхода границы. Сущность данного метода заключается в поиске первого белого элемента разложения на изображении и последовательном круговом обходе и выделении соседних граничных элементов разложения. Если при последовательном обходе вновь встречается первоначальный элемент разложения, то это означает, что контур выделен полностью. Метод также позволяет определять одиночные засвеченные участки изображения по количеству соседних элементов разложения.

Для измерения геометрических параметров изделия необходимо произвести статистическую обработку результатов, позволяющую уменьшить влияние отдельных выбросов на результат. Достоинствами метода обхода границы является гарантированная непрерывность границы объекта, возможность оценки размеров контура с целью определения и фильтра-

ции ложных контуров и одиночных выбросов. На основе алгоритма в среде Visual Basic 6.0 разработана программа для анализа изображений и измерения геометрических параметров поперечного сечения трубных заготовок.

Литература

1. Харазов В.Г. Автоматизация высокотемпературных процессов. – Л.: Энергия, 1974. – 112 с.
2. Виноградов М.В., Зибров В.А. Алгоритм определения геометрических размеров нагретых трубных заготовок в прокатно-металлургическом производстве // Современные проблемы фундаментальных наук, информационных технологий и радиоэлектроники: Сб. науч. тр. ЮРГУЭС. – Шахты, 2003. – С. 23-28.

346500, г. Шахты, ул. Шевченко, 147, Лаб.ММиИС, e-mail: vinmike@mail.ru.

УДК 621.311

ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ ВЛИЯНИЯ АСИНХРОННОГО ЭЛЕКТРОДВИГАТЕЛЯ НА ТОК КОРОТКОГО ЗАМЫКАНИЯ В НИЗКОВОЛЬТНОЙ ЭЛЕКТРОУСТАНОВКЕ

Ю.П. Гусев, В.В. Кудинов, Г.Ч. Чо

ГОУВПО «Московский энергетический институт (технический университет)»

Приведены результаты серии экспериментов, проведенных на реальной электроустановке напряжением 0,4 кВ, подтвердившие возникновение эффекта снижения тока в цепи короткого замыкания примерно через 20-40 мс после его возникновения, вызванного асинхронными двигателями (АД). Предложены критерии целесообразности учёта влияния АД, при расчете токов короткого замыкания для проверки чувствительности защитных аппаратов.

Общеизвестно, что асинхронные двигатели (АД) увеличивают ток в начальный момент электрически близкого к ним короткого замыкания (КЗ). Рекомендованная ГОСТ методика расчета КЗ [1] устанавливает, что ток подпитки АД места КЗ максимален в начальный момент КЗ, а затем уменьшается, асимптотически стремясь к нулевому значению. Такое положение, вполне справедливое для электроустановок напряжением выше 1 кВ, для электроустановок напряжением до 1 кВ может стать причиной существенных ошибок. На кафедре «Электрические станции» ГОУ ВПО «МЭИ (ТУ)» проведено расчетно-теоретическое исследование переходных процессов в электроустановках с АД напряжением 0,4 кВ, показавшее, что в реальных условиях АД увеличивают ток КЗ лишь первые 20-40 мс после возникновения КЗ. Затем ЭДС АД уменьшается и направление тока в цепи АД меняется на противоположное, АД начинает шунтировать цепь КЗ. Пренебрежение шунтирующим эффектом АД может привести к неселективной работе защитных аппаратов, к повышенным тепловым нагрузкам на силовое оборудование, к пожарам на кабельных линиях. В тех случаях, когда благодаря большим значениям коэффициента чувствительности за-

щитные аппараты своевременно отключают поврежденные цепи, неучет шунтирующего эффекта АД приводит к завышению расчетного значения интеграла Джоуля [2] и, как следствие, к неоправданно большим запасам оборудования и проводников по термической стойкости.

Для проверки расчётно-теоретических исследований была проведена серия экспериментов с имитацией КЗ на экспериментальной электроустановке, созданной на базе ТЭЦ МЭИ (рис. 1). В состав электроустановки вошли лабораторный автотрансформатор (АТ) с переменным коэффициентом трансформации мощностью 15 кВА, асинхронный двигатель (М) мощностью 4 кВт типа 4А100S2У3. Автотрансформатор АТ подключен к сборке 0,4 кВ лаборатории электрического цеха ТЭЦ МЭИ.

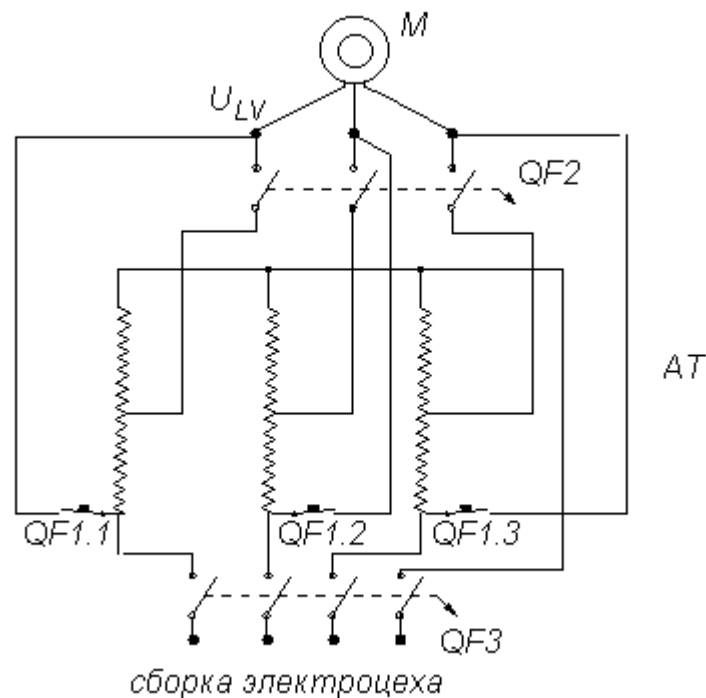


Рис.1. Принципиальная схема экспериментальной электроустановки

Сбор экспериментальных данных осуществлялся с помощью компьютера и многоканального аналого-цифрового преобразователя Е330, с периодом оцифровки 50 микросекунд. Управление модулем осуществлялось с помощью установленной на компьютере специализированной программы GUMETERS, разработанной на кафедре «Электрические станции» ГОУВПО «МЭИ (ТУ)». Регистрация сигналов осуществлялась с помощью датчиков тока, использующих эффект Холла, и с помощью резистивных делителей напряжения. Для имитации коротких замыканий разной электрической удаленности использовалось быстрое изменение коэффициента трансформации АТ, вызывавшее скачкообразное уменьшение напряжения на выводах АД. Малая продолжительность коммутации достигалась отключением выключателя QF1 от действия токовой отсечки при включении выключателя QF2 (рис. 1).

Была проведена серия экспериментов с мгновенными изменениями напряжения АД со 100 на 69 %, 54 и 43 %, соответствующими металличе-

ским КЗ разной удаленности и дуговым КЗ. За 100 % напряжения принято 380 вольт. В ходе экспериментов регистрировались мгновенные значения фазных токов АД и мгновенные значения напряжений на выводах вторичной обмотки АТ.

Для получения уточненных значений параметров АД, используемого в экспериментах, были проведены дополнительные опыты пусков АД (рис. 2).

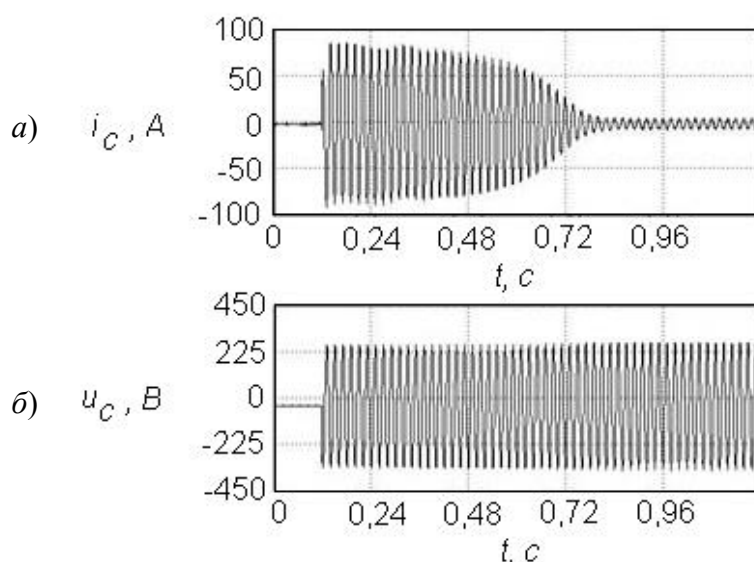


Рис.2. Осциллограмма пуска двигателя 4А100S2УЗ:
а) ток фазы С; б) напряжение фазы С на выводах двигателя

В начальный момент пуска ток АД составил 7,5 о.е., по отношению к номинальному току АД, и постепенно снижался до 1 о.е. по мере увеличения частоты вращения ротора АД. По величине снижения напряжения в процессе разворота АД уточнены параметры цепи питания АД.

На рис. 3 представлены осциллограммы тока и напряжения, при мгновенном снижении напряжения на вторичной обмотке АТ до $0,43U_{LV}$.

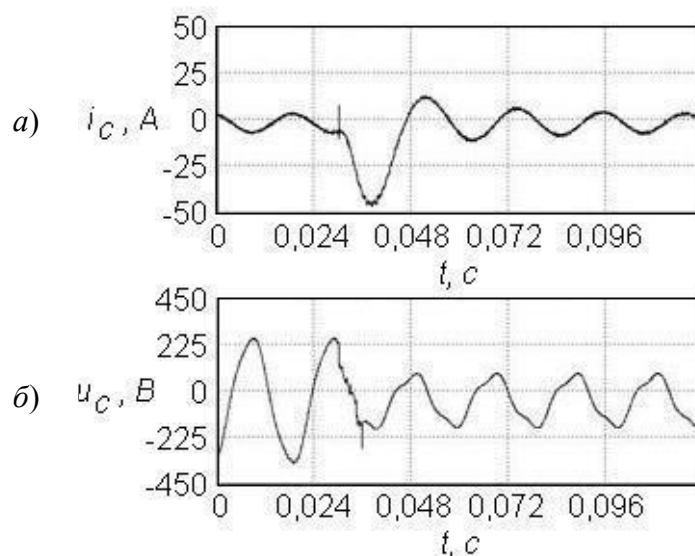


Рис.3. Переходный процесс при снижении напряжения до $0,43U_{LV}$:
а) ток фазы С; б) напряжение фазы С на выводах АД

Аналогичные осциллограммы были получены в ходе экспериментов при снижении напряжения на вторичной обмотке АТ до $0,54U_{LV}$ и до $0,69U_{LV}$. Во всех исследованных случаях резкое снижение напряжения сопровождается кратковременным увеличением тока в статорной обмотке АД, обычным для начального момента КЗ. По мере затухания апериодических составляющих тока в роторных контурах, ток в статорных обмотках двигателя снижается и меняется его начальная фаза.

Используя мгновенные значения фазных токов и фазных напряжений, был произведён анализ взаимного положения векторов тока статора АД и напряжения на выводах АД. В предшествующем КЗ режиме АД угол между векторами тока и напряжения близок к $\phi_{ном}$ и зависит от загрузки АД. По модулю вектор напряжения превышал вектор сверхпереходной ЭДС. Резкое снижение напряжения на вторичной обмотке АТ вызвало уменьшение модуля и изменение фазы вектора напряжения в сторону увеличения углового сдвига ϕ . При этом модуль сверхпереходной ЭДС АД оказался больше модуля напряжения, и двигатель начал подпитывать место КЗ. По мере затухания свободных процессов в роторных контурах АД уменьшался модуль и фаза вектора сверхпереходной ЭДС в сторону снижения угла ϕ при постоянном векторе напряжения. Через 30 миллисекунд векторы напряжения и сверхпереходной ЭДС стали одинаковыми по модулю, но вектор ЭДС продолжал уменьшаться. С этого момента АД перешёл из режима подпитки в режим шунтирования КЗ.

По результатам проведённых экспериментов и сопоставления их с результатами расчёта был подтверждён факт существования эффекта шунтирования двигателем ветви КЗ. Было проведено сопоставление экспериментальных данных с расчетно-теоретическими, подтвердившее адекватность математической модели реальной установке с приемлемой для исследований точностью. На основе проведенных исследований можно сделать вывод о целесообразности учета шунтирующего эффекта АД при расчете токов КЗ в низковольтных электроустановках для моментов времени, превышающих 20 миллисекунд. Наиболее существенно шунтирующий эффект АД проявляется при КЗ с остаточными напряжениями на сборках с АД от $0,25 - 0,5U_{ном}$, типичных для дуговых КЗ.

Для уточнения методики необходимо продолжить исследование в направлении уточнения влияния электрической дуги на шунтирующее действие АД.

Литература

1. ГОСТ Р 50270-92 Короткие замыкания в электроустановках. Методы расчёта в электроустановках переменного тока напряжением до 1кВ. – М.: Изд-во стандартов, 1993. – 59 с.
2. ГОСТ Р 50254-92 Короткие замыкания в электроустановках. Методы расчёта электродинамического и термического действия тока короткого замыкания. – М.: Изд-во стандартов, 1993. – 57 с.

СИНТЕЗ ИНВАРИАНТНЫХ ПАРАМЕТРИЧЕСКИХ ПРЕОБРАЗОВАТЕЛЕЙ ПОВЫШЕННОЙ ЧУВСТВИТЕЛЬНОСТИ

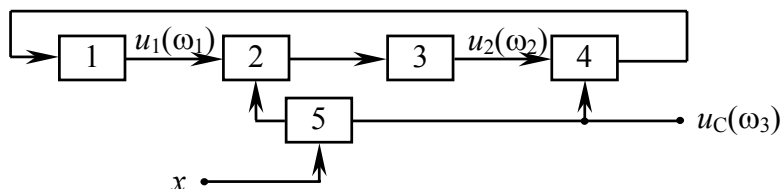
С.В. Шлыков

Тольяттинский государственный университет

Рассматриваются преобразователи, позволяющие увеличить величину индекса угловой модуляции генерируемого автоколебательной системой периодического сигнала по сравнению с вариацией параметров сигнала синхронизации. За основу взята автоколебательная система с комбинационным взаимодействием сигналов трёх не кратных частот. Инвариантность достигнута путём применения цифровых методов обработки сигнала.

Использование нового эффекта сверхчувствительности автоколебательных систем к вариации параметров сигнала синхронизации позволяет выполнить противоречивые требования увеличения чувствительности преобразователей и повышения стабильности их модуляционных характеристик [1]. Реализация автоколебательной системы с помощью цифровых технологий обеспечивает высокую чувствительность, стабильность характеристик преобразования и инвариантность.

Измерительная система выполнена на основе микроконтроллера, в состав которого входят АЦП. Измеряемый параметр x воздействует на управляемый фазовращатель 5, включенный в один из каналов цепи сигнала синхронизации. Эффект сверхчувствительности наблюдается при противоположных наклонах фазочастотных характеристик полосных усилителей 1 и 3:



Все необходимые преобразования выполняются программным путём. Полосные усилители реализуются как цифровые фильтры. Выбранный алгоритм преобразования обеспечивает заданную чувствительность. Структура фазовращателя обеспечивает инвариантность всего преобразователя. Экспериментальные исследования на макетном образце и компьютерное моделирование преобразователей в среде MATLAB подтверждают их эффективность.

Работа выполнена в рамках НИР каф. ТОЭ с госбюджетным финансированием по плану НИР ТГУ.

Литература

1. Иванов В.В., Глушенков М.С., Шлыков С.В. Явление сверхчувствительности автоколебательных систем // Актуальные проблемы радиоэлектроники / Вестник СГАУ. Самара, 2002. – Вып. 6. – С. 42-47.

НЕКОТОРЫЕ ПОДХОДЫ К ОБРАБОТКЕ ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНЫХ ДАННЫХ КАЛОРИМЕТРИЧЕСКОГО ТИТРОВАНИЯ

М.М. Арутюнян, В.Т. Панюшкин
Кубанский государственный университет

Описывается применение некоторых программ для оцифровки термограмм калориметрического титрования с целью получения зависимости «теплота-количество вещества».

Графическая обработка термограмм калориметрического титрования в соответствии с рекомендациями [1] предполагает разбиение кривой на ограниченное число прямолинейных участков и их дальнейший обсчет, результатом которого является получение зависимости «теплота-количество вещества». Ошибка в определении температурного перепада составляет до $\pm 0,3 \%$ [2].

Для перевода термограмм в цифровой вид были использованы две программы Graph Digiter [3] и Grafula-III [4]. Количество точек, снимаемых с одного графика данными программами, может достигать до 500. Ручная же обработка графика не превышает 30 точек. В качестве основных единиц были выбраны пиксели, что очень удобно для последующего учета температурного хода и теплового значения калориметра в начале и конце опыта и перехода от зависимости «температура-время» к зависимости «теплота-количество вещества». Подготовленные таким образом данные любого физико-химического эксперимента удобно обсчитываются различными программами по обработке физико-химического отклика. Например, зарубежными программными комплексами моделирования сложных равновесий комплексообразования – HyperQuad, SuperQuad и др. и российским аналогом – CPESP [5].

Литература

1. Экспериментальные методы химии растворов: Спектроскопия и калориметрия. – М.: Наука, 1995. – 185 с.
2. Иконников А.А, Васильев В.П. Определение действительного перепада температуры в термохимическом опыте при использовании калориметра с автоматической записью кривой «температура-время» // Журн. физической химии. – 1970. – № 8. – С. 1940-1942.
3. <http://www.geocities.com/graphdigitizer/>
4. <http://home.comset.net/wesik/grafula3/grafula3.htm>
5. Сальников Ю.И., Глебов А.Н., Девятов Ф.В. Полиядерные комплексы в растворах. – Казань: Изд-во Казан. ун-та, 1989. – 148 с.

350040, г. Краснодар, ул. Ставропольская, 149, т. 699-574,
e-mail: Arutyunyan@chem.kubsu.ru.

НЕЛИНЕЙНЫЕ ОРТОГОНАЛЬНЫЕ ПРЕОБРАЗОВАНИЯ

С.В. Лобанов

Московский авиационный институт (Государственный технический университет)

Дается представление линейных ортогональных преобразований как преобразований оптимальных в случае функции регрессии первого порядка. Приводятся нелинейные преобразования, которые являются дальнейшим развитием линейных ортогональных преобразований, оптимальных в случае функции регрессии порядка двух и более. Делается обоснование о перспективности их практического применения.

В различных областях науки и техники широкое распространение получили линейные ортогональные преобразования. Их основное назначение – декоррелировать исходный блок данных на блок статистически независимых элементов такого же количества.

Критерием абсолютной статистической независимости двух случайных величин X и Y , как известно, считается равенство нулю генерального корреляционного отношения, как показателя наличия функциональной и статистической зависимости:

$$\rho_{Y/X} = \sqrt{\frac{D[M(Y/X)]}{DX}} = \sqrt{\frac{M[M(Y/X) - MX]^2}{M(X - MX)^2}}, \quad (1)$$

где $D[\dots]$ – оператор дисперсии; $M[\dots]$ – оператор математического ожидания.

Однако линейные ортогональные преобразования оптимальны в случае, если между элементами преобразуемого блока данных имеется линейная функция условного математического ожидания – функция регрессии или, что то же самое, процесс стационарен.

Данное утверждение можно доказать на примере двух случайных величин X и Y . Пусть линейное условное математическое ожидание (функция регрессии) одной из величин в зависимости от значения другой будет следующим:

$$M_{\text{лин}}(Y/X = x) = a + bx. \quad (2)$$

Тогда условная дисперсия принимает вид

$$\begin{aligned} D_{\text{лин}}(Y/X = x) &= M[(Y/X = x) - M_{\text{лин}}(Y/X = x)]^2 = \\ &= M[(Y/X = x) - a - bx]^2. \end{aligned}$$

В общем случае при изменении x условная дисперсия $D_{\text{лин}}(Y/X = x)$ изменяется. Найдем характеристику разброса значений величины Y , вызванного влиянием на нее остаточных факторов. Она примет вид

$$\sigma_{\text{олин}}^2(a, b) = M[D_{\text{лин}}(Y/X = x)] = M[Y - a - bX]^2.$$

Эта величина при фиксированных значениях параметров a и b является постоянной. Принимая во внимание свойство минимальности дисперсии,

значения параметров a и b находят из условия $\sigma_{\text{лин}}^2(a, b) \rightarrow \min$. Для этого возведя в квадрат выражение, далее применив к нему операцию математического ожидания, учитывая свойства математического ожидания, а затем, продифференцировав полученное выражение по a и b , находим систему линейных уравнений, решив которую, имеем окончательный результат:

$$a = M(Y) - bM(X), \quad b = \frac{K(XY)}{\sigma_0^2(X)},$$

где $K(XY) = M(XY) - M(X)M(Y) = M[(X - M(X))(Y - M(Y))]$ – ковариационный момент.

Условием независимости величин друг от друга будет постоянная функция регрессии $M_{\text{лин}}(Y/X = x)$, не зависящая от значений величины X . Для этого необходимо, чтобы коэффициент b функции регрессии был равен нулю. Отсюда вытекает условие равенства нулю ковариационного момента $K(XY) = 0$. В случае $N > 2$ необходимо, чтобы все попарные коэффициенты ковариации между элементами декоррелируемого блока были равны нулю.

Как известно из преобразования Карунена-Лоэва, это достигается путем использования линейного ортогонального преобразования

$$S_{\omega} = \sum_{j=0}^{N-1} h_{\omega,j} X_j \quad (\omega = 0, 1, \dots, N-1), \quad (3)$$

матрица коэффициентов $h_{\omega,j}$ которого составлена из собственных векторов ковариационной матрицы. Таким образом, можно сделать вывод, что линейное ортогональное преобразование оптимально в случае наличия между элементами преобразуемого блока линейной функции регрессии, т.е. если процесс стационарен.

Итак, если между элементами преобразуемого блока данных имеется линейная функция регрессии (2) (каждая своя для каждой пары элементов), то в этом случае линейное ортогональное преобразование (3), в котором коэффициенты в каждой строке являются собственными векторами ковариационной матрицы, позволяет сделать полностью независимыми элементы преобразованного блока. При этом корреляционное отношение между элементами преобразованного блока будет равно нулю, т.к. оно будет совпадать с коэффициентом корреляции.

Однако реальные данные, над которыми производится обработка, например видеоизображения, далеки от условия стационарности. У элементов блока реальных случайных процессов функция регрессии далеко не линейная. Следовательно, линейное ортогональное преобразование не может обеспечить хорошей декорреляции элементов блока, что ухудшает эффективность алгоритмов цифровой обработки сигналов.

Для обеспечения максимальной эффективности алгоритмов необходимо рассматривать нелинейные функции регрессии более высокого по-

рядка, нежели чем линейная. Рассмотрим случай, когда функция регрессии является нелинейной второго порядка:

$$M_{\text{пор2}}(Y/X = x) = a + bx + cx^2. \quad (4)$$

Проведя аналогичные рассуждения как в случае линейной функции регрессии, получим

$$\sigma_{\text{пор2}}^2(a, b, c) = M[Y - a - bX - cX^2]^2.$$

После возведения в квадрат, применения операции математического ожидания, дифференцирования полученного выражения по a , b и c и решения системы из трех равных нулю линейных уравнений получим

$$\begin{aligned} a &= \frac{M(X^4)(M(X)M(XY) - M(X^2)M(Y))}{S} + \\ &\frac{M(X^3)(M(X^3)M(Y) - M(X)M(X^2Y)) + M(X^2)(M(X^2)M(X^2Y) - M(X^3)M(XY))}{S}, \\ b &= \frac{-M(X^4)K(XY) + M(X^3)K(X^2Y) - M(X^2)(M(X^2Y)M(X) - M(X^2)M(XY))}{S}, \\ c &= \frac{M(X^3)K(XY) - M(X^2)K(X^2Y) + M(X)(M(X^2Y)M(X) - M(X^2)M(XY))}{S}, \end{aligned}$$

где $S = M(X^4)(M(X)^2 - M(X^2)) + M(X^3)^2 + M(X^2)^3 - 2M(X)M(X^2)M(X^3) -$ некоторое выражение, не зависящее от Y .

Как можно убедиться, условиями, при которых коэффициенты b и c будут равны нулю, а коэффициент a равен $M(Y)$, будут следующими:

$$K(XY) = 0 \Rightarrow M(XY) = M(X)M(Y), \quad (5)$$

$$K(X^2Y) = 0 \Rightarrow M(X^2Y) = M(X^2)M(Y). \quad (6)$$

С другой стороны, если рассматривать независимость величины X от Y и проведя аналогичные рассуждения, то к этим условиям добавится еще следующее условие:

$$K(XY^2) = 0 \Rightarrow M(XY^2) = M(X)M(Y^2). \quad (7)$$

Таким образом, для того чтобы сделать полностью независимыми друг от друга случайные величины X и Y в предположении, что функция регрессии у них квадратичная, необходимо обеспечить выполнение этих трех условий (5), (6) и (7).

Проведя аналогичные рассуждения можно доказать, что в случае функции регрессии порядка P для декоррелирования блока элементов необходимо найти такое преобразование, которое бы обнуляло все ковариационные моменты вида $K(XY^i)$ и $K(X^iY)$, где $1 \leq i \leq P$. Это означает, что при рассмотрении функции регрессии порядка P и количества переменных равного N имеется P ковариационных матриц (матрица i -го порядка приведена в таблице), в которых, используя какое-либо преобразование, необходимо обнулить все элементы, стоящие вне их главных диагоналей.

Ковариационная матрица порядка i

$K(S_0S_0^i)$	$K(S_0S_1^i)$	$K(S_0S_2^i)$	\dots	$K(S_0S_{N-1}^i)$
$K(S_1S_0^i)$	$K(S_1S_1^i)$	$K(S_1S_2^i)$	\dots	$K(S_1S_{N-1}^i)$
$K(S_2S_0^i)$	$K(S_2S_1^i)$	$K(S_2S_2^i)$	\dots	$K(S_2S_{N-1}^i)$
\dots	\dots	\dots	\dots	\dots
$K(S_{N-1}S_0^i)$	$K(S_{N-1}S_1^i)$	$K(S_{N-1}S_2^i)$	\dots	$K(S_{N-1}S_{N-1}^i)$

Следует отметить, что, используя линейные преобразования с определенными коэффициентами, можно осуществить декорреляцию каждой отдельной ковариационной матрицы заданного порядка. Однако возникает проблема совмещения выходов P линейных преобразований в один выходной сигнал, чтобы при этом не нарушилось равенство нулю ковариационных моментов, стоящих вне главных диагоналей матриц.

Если между элементами исходного блока имеется нелинейная функция регрессии, то в этом случае корреляционное отношение уже не будет равно коэффициенту корреляции и в этом случае, чтобы обнулить корреляционное отношение (1), необходимо применять нелинейные преобразования.

В качестве такого преобразования можно использовать полиномиальное преобразование порядка P на основе функционального ряда Вольтерра [2], частным случаем которого является линейное ортогональное преобразование при $P=1$. Можно предложить, следующее полиномиальное преобразование, которое в случае функции регрессии P -го порядка, выглядит следующим образом:

$$S_{\omega} = \sum_{p=1}^P \left[\sum_{i_1=0}^{N-1} \dots \sum_{i_p=i_{p-1}}^{N-1} \left[h_{\omega}(i_1, \dots, i_p) \prod_{m=1}^P X(i_m) \right] \right]. \quad (8)$$

Эффективность данного преобразования заключается в том, что в случае наличия нелинейной функции регрессии между элементами блока, преобразованные элементы блока данных становятся менее коррелированными, нежели чем после линейного ортогонального преобразования, что, например, увеличивает эффективность последующего квантования и статистического кодирования в алгоритмах сжатия информации с потерями.

Недостаток нелинейного преобразования (8) – это трудности с получением обратного преобразования и единственности обратного решения. Помимо преобразования (8) возможен подход, когда нелинейное преобразование представляется в виде комбинации P каскадов линейного преобразования, с нелинейным преобразованием между каскадами. В этом случае получение обратного решения сводится к обратному ходу вычислений и подразумевает единственность решения просто в силу самой схемы построения преобразования.

Напрямую использование преобразования (8) нецелесообразно в силу затруднения метода нахождения оптимальных коэффициентов под заданный класс случайных сигналов. Действительно количество коэффициентов при росте порядка преобразования растет экспоненциально, тогда как количество условий на составление системы для получения коэффициентов растет полиномиально.

В силу этих соображений можно предложить несколько вариантов нелинейных преобразований, где эта проблема устраняется. Возможно следующее преобразование

$$S_{\omega} = \sum_{p=1}^P \left[\sum_{i=0}^{N-1} h_{\omega,p,i} X(i) \right]^p \quad (9)$$

или такое

$$S_{\omega} = \sum_{p=1}^P \left\{ \prod_{j=1}^p \left[\sum_{i=0}^{N-1} h_{\omega,j,i} X(i) \right] \right\}. \quad (10)$$

Однако следует отметить, что оба этих варианта не устраняют проблемы единственности обратного решения. Если дополнить условия равенства нулю ковариационных моментов таблицы условиями нормировки (аналогичными, как для ортогональных), то получится точное совпадение количества коэффициентов и условий для их нахождения.

Следует, однако, понимать, что преобразование (8) является дальнейшим развитием ортогонального преобразования. Поэтому возможен другой подход, связанный с адаптацией коэффициентов ортогонального преобразования под конкретный обрабатываемый блок данных. Это означает, что коэффициенты адаптивного ортогонального преобразования должны зависеть от самих элементов исходного блока. Данный метод подразумевает использование следующего выражения:

$$S_{\omega} = \sum_{i=0}^{N-1} \left[h_{\omega,i} + \sum_{p=2}^P \left[\left(\sum_{j=0}^{N-1} k_{\omega,p,i,j} X(j) \right)^{p-1} / \left(\sum_{j=0}^{N-1} X(j)^2 \right)^{\frac{p-1}{2}} \right] \right] X(i). \quad (11)$$

Здесь элементы $h_{\omega,i}$ и $k_{\omega,p,i,j}$ являются элементами ортогональных матриц. В силу этого, при дополнении условий равенства нулю ковариационных моментов таблицы условиями ортогональности и нормировки также получается точное совпадение количества коэффициентов и условий для их нахождения.

Литература

1. Щербаков М. А. Нелинейная фильтрация сигналов и изображений: Учеб. пособие. – Пенза: Изд-во Пенз. гос. ун-та, 1999. – 166 с.
2. Вольтерра В. Теория функционалов, интегральных и интегро-дифференциальных уравнений. – М.: Наука, 1982. – 304 с.

117607, г. Москва, Мичуринский пр-т, д. 19, к. 1, кв. 213, т. (095) 734-16-94,
e-mail: lobkort@gazsvyaz.ru.

ПАРАМЕТРИЧЕСКАЯ ИДЕНТИФИКАЦИЯ КВАЗИСТАЦИОНАРНЫХ ВРЕМЕННЫХ ПРОЦЕССОВ С ЭЛЕМЕНТАМИ РАЗРЕШЕНИЯ ПРОТИВОРЕЧИЯ МЕЖДУ ТОЧНОСТЬЮ И БЫСТРОДЕЙСТВИЕМ

А.Д. Буштрук, Т.Н. Буштрук, Р.А. Иванов
Братский государственный технический университет

Описана постановка задачи идентификации временных процессов и предложена схема для идентификации квазистационарных временных процессов с элементами разрешения противоречия между точностью и быстродействием.

Задача идентификации временных процессов – обычная задача многих областей науки и техники, таких, как радиоэлектроника, геофизика, астрономия, медицина, радиолокация, проектирование и испытание мостов, самолетов и автомобилей, обработка и распознавание речи и изображений и многих других. Поскольку потребность в решении такой задачи всегда была велика, не могли не появиться и методы её решения. Например, работы Баттеруорта относятся к тридцатым годам прошлого века, а работы Фурье относятся к IX веку. Анализ временных рядов включает в себя много различных разделов, связанных с обработкой данных. Существуют две основные цели анализа временных рядов: определение природы ряда и прогнозирование (предсказание будущих значений временного ряда по настоящим и прошлым значениям). Обе эти цели требуют, чтобы модель ряда была идентифицирована и, более или менее, формально описана. Как только модель определена, вы можете с ее помощью интерпретировать рассматриваемые данные. Затем вы можете экстраполировать затем ряд на основе найденной модели, то есть предсказать его будущие значения.

Процедуры оценки параметров и прогнозирования предполагают, что математическая модель процесса известна. В реальных данных часто нет отчетливо выраженных регулярных составляющих. Отдельные наблюдения содержат значительную ошибку, тогда как мы хотим не только выделить регулярные компоненты, но также построить прогноз. Методы, разработанные Боксом и Дженкинсом (1976), позволяют это сделать. Данный метод чрезвычайно популярен во многих приложениях, и практика подтвердила его мощност и гибкость.

Метод корреляционной идентификации временных рядов, описанный выше, предполагает обязательное наличие стационарности временных процессов. Но чаще всего наблюдаемые временные процессы – нестационарны. Точно идентифицировать параметры объекта в таком случае невозможно. Поэтому возникает необходимость в использовании других методов идентификации, например, – корреляционно-спектральном.

Из опыта авторов данной статьи следует, что при идентификации линейных и нелинейных динамических объектов более целесообразно ис-

пользовать корреляционно-спектральные функции, а не корреляционные функции и спектральные плотности.

Эта задача решается с помощью следующей схемы корреляционно-спектрального анализатора.

С помощью этой схемы (рис. 1) также решается проблема противоречия между точностью и быстродействием:

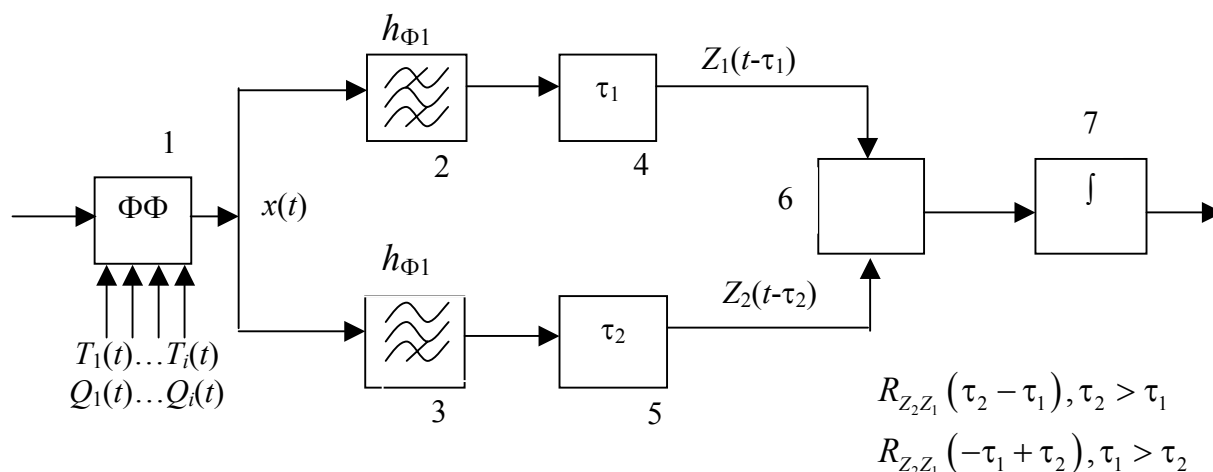
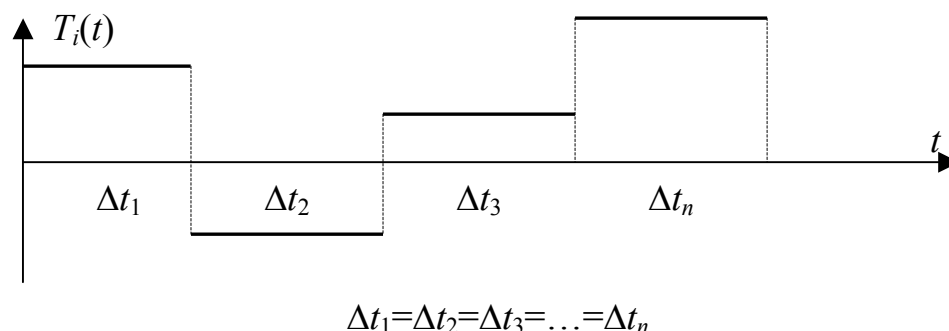


Рис.1. Схема корреляционно-спектрального анализатора

На рис. 1: блок 1 – линейный формирующий фильтр, для которого передаточная функция имеет вид

$$W_{\Phi\Phi}(S) = \frac{k(t) \prod_{i=1}^m (Q_i(t)S + 1)}{\prod_{i=1}^n (T_i(t)S + 1)}, \quad (1)$$

где $k(t)$ – масштабный коэффициент формирующего фильтра; Q_i и T_i – постоянные составляющие полинома, меняющиеся во времени следующим образом:



Блоки 2,3 – четные полосовые фильтры, для которых импульсные переходные характеристики имеют вид:

$$h_{\Phi_1}(t) = \frac{K_1}{T_1} \exp^{\frac{1}{T_1}|t|} \cos \omega_0^{(1)} t, \quad (2)$$

$$h_{\Phi_2}(t) = \frac{K_2}{T_2} \exp^{\frac{1}{T_2}|t|} \cos \omega_0^{(2)} t,$$

где K_1 и K_2 – масштабные коэффициенты; T_1 и T_2 – постоянные времени; $\omega_0^{(1)}$ и $\omega_0^{(2)}$ – центральные частоты настройки полосовых фильтров (нужно отметить, что формулы (2) справедливы для квазистационарных участков).

Блоки 4,5 – временные задержки с временами задержки τ_1 и τ_2 ; блок 6 – перемножитель; блок 7 – интегратор.

Литература

1. Бокс и Дженкинс. Идентификация временных рядов, 1976.
2. Буштрюк А.Д. Корреляционные методы идентификации нелинейных динамических объектов. – Братск: БрИИ, 1998. – 165 с.

665708, г. Братск, ул. Крупской, 25-69, e-mail: airline@inbox.ru.

УДК 658.512:519.711.03

КОНСТРУИРОВАНИЕ МОДЕЛЕЙ СЛУЧАЙНЫХ ПРОЦЕССОВ С ЗАДАННЫМ ЧАСТОТНЫМ ДИАПАЗОНОМ

Н.В. Волков, О.Р. Волкова

Московский государственный технологический университет «СТАНКИН»

Рассматриваются возможные подходы к конструированию моделей случайных процессов с постоянной спектральной плотностью в заданных частотных диапазонах и приводятся примеры.

При исследовании технических систем методом Винера, основанном на анализе измерительной информации, используется широкополосный «белый» шум. Этот случайный процесс (СП) должен обладать строго определенными статистическими свойствами. Технология активной коррекции псевдослучайных последовательностей (ПСП) [1] для обеспечения необходимых свойств моделей СП оказывается тесно связанной с решением задачи фильтрации широкополосного шума для выделения в нем необходимых частотных диапазонов. Такая задача возникает, в частности, если испытаниям подвергается техническая система, которая в силу особенностей своего функционирования не способна реагировать на заданном временном интервале на компоненты широкополосного «белого» шума.

При изучении технической системы в заданном частотном диапазоне с возможностью проведения эффективной процедуры идентификации фильтрация СП с помощью известных фильтров сводит процедуру иден-

тификации динамических характеристик системы к решению системы интегральных уравнений, т.к. изменения частотного диапазона вносят одновременно искажения в строго задаваемые свойства модели случайного процесса. Таким образом формулируется задача построения фильтра, обладающего следующими требованиями:

- безусловное выделение требуемого диапазона частот;
- сохранение в автокорреляционной функции (АКФ) модели СП некоторого количества точек, позволяющих производить процедуру идентификации динамических характеристик методом взаимных корреляций аналогично тому, как это производится с применением модели «белого» гауссовского шума.

Так как метод конструирования моделей СП, описанный в [2], предполагает задание желаемой АКФ, то определим те формы АКФ, которые потребуются для низкочастотной и полосовой фильтрации.

Первоначально рассмотрим задачу низкочастотной фильтрации, т.е. спектральная плотность стационарного СП задается постоянной в диапазоне частот $\omega \in [0; \omega_0]$:

$$\Phi_{xx}(\omega) = \begin{cases} \Phi_0, & |\omega| \leq \omega_0, \\ 0, & |\omega| > \omega_0. \end{cases} \quad (1)$$

где $\Phi_{xx}(\omega)$ – спектральная плотность процесса $x(t)$; ω_0 – частота ограничения диапазона частот.

Учитывая связь спектральной плотности $\Phi_{xx}(\omega)$ с АКФ $R_{xx}(\tau)$ [3], получим

$$R_{xx}(\tau) = 2\Phi_0 f_0 \frac{\sin \omega_0 \tau}{\omega_0 \tau}, \quad f_0 = \frac{\omega_0}{2\pi}. \quad (2)$$

Отметим, что выборочные значения процесса $x(t)$ $x_k = x\left(\frac{k}{2f_0}\right)$ центрированы и некоррелированы и $R_{xx}(\tau)$ в этих точках обращается в нуль, т.е. появляется возможность определения динамических характеристик без решения интегральных уравнений.

Таким образом, для решения задачи низкочастотной фильтрации достаточно произвести конструирование модели СП с АКФ вида (2).

В качестве примера была построена модель СП, соответствующего прохождению широкополосного «белого» шума через низкочастотный фильтр с частотой среза $f_0 = 5$ Гц. Размер выборки ПСП – 4096 точек, глубина памяти $T=2,55$ с; интервал дискретности по времени $h_t = 0,01$ с.

На рис. 1 представлены АКФ модели СП до и после коррекции ПСП (точность задания АКФ с помощью соотношения (2) $\varepsilon = 10^{-6}$). На рис. 2 – спектральная плотность модели СП также до и после коррекции.

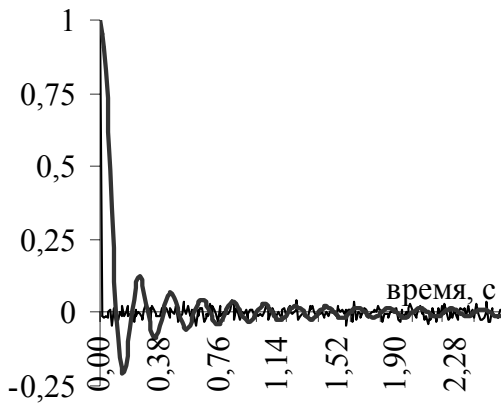


Рис.1. АКФ модели СП до и после коррекции: — до коррекции;
— после коррекции

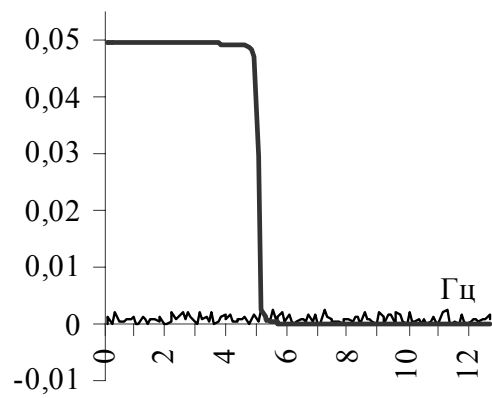


Рис.2. Спектральная плотность модели СП до и после коррекции: — до коррекции; — после коррекции

На рис. 3 приведены результаты коррекции СП.

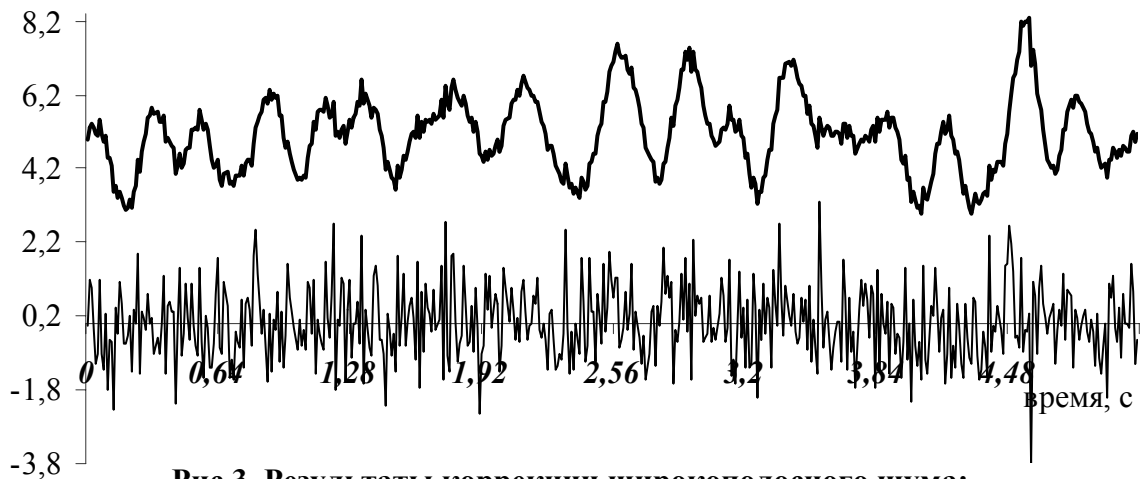


Рис.3. Результаты коррекции широкополосного шума:
— широкополосный белый шум; — шум на выходе фильтра (частота среза 5 Гц)

На рис. 4 показано влияние точности задания АКФ на свойства спектральной плотности.

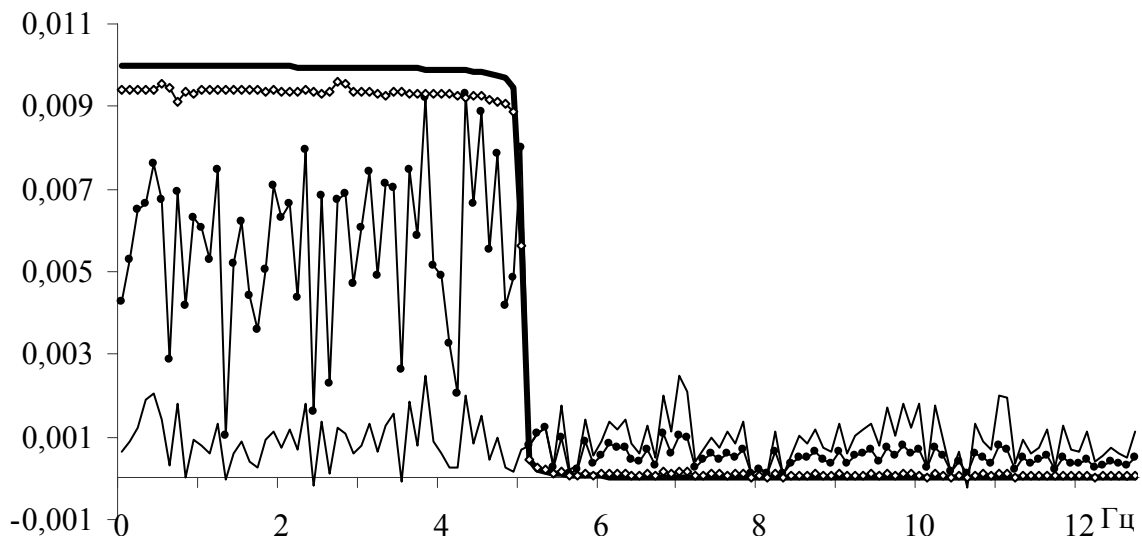


Рис.4. Изменение свойств спектральной плотности в зависимости от погрешности задания АКФ: — до коррекции; — погрешность 0,9; — погрешность 0,125;
— погрешность 0,000001

Теперь рассмотрим решение задачи полосовой фильтрации. В этом случае спектральная плотность случайного процесса задается соотношением:

$$\Phi_{xx}(\omega) = \begin{cases} \Phi_0, \omega_1 \leq |\omega| \leq \omega_2, \\ 0, |\omega| > \omega_2, |\omega| < \omega_1. \end{cases} \quad (3)$$

В соответствии с [3] АКФ имеет вид:

$$R_{xx}(\tau) = 2\Phi_0 \left(f_2 \frac{\text{Sin}\omega_2\tau}{\omega_2\tau} - f_1 \frac{\text{Sin}\omega_1\tau}{\omega_1\tau} \right), \quad \omega = 2\pi f. \quad (4)$$

Это соотношение используется для выделения в широкополосном СП сигнала с заданным частотным диапазоном $\omega \in [\omega_1, \omega_2]$.

Так как метод коррекции ПСП является итерационным, т.е. для получения ПСП с заданными свойствами необходимо многократно применить этапы коррекции, что, в свою очередь, ограничивает область применения описанной выше технологии фильтрации, то рассмотрим возможные схемы упрощения решения задачи. Для этого достаточно исходить из следующих соображений:

- модель широкополосного СП в виде ПСП с заданными статистическими характеристиками в виде АКФ уже построена;
- системы, каждая из которых последовательно выполняет преобразование ПСП, обеспечивая приближение оценки АКФ, образуют последовательное соединение, что позволяет определить весовую функцию системы, которая производит искомое преобразование за один шаг.

В предположении о линейности такой системы само преобразование является интегралом свертки

$$y(t) = \int_0^{\infty} h(\tau)x(t-\tau)d\tau,$$

где $x(t)$ – широкополосный СП с АКФ $R_{xx}(\tau) = \delta(\tau)$; $y(t)$ – СП с заданным частотным диапазоном; $h(t)$ – искомая весовая функция.

Воспользуемся соотношением Винера-Ли [2]:

$$R_{yy}(t) = \int_0^{\infty} h(\xi)R_{yx}(t-\xi)d\xi,$$

связывающим авто- и взаимные корреляционные функции процессов $x(t)$ и $y(t)$. Тогда весовая функция системы, преобразующей $x(t)$ в $y(t)$, удовлетворяет нелинейному интегральному уравнению:

$$\int_0^{\infty} h(\tau)h(\alpha-\tau)d\tau = \frac{1}{\Phi_0^2}R_{yy}(\alpha). \quad (5)$$

В (5) $R_{yy}(\alpha)$ – АКФ, соответствующая заданному частотному диапазону (соотношения (2) или (4)).

Основные характеристики построенного фильтра определяются интервалами дискретности по времени и частоте, количеством временных отсчетов в желаемой АКФ и точностью задания самой АКФ.

Как пример, была построена модель СП, соответствующая прохождению широкополосного «белого» шума через полосовой фильтр для диапазона частот $f \in [5\text{ Гц}; 10\text{ Гц}]$. Размер выборки ПСП – 4096 точек, глубина памяти $T = 2,55\text{ с}$; интервал дискретности по времени $h_t = 0,01\text{ с}$.

На рис. 5 представлены АКФ модели СП до и после коррекции ПСП (точность задания АКФ с помощью соотношения (4) $\varepsilon = 10^{-6}$), на рис. 6 – спектральная плотность модели СП также до и после коррекции, а на рис. 7 результаты коррекции СП.

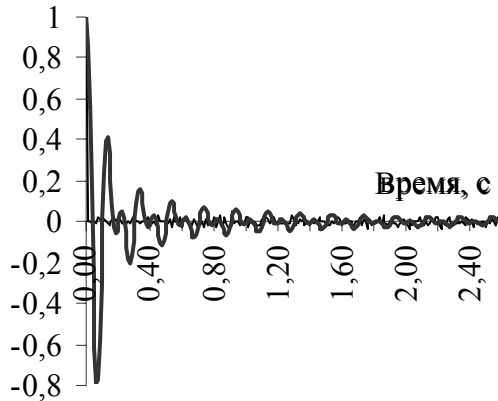


Рис. 5. АКФ модели СП до и после коррекции:
 — до коррекции;
 — после коррекции

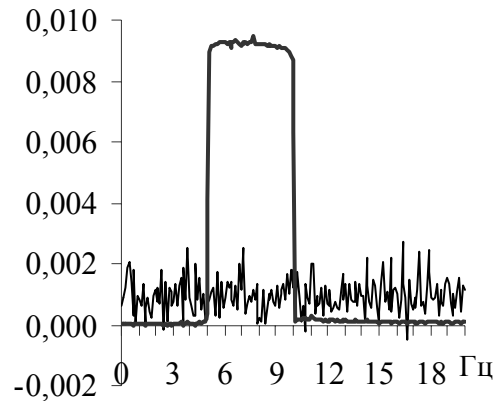


Рис. 6. Спектральная плотность модели СП до и после коррекции:
 — до коррекции;
 — после коррекции

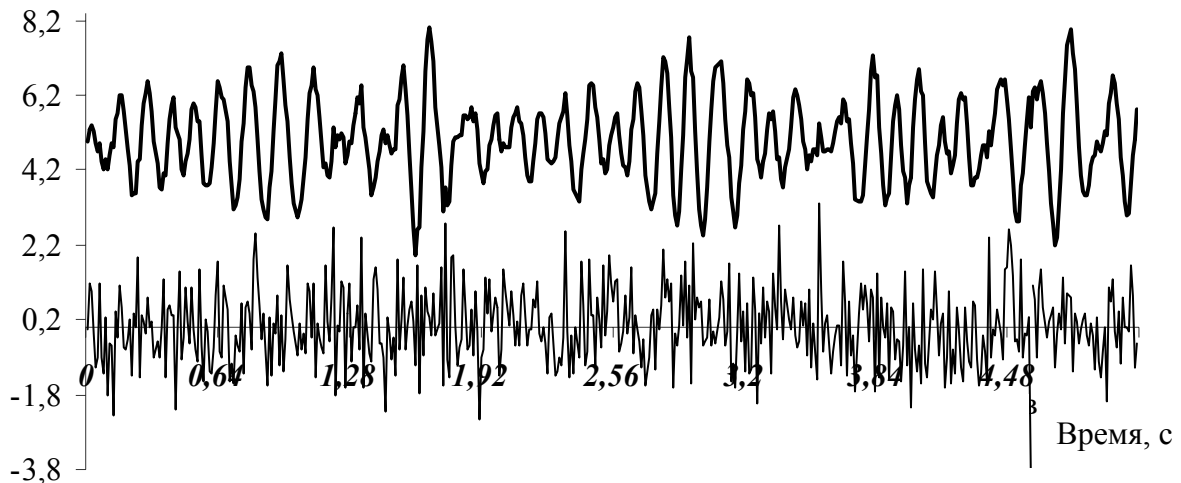


Рис. 7. Результаты коррекции широкополосного шума:
 — широкополосный белый шум; — шум на выходе фильтра (частота среза 5 Гц)

На рис. 8 показано влияние точности задания АКФ на свойства спектральной плотности.

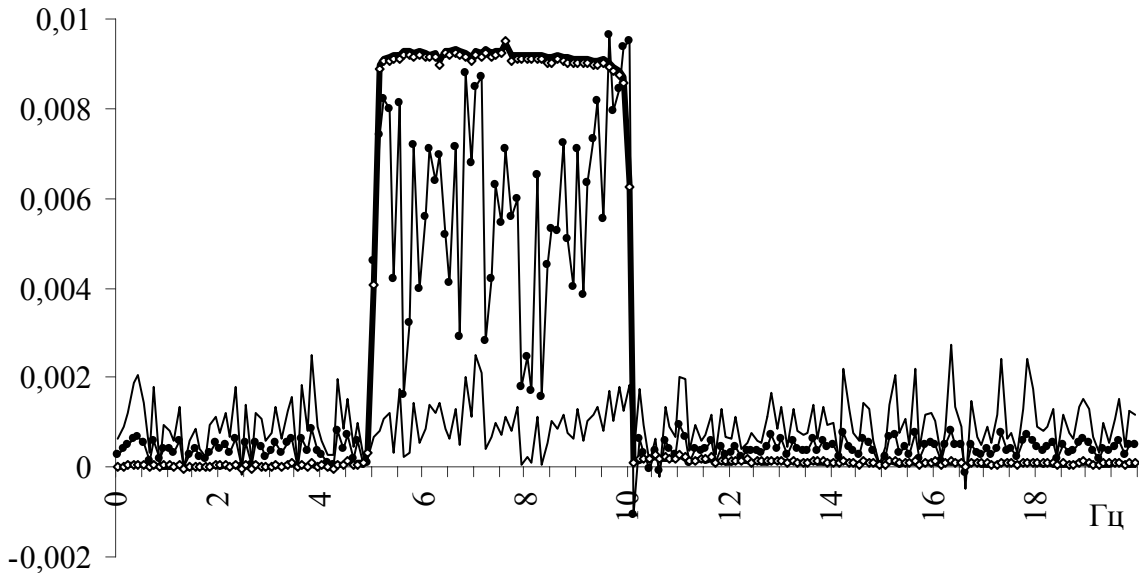


Рис.8. Изменение свойств спектральной плотности в зависимости от погрешности задания АКФ: — — до коррекции; —●— — погрешность 0,9; —○— — погрешность 0,125; — — — — погрешность 0,000001

На рис. 9 представлены АКФ вида (2), соответствующая условиям описываемого эксперимента, и АКФ широкополосного «белого» шума после преобразования системой с рассчитанной весовой функцией, а результаты преобразования ПСП полностью соответствуют рис. 4.

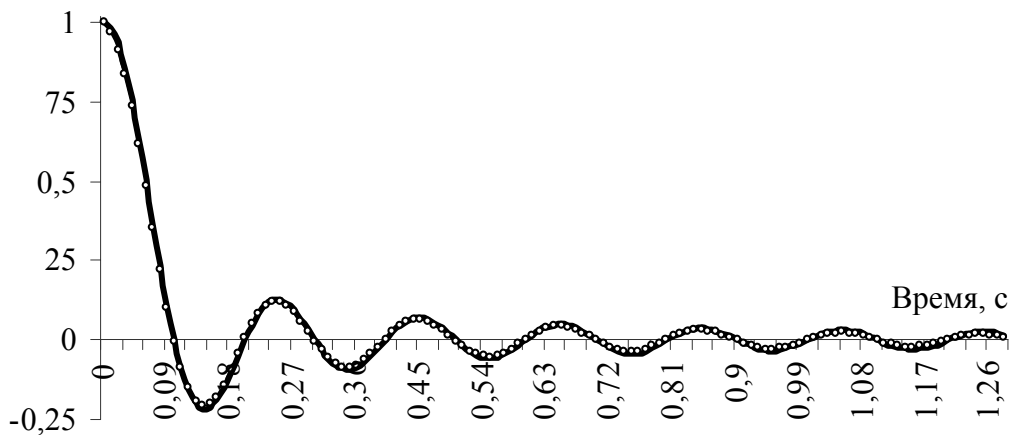


Рис.9. Требуемая АКФ и АКФ ПСП после преобразования: — — — — требуемая АКФ; —○— — АКФ после преобразования (погрешность 0,01)

Литература

1. Volkov N.V., Kozlova O.R., «Simulation of realizations of random process with set statistical characteristics by the way multivariate correlation functions», 5 International congress on mathematical modeling, Book of abstracts, v.2, p.38, M., «JANUS-K», 2002. ISBN 5-8037-0095-9.
2. Корн Г., Корн Т. Справочник по математике для научных работников и инженеров. — М.: Наука, 1974. — С. 558-560.
3. Бендат Дж., Пирсол А. Д. Применения корреляционного и спектрального анализа. — М.: Мир, 1983. — 312 с.

КОНСТРУИРОВАНИЕ МОДЕЛЕЙ СЛУЧАЙНЫХ ПРОЦЕССОВ, ИМЕЮЩИХ ЗАДАННУЮ ФОРМУ СПЕКТРАЛЬНОЙ ПЛОТНОСТИ В ЗАДАННОМ ЧАСТОТНОМ ДИАПАЗОНЕ

Н.В. Волков, О.Р. Волкова

Московский государственный технологический университет «СТАНКИН»

Рассмотрены особенности конструирования моделей случайных процессов с задаваемыми свойствами в частотной области и приведены примеры.

Рассмотрим задачу такого преобразования случайного процесса (СП), которое обеспечивает:

- заданный частотный диапазон;
- сохранение неизменной спектральной плотности процесса в этом частотном диапазоне.

Пусть $S(\omega)$ – спектральная плотность исходного СП $x(t)$. Построим систему, которая выполняет преобразование СП $x(t)$ в процесс $y(t)$, который имеет спектральную плотность:

$$S_f(\omega) = \begin{cases} S(\omega), & \omega \in [\omega_A, \omega_B], \\ 0, & \omega \notin [\omega_A, \omega_B], \end{cases} \quad (1)$$

где $[\omega_A, \omega_B]$ – заданный частотный диапазон.

Для этого определим автокорреляционную функцию (АКФ) $R_{yy}(\tau)$, которая соответствует такому преобразованию. Так как [1]

$$R_{yy}(\tau) = \int_0^{\infty} S_f(f) \cos(2\pi f \tau) df, \quad \omega = 2\pi f,$$

то, с учетом (1), имеем

$$R_{yy}(\tau) = \int_{f_A}^{f_B} S(f) \cos(2\pi f \tau) df. \quad (2)$$

Поскольку вид $S(f)$ заранее не определен, то воспользуемся приближенным решением задачи, предполагая, что спектральная плотность $S(f)$ задана на множестве точек внутри отрезка $[f_A, f_B]$.

Обозначим $f_0 = f_A$, $f_m = f_B$. Тогда, разбивая отрезок $[f_A, f_B]$ на m частей и предполагая спектральную плотность $S(f)$ постоянной на каждом из отрезков $[f_i, f_{i+1}]$, получим для (2):

$$\begin{aligned} R_{yy}(\tau) &= \sum_{i=0}^{m-1} \int_{f_i}^{f_{i+1}} S(f) \cos(2\pi f \tau) df \approx \sum_{i=0}^{m-1} \int_{f_i}^{f_{i+1}} S(f_i) \cos(2\pi f \tau) df = \\ &= \frac{1}{\pi \tau} \sum_{i=0}^{m-1} S(f_i) \sin\left(2\pi \frac{f_{i+1} - f_i}{2} \tau\right) \cos\left(2\pi \frac{f_{i+1} + f_i}{2} \tau\right). \end{aligned} \quad (3)$$

Предполагая, что $f_{i+1} - f_i = h_f$ для всех i , получим, что АКФ имеет вид:

$$R_{yy}(\tau) = h_f \frac{\sin \pi h_f \tau}{\pi h_f \tau} \sum_{i=0}^{m-1} S(f_i) \cos 2\pi \left(f_i + \frac{h_f}{2} \right) \tau. \quad (4)$$

Теперь для преобразования СП в соответствии с (1) достаточно применить технологию конструирования псевдослучайных последовательностей (ПСП) с заданной АКФ (в данном случае вида (4)) [2].

Рассмотрим пример конструирования моделей СП в заданном частотном диапазоне без изменения значений спектральной плотности.

Построим модель СП, соответствующую прохождению широкополосного «белого» шума через полосовой фильтр для диапазона частот $f \in [10 \text{ Гц}; 20 \text{ Гц}]$. Размер выборки ПСП – 4096 точек; интервал дискретности по времени $h_t = 0,01 \text{ с}$.

Предположим, что требуемая АКФ определяется на множестве из $M=256$ временных отсчетов, т.е. глубина памяти составляет $T=2,55 \text{ с}$. Тогда соотношение (4) примет вид:

$$R_{yy}(\tau_k) = h_f \frac{\sin \pi h_f \tau_k}{\pi h_f \tau_k} \sum_{i=0}^{m-1} S(f_i) \cos 2\pi \left(f_i + \frac{h_f}{2} \right) \tau_k, \quad (5)$$

где k принимает целые значения: $k = 0, \dots, M$.

С учетом соотношений между частотой Найквиста и интервалами дискретности по частоте и времени (5) приобретет вид:

$$R_{yy}(k) = \frac{1}{h_t} \frac{\sin \varphi_k}{\pi k} \sum_{i=0}^{m-1} S(f_i) \cos(2i+1)\varphi_k, \quad \varphi_k = \frac{\pi k}{M}. \quad (6)$$

На рис. 1 представлены АКФ модели СП до и после коррекции ПСП (точности задания АКФ с помощью соотношения (6) $\varepsilon = 0,3$ и $\varepsilon = 0,03$), на рис. 2 – оценки требуемой АКФ и АКФ, полученной после коррекции ПСП (точность задания АКФ $\varepsilon = 0,03$). На рис. 3 изображены спектральные плотности моделей СП до коррекции и в процессе коррекции для различных точностей задания АКФ. На рис. 4 представлены (увеличенно) спектральные плотности модели СП также до и после коррекции. Имеет место хорошее совпадение спектральных плотностей внутри заданного частотного диапазона (в соответствии с (1)).

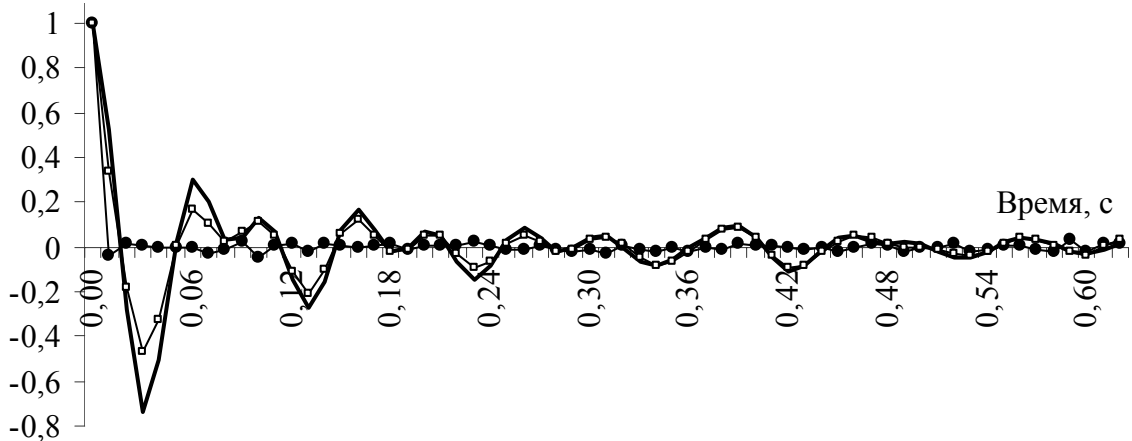


Рис.1. АКФ модели СП до и после коррекции:

—●— — АКФ исходного процесса; —□— — АКФ преобразованного процесса ($\varepsilon=0,3$);
— — АКФ преобразованного процесса ($\varepsilon=0,03$)

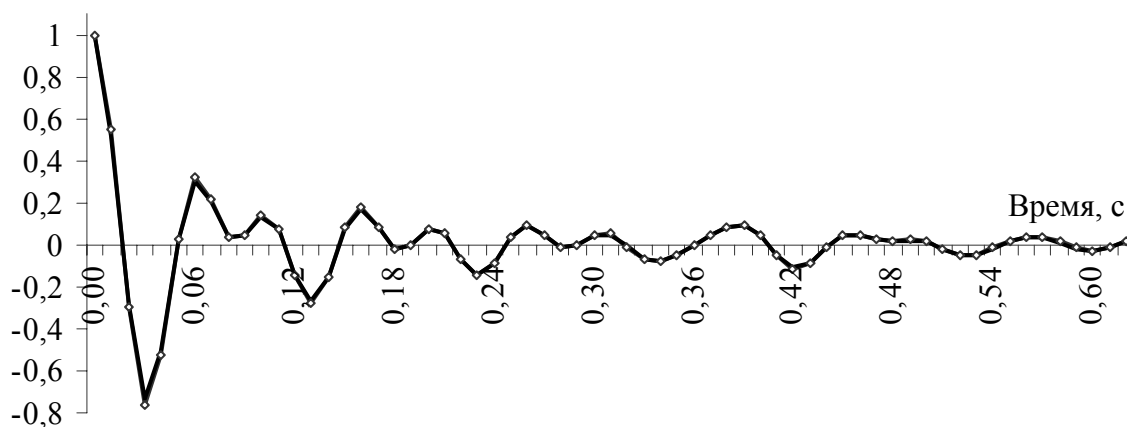


Рис.2. АКФ модели СП, требуемая и после коррекции:

—◆— расчетная АКФ; — АКФ преобразованного процесса ($\epsilon=0,03$)

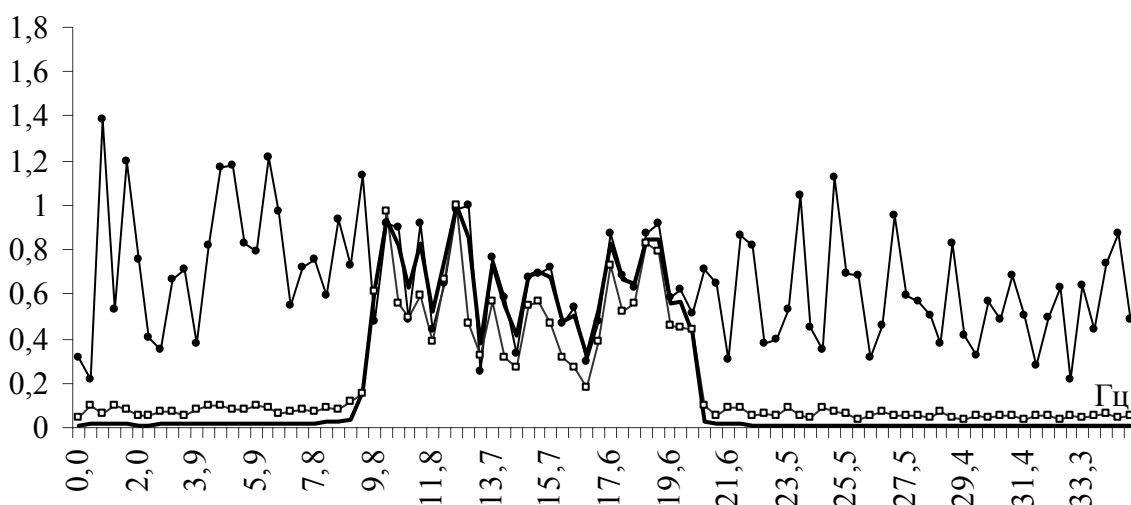


Рис.3. Спектральная плотность модели СП до и после коррекции

(для различных точностей задания АКФ): —●— — спектральная плотность исходного СП; —□— — спектральная плотность преобразованного СП ($\epsilon<0,3$); — — спектральная плотность преобразованного СП ($\epsilon<0,03$)

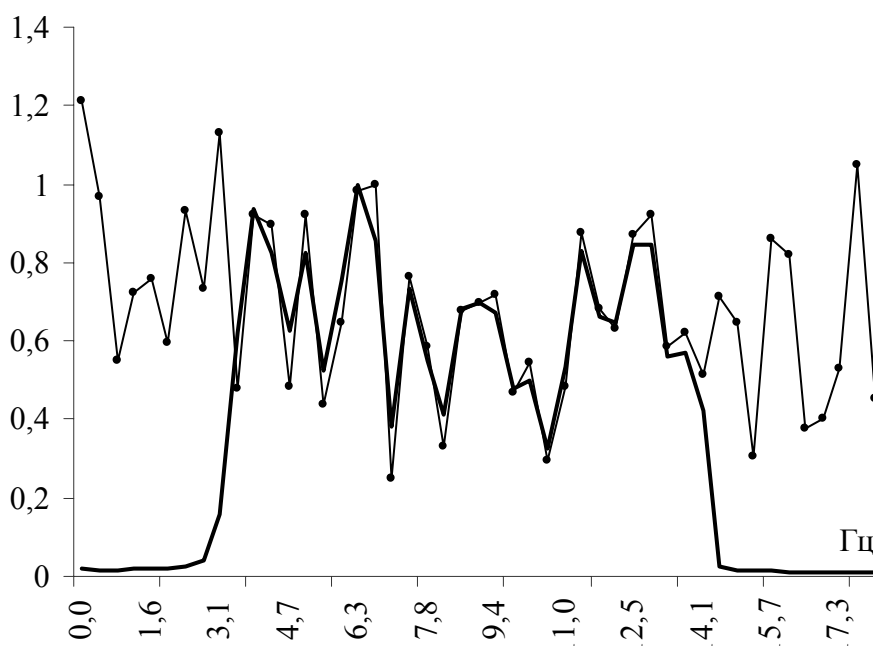


Рис.4. Спектральная плотность модели СП до и после коррекции:

—●— — исходного СП; — — преобразованного СП ($\epsilon<0,03$)

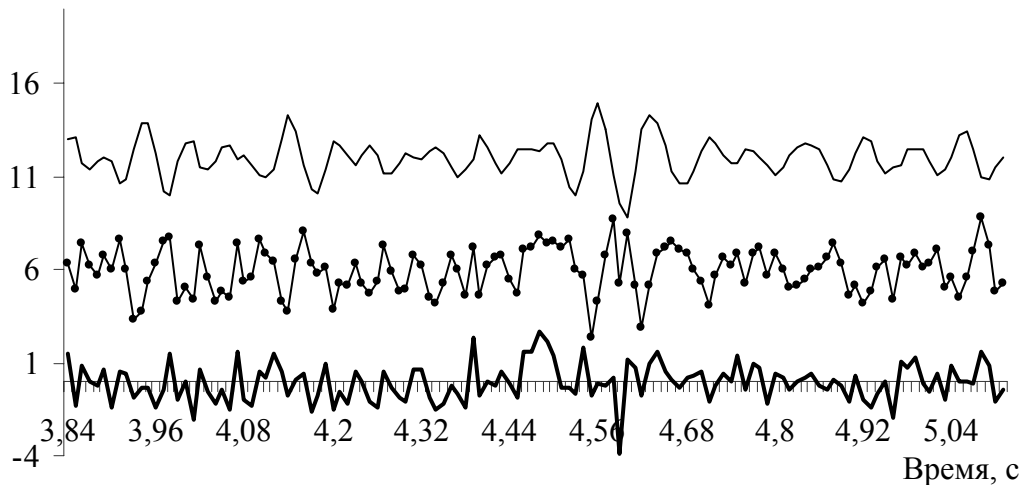


Рис.5. Результаты коррекции широкополосного шума:

— — сигнал до коррекции; —●— — отфильтрованная составляющая сигнала;
 — — сигнал после коррекции

На рис. 5 приведены результаты коррекции СП (для удобства графики процессов разнесены по средним значениям): исходный процесс; часть процесса, удаленная в результате фильтрации; процесс, являющийся результатом коррекции.

Литература

1. Бендат Дж., Пирсол А. Д. Применения корреляционного и спектрального анализа. — М.: Мир, 1983. — 312 с.
2. Волков Н.В., Волкова О.Р. Конструирование моделей случайных процессов с заданным частотным диапазоном // Теория, методы и средства измерений, контроля и диагностики: Материалы IV Междунар. науч.-практ. конф., г. Новочеркасск, сент. 2003 г. / Юж.-Рос. гос. техн. ун-т (НПИ). — Новочеркасск: ЮРГТУ, 2003.

127055, г. Москва, Вадковский пер., 1, т. (095) 972-94-76, e-mail: ORK@stankin.ru.

УДК 681.5.015.5

РАЗРАБОТКА МЕТОДОВ РАСЧЕТА МНОГОМЕРНЫХ ДИСКРЕТНЫХ ПРЕОБРАЗОВАНИЙ ЛАПЛАСА ПОВЫШЕННОЙ ТОЧНОСТИ ДЛЯ ИССЛЕДОВАНИЯ ДИНАМИКИ НЕЛИНЕЙНЫХ ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ ПО ИЗМЕРИТЕЛЬНОЙ ИНФОРМАЦИИ

И.Н. Образцов

Московский государственный технологический университет «СТАНКИН»

Описывается уточненный метод расчета многомерных дискретных преобразований Лапласа, который может применяться для исследования динамических характеристик нелинейных технических систем по измерительным данным. Указываются его достоинства и недостатки по сравнению с существующими методами, а также выявляются ограничения, накладываемые на предлагаемый метод, и способы их преодоления.

Средства обработки измерительной информации, функционирующие как часть автоматизированных или автоматических промышленных систем, подразумевают постоянный сбор и анализ большого количества данных, поступающих из различных источников. Причем, как отмечено в [3], постоянное усложнение используемых систем, а также растущие требования к техническим и экономическим показателям обуславливают необходимость в совершенствовании и систем обработки информации. При исследовании динамических характеристик технических систем по измерительной информации широко применяют дискретные преобразования Лапласа [3], [4]. Однако классические методы расчета таких преобразований зачастую оказываются неприменимыми из-за недостаточной точности получаемых результатов при ограниченных исходных данных. Это влечет за собой необходимость в разработке уточненных методов дискретных преобразований Лапласа.

Рассмотрим сначала линейные технические системы. Данный класс систем получил широкое распространение из-за наличия универсальных методов описания математических моделей. В этом случае реакция системы с весовой функцией $h(\tau)$ на входное воздействие $x(t)$ представляется в виде интеграла свертки:

$$y(t) = \int_{-\infty}^{\infty} h(\tau)x(t - \tau)d\tau.$$

Воспользовавшись преобразованием Лапласа, получаем изображения весовой функции и входного сигнала ($H(s)$ и $X(s)$ соответственно). Тогда изображение реакции системы согласно теореме о свертке в комплексной области [1] определяется по формуле

$$Y(s) = H(s)X(s).$$

Для получения реакции системы во временной области достаточно применить к $Y(s)$ обратное преобразование Лапласа.

В случае если входное воздействие и весовая функция заданы дискретно, то применяется дискретное преобразование Лапласа. Классический метод расчета подразумевает получение коэффициентов преобразования по формуле

$$F(s) = \sum_{i=0}^{n-1} f(t_i)e^{-st_i}(t_{i+1} - t_i),$$

где $f(t)$ – дискретно заданная функция.

То есть для вычисления коэффициентов преобразования не только значения функции $f(t_i)$, но и значения непрерывной функции e^{-ts} (определенной на всем промежутке $[t_0, t_n]$) берутся только в точках t_0, t_1, \dots, t_n . Таким образом, для получения достоверных результатов необходимо увеличивать количество контрольных точек, что в ряде случаев невозможно. Также данный метод обладает значительными погрешностями при расчете быстроменяющихся функций.

Чтобы устранить эти недостатки попробуем приблизить дискретную функцию $f(t_i)$ полиномом

$$f(t) = C_0 + C_1 t + C_2 t^2 + \dots + C_n t^n.$$

Для одномерного преобразования данный метод был описан в [2]. Суть его заключается в том, что за счет полиномиального приближения достигается более точное представление функции $f(t_i)$. Кроме того, подобное представление позволяет произвести расчет преобразования Лапласа аналитически.

Пусть дано множество точек $f(t_0), f(t_1), \dots, f(t_n)$, заданных на множестве моментов времени t_0, t_1, \dots, t_n . Тогда интерполирующая функция будет выглядеть следующим образом:

$$f(t) = \sum_{k=0}^n C_k t^k.$$

Найти коэффициенты полинома можно, решив систему линейных уравнений вида:

$$f(t_i) = \sum_{k=0}^n C_k t_i^k, \quad i=0, \dots, n.$$

Затем получаем образ функции $f(t)$ в области изображений:

$$F(s) = \sum_{k=0}^n \frac{C_k k!}{s^{k+1}}.$$

Таким образом, изображение реакции линейной системы, определенное формулой

$$Y(s) = H(s)X(s),$$

где $H(s)$ – изображение весовой функции и $X(s)$ – изображение входного воздействия, может быть рассчитано следующим образом:

$$Y(s) = \left(\sum_{k=0}^n \frac{C H_k k!}{s^{k+1}} \right) \left(\sum_{r=0}^n \frac{C X_r r!}{s^{r+1}} \right).$$

После упрощения получим:

$$Y(s) = \sum_{p=0}^{2n} \frac{C Y_p}{s^{p+2}},$$

чему во временной области соответствует функция

$$y(t) = \sum_{p=0}^{2n} C Y_p' t^{p+1}.$$

Зачастую математические модели в виде линейных систем не могут с необходимой точностью описать процессы, происходящие в современных технических системах. В этом случае необходимо использовать нелинейные модели. Одним из способов описания нелинейных систем является представление их реакции в виде функционального ряда Вольтерра [4]:

$$y(t) = a_0 + \sum_{i=1}^{\infty} a_i \cdot y_i(t),$$

где $y_i(t)$ – функционал Вольтерра порядка i , который определяется как

$$y_i(t) = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} h_i(\tau_1, \dots, \tau_i) \prod_{j=1}^i \{x(t - \tau_j) d\tau_j\},$$

здесь $h_i(\tau_1, \dots, \tau_i)$ – ядро функционала порядка i ; $x(t)$ – входной процесс исследуемой системы. Теорема о свертке в комплексной области определяет изображение функционала Вольтерра следующим образом:

$$Y_i(s_1, \dots, s_i) = H_i(s_1, \dots, s_i) \prod_{j=1}^i X(s_j),$$

где $X(s)$ – изображение входного воздействия, а $H_i(s_1, \dots, s_i)$ – изображение ядра порядка i , полученное многомерным преобразованием Лапласа. Для возврата во временную область необходимо применить к $Y_i(s_1, \dots, s_i)$ обратное многомерное преобразование Лапласа, положив затем $t_1 = \dots = t_i = t$.

Таким образом, необходимо разработать методы расчета уточненных многомерных преобразований Лапласа. Применим рассуждения, описанные для одномерного преобразования, к многомерному случаю.

Пусть известны значения функции $f(t_1, \dots, t_m)$, $i_1, \dots, i_m = 0, \dots, n$ на некотором множестве моментов времени $(t_{10}, \dots, t_{m0}), \dots, (t_{1n}, \dots, t_{mn})$. Тогда интерполирующий полином будет определяться следующим образом:

$$f(t_1, \dots, t_m) = \sum_{k_1=0}^n \dots \sum_{k_m=0}^n C_{k_1 \dots k_m} t_1^{k_1} \dots t_m^{k_m}.$$

Найти коэффициенты $C_{k_1 \dots k_m}$ можно, решив систему линейных уравнений вида:

$$f(t_{1i_1}, \dots, t_{mi_m}) = \sum_{k_1=0}^n \dots \sum_{k_m=0}^n C_{k_1 k_2 \dots k_m} (t_{1i_1})^{k_1} \dots (t_{mi_m})^{k_m}, \quad i_1, \dots, i_m = 0, \dots, n.$$

Затем получаем образ функции $f(t_1, \dots, t_m)$ в области изображений:

$$F(s_1, \dots, s_m) = \sum_{k_1=0}^n \dots \sum_{k_m=0}^n \frac{C_{k_1 \dots k_m} k_1! \dots k_m!}{s_1^{k_1+1} \dots s_m^{k_m+1}}.$$

Таким образом, изображение функционала Вольтерра m -го порядка, определенное формулой

$$Y_m(s_1, \dots, s_m) = H_m(s_1, \dots, s_m) X(s_1) \dots X(s_m),$$

где $H_m(s_1, \dots, s_m)$ – изображение ядра m -го порядка, $X(s_1), \dots, X(s_m)$ – изображения входного воздействия, рассчитывается по формуле

$$Y_m(s_1, \dots, s_m) = \left(\sum_{k_1=0}^n \dots \sum_{k_m=0}^n \frac{CH_{k_1 \dots k_m} k_1! \dots k_m!}{s_1^{k_1+1} \dots s_m^{k_m+1}} \right) \left(\sum_{r_1=0}^n \dots \sum_{r_m=0}^n \frac{CX_{r_1} \dots CX_{r_m} r_1! \dots r_m!}{s_1^{r_1+1} \dots s_m^{r_m+1}} \right).$$

После преобразований получим:

$$Y_m(s_1, \dots, s_m) = \sum_{p_1=0}^{2n} \dots \sum_{p_m=0}^{2n} \frac{CY_{p_1 \dots p_m}}{s_1^{p_1+2} \dots s_m^{p_m+2}},$$

осуществляем переход обратно, во временную область:

$$Y_m(t_1, \dots, t_m) = \sum_{p_1=0}^{2n} \dots \sum_{p_m=0}^{2n} CY'_{p_1 \dots p_m} t_1^{p_1+1} \dots t_m^{p_m+1}.$$

Полагаем $t=t_1=\dots=t_m$. Тогда

$$y_m(t) = \sum_{p=0}^{2nm} C Y_p'' t^{p+m}.$$

Предложенный здесь метод расчета многомерных дискретных преобразований Лапласа повышенной точности, несмотря на более высокую точность расчетов, имеет ряд значительных ограничений, которые на сегодняшний день являются достаточно критичными для его использования. К таким ограничениям относятся длительное время расчета и необходимость использования дополнительных типов данных для хранения промежуточных результатов, так как они могут выходить за пределы принятых в большинстве языков программирования чисел с плавающей точкой.

Литература

1. Пупков К.А., Капалин В.И., Ющенко А.С. Функциональные ряды в теории нелинейных систем. – М.: Наука, 1976. – 448 с.
2. Крылов В.И., Скобля Н.С. Методы приближенного преобразования Фурье и обращения преобразования Лапласа. – М.: Наука, 1974. – 224 с.
3. Рабинович М.А. Цифровая обработка информации для задач оперативного управления в электроэнергетике. – М.: НЦ ЭНАС, 2001. – 344 с.
4. Ван-Трис Г. Синтез оптимальных нелинейных систем управления. – М.: Мир, 1964. – 167 с.

103055, г. Москва, Вадковский пер., д. 3А, e-mail: ivan_n_obraztsov@mail.ru.

УДК 681.142

УНИВЕРСАЛЬНЫЙ СЕТЕВОЙ ETHERNET-КОНТРОЛЛЕР С ФУНКЦИЯМИ УПРАВЛЕНИЯ

В.Б. Поляков, А.Ю. Ощепков, К.А. Исаков, В.В. Кирюшов
ФГУП ОКБ «Маяк»,

Пермский государственный университет

Описывается универсальный сетевой контроллер, разработанный на базе восьмимбитного микроконтроллера ATMega128, для применения в системах сбора данных при управлении технологическими процессами и в научно-исследовательских работах.

В настоящее время широкое развитие получают технологии и системы цифровой обработки информации. Удаленный доступ к информации, сбор данных, проблемы распределенного управления и мониторинга, охраняемые системы в бытовых приборах и промышленной автоматике – все это становится неотъемлемой частью современной жизни.

Для решения данного рода задач был спроектирован и реализован сетевой Ethernet-контроллер с программной реализацией стека протоколов IP (поддержка TCP, UDP, ICMP) [1].

В процессе работы над данным проектом были учтены следующие требования:

1. Возможность работы с различными устройствами:
 - датчиками пожарной, охранной сигнализации;
 - датчиками давления, температуры, движения;
 - исполнительными механизмами промышленной автоматики (реле, двигатели, тиристорные регуляторы и т.д.);
 - преобразователями уровней;
2. Способность управлять распределенными технологическими процессами:
 - замена устройств ввода-вывода управляющей информации на станках с числовым программным управлением (ЧПУ) – фотосчитывающих устройств и перфораторов;
 - возможность сбора, анализа данных и управления распределенными производственными системами;
 - в системах первичного сбора и обработки данных экологического и метеорологического контроля через глобальные информационные сети (в том числе Internet);
3. Конвертирование интерфейсов:
 - Ethernet (10BaseT, 10Base2, 10Base5) – RS232C;
 - Ethernet (10BaseT, 10Base2, 10Base5) – RS485;
 - Ethernet – USB и т.д.

Основное ограничение, накладываемое на спектр выполняемых задач, определяется производительностью микроконтроллера. Примененный в разработке микроконтроллер может использоваться в системах с большой инертностью процессов. Измеренные данные представляются в удобном для конечного пользователя виде. Например, в виде HTML странички или файла данных в текстовом формате или другом, в зависимости от приложения, которым производится дальнейшая обработка. Применяемые алгоритмы легко можно изменить под конкретные реализации (рис. 1).

Универсальный сетевой контроллер обладает следующими достоинствами:

- низкой стоимостью;
- возможностью работы в локальной сети стандарта Ethernet по IP протоколам;
- легкостью в настройке и изменении управляющих алгоритмов;
- работой со стандартными приложениями Windows98/2000: Telnet, Internet Explore, Hyper Terminal;

Программно реализованы сетевые протоколы ARP, TCP/IP, UDP, SNMP, ICMP, Telnet, HTTP [1]. Для задач, требующих высокой скорости, подходит реализация протокола UDP и протокола прикладного уровня SNMP. В задачах, где необходимо представление информации с интерфейсом, удобным для пользователя, например, Java, HTML подходит вариант TCP и протокола прикладного уровня HTTP. Так же возможен вариант использования протокола Telnet определенных задач. Схема программной модели универсального сетевого контроллера представлена на рис. 1.

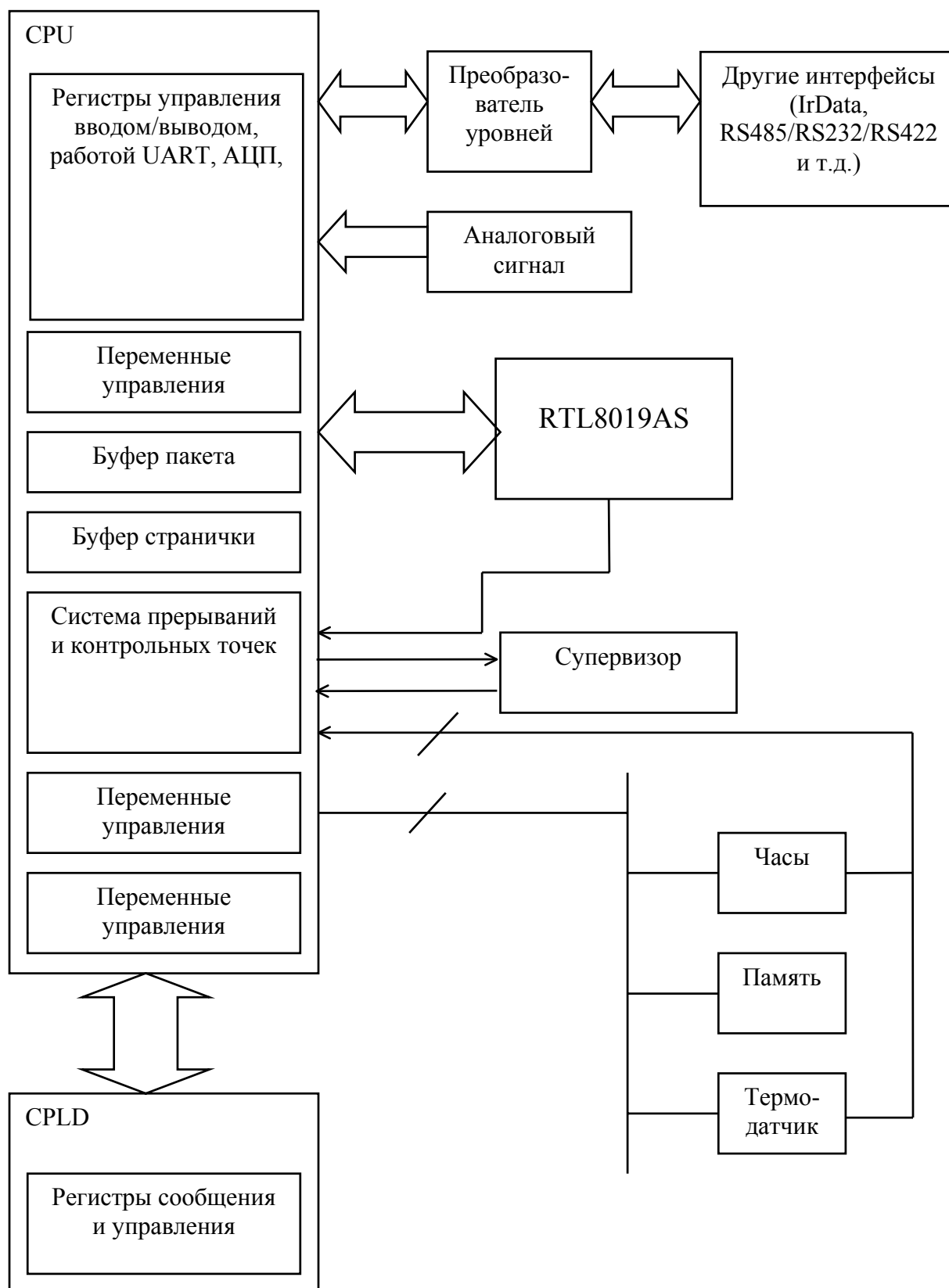


Рис.1. Программная модель универсального сетевого контроллера

В универсальном сетевом контроллере используется микроконтроллер фирмы Atmel – ATMega128. Относительно низкая стоимость и высокая производительность для восьмибитного контроллера, которая достигает 16 миллионов операций в секунду при использовании кварца с частотой генерации 16 МГц, позволяют решать поставленные задачи.

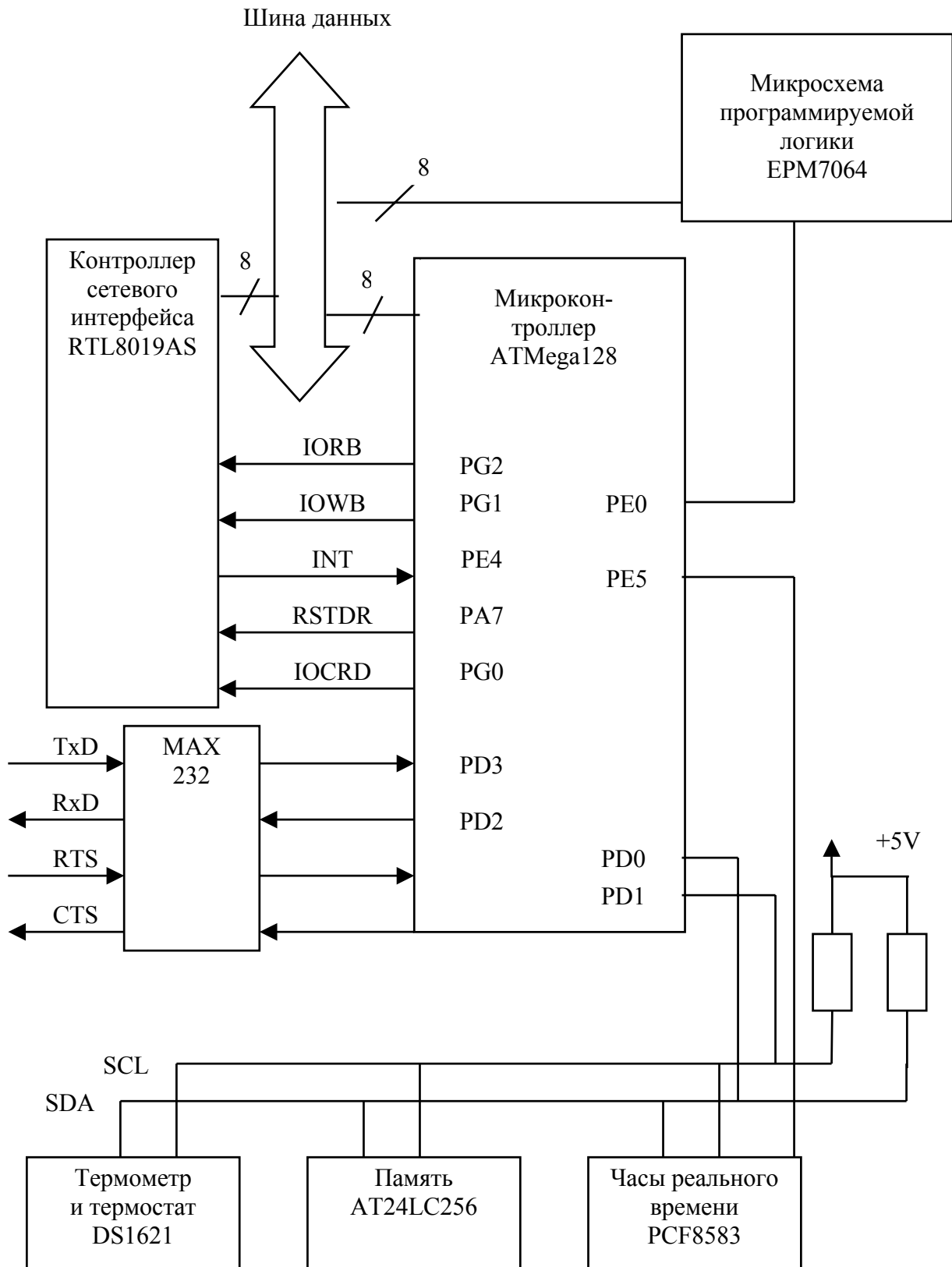


Рис.2. Блок-схема универсального сетевого контроллера

Кроме этого, микроконтроллер имеет богатую периферию: встроенный АЦП, один компаратор, четыре таймера, ШИМ [2]. В качестве контроллера сетевого интерфейса используется микросхема фирмы Realtek – RTL8019AS. Аналогичные микросхемы производятся другими крупными фирмами. Возможность быстрого приобретения и доступность документации [3], а также возможность использовать восьмибитную шину данных, повлияла на выбор этой микросхемы. Для реализации проекта потребовалась микросхема энергонезависимой памяти AT24LC256. Её емкость составляет 32Кб, в этой памяти хранятся редко изменяющиеся данные, например, HTML страница, IP адрес и другие переменные. Для реализации одного из протоколов понадобились временные отсчеты, для этих целей предусмотрена микросхема PCF8583, позволяющая хранить год, день, месяц и текущее время [4]. Микросхема DS1621 – это термодатчик с точностью измерения температуры 0.5°C [5]. Три выше перечисленных устройства подключены к микроконтроллеру по последовательной шине I²C. Микроконтроллер ATmega128 имеет два универсальных синхронно – асинхронных приемопередатчика (УСАПП). Такой блок облегчает использование интерфейса RS232C, практически к такому блоку достаточно подключить микросхему преобразования уровней MAX232A или аналог ADM232A. В проекте используется только один УСАПП. Для реализации нестандартных интерфейсов может использоваться микросхема программируемой логики EPM7064 фирмы Altera [6]. Блок-схема сетевого контроллера представлена на рис. 2.

При выполнении работы подготовлен набор технической документации с использованием САПР PCAD2001 (принципиальная схема, сборочный чертеж, перечень элементов, ведомость покупных изделий, фотошаблоны топологии печатной платы и т.д.).

Изготовлен опытный образец сетевого контроллера, который успешно прошел лабораторные испытания.

Литература

1. Ричард Стивенс У. Протоколы TCP/IP. Практическое руководство. – СПб., 2003. – 400 с.
2. http://www.atmel.com/dyn/products/datasheets.asp?family_id=607
3. <http://www.realtek.com.tw/products/products1-2.aspx?modelid=1>
4. http://www.semiconductors.philips.com/pip/PCF8583T_F5.html
5. http://www.maxim-ic.com/quick_view2.cfm/qv_pk/3241
6. Грушвицкий Р., Мурсаев А., Угрюмов Е. Проектирование систем на микросхемах программируемой логики. – СПб.: «БХВ-Петербург». – 2002. – 420 с.

*Россия, 614990, г. Пермь, ул. Даницина, 19, т. (3422) 34-88-59,
e-mail: polyakov@mpm.ru.*

ЦИФРОВОЙ ИЗМЕРИТЕЛЬ ВРЕМЕНИ УСТАНОВЛЕНИЯ ВЫХОДНОГО СИГНАЛА СЛЕДЯЩИХ ПРЕОБРАЗОВАТЕЛЕЙ КОД-ЧАСТОТА

В.Ф. Митина

Южно-Российский государственный технический университет (НПИ)

Рассмотрены принципы построения цифрового устройства, предназначенного для измерения времени установления выходной частоты следящих преобразователей код-частота. Особенностью описываемого измерителя является использование метода дискретного сравнения временных интервалов, кратных периоду выходной частоты и задержанных друг относительно друга, и синхронно формируемых образцовых временных интервалов, длительность которых обратно пропорциональна входному коду.

Известные принципы построения измерителей времени установления выходной частоты [1, 2] следящих преобразователей код-частота (СПКЧ) имеют высокие метрологические характеристики при формировании на выходе этих преобразователей низкочастотных сигналов. С возрастанием значения выходной частоты СПКЧ погрешность таких измерителей возрастает. Указанный недостаток предлагается устранить, используя принцип цифрового измерения времени установления выходной частоты СПКЧ, основанный на периодическом сравнении временных интервалов T_{xi} и T_0 . Временные интервалы T_{xi} кратны текущим периодам выходной частоты СПКЧ и задержаны друг относительно друга на время $T_{xi} / 2^n$, где n – число дополнительных двоичных разрядов в выходном коде цифрового измерителя времени установления. Образцовые временные интервалы T_0 могут иметь два значения: номинальную длительность, обратно пропорциональную коду N на входе СПКЧ, и длительность, меньшую номинальной. При условии, что частота на выходе СПКЧ меньше квазиустановившегося значения выходной частоты F или равна ей, формируется номинальный временной интервал T_0 . В случае, если частота на выходе СПКЧ больше частоты F , временной интервал T_0 имеет длительность, меньшую номинальной.

Основными блоками цифрового измерителя времени установления СПКЧ являются следующие: формирователь сигнала запуска; генератор импульса смены входного кода СПКЧ; формирователь импульса начала измерения; преобразователь входного кода СПКЧ в код периода выходной частоты следящего преобразователя F ; формирователь образцовых временных интервалов; многоканальный временной селектор; счетчик формирования выходного кода $N_{\text{вых}}$; генератор образцовых частот; блок анализа устойчивого формирования импульсов на выходах многоканального временного селектора при равенстве временных интервалов T_{xi} и T_0 ; дешифратор кодов временного селектора; выходной регистр.

Измеритель времени установления частоты на выходе СПКЧ работает с учетом того, что многоканальный временной селектор выполняет

следующие функции: периодическое сравнение временных интервалов T_{xi} и T_o ; формирование сигнала окончания временного интервала T_o при условии, что $T_{xi} < T_o$; выработка при условии $T_{xi} = T_o$, импульсов, поступающих на вход блока анализа устойчивого формирования импульсов на выходах многоканального временного селектора; формирование импульсов записи в выходной регистр кода $N_{вых}$, сформированного на выходе дешифратора при условии $T_{xi} = T_o$. Назначение блока анализа устойчивого формирования импульсов на выходах многоканального временного селектора при условии равенства временных интервалов T_{xi} и T_o , состоит в том, чтобы устранить моменты считывания выходной информации измерителя при случайном равенстве T_{xi} и T_o . Генератор образцовых частот вырабатывает две стабильные частоты: частоту F_{01} , поступающую на вход счетчика, и частоту F_{02} , поступающую на вход многоканального временного селектора. Назначение дешифратора кодов временного селектора – преобразование кодов счетчиков и информации дополнительных n триггеров в значение выходного кода $N_{вых}$.

Таким образом, увеличение оборудования в предлагаемом измерителе позволяет снизить погрешность измерения времени установления частоты на выходе СПКЧ, так как методическая погрешность в рассмотренном измерителе в 2^n раз меньше методической погрешности цифровых измерителей времени установления, описанных в [1, 2].

Литература

1. Кревченко Ю.Р., Митина В.Ф. Особенности измерения времени установления выходной частоты следящих преобразователей код-частота // Теория, методы и средства измерений, контроля и диагностики: Материалы II Междунар. науч.-практ. конф., г. Новочеркасск, 21 сент. 2001 г.: В 4 ч / Юж.-Рос. гос. техн. ун-т (НПИ). – Новочеркасск, 2001. – Ч. 3. – С. 35-38.
2. Митина В.Ф., Кревченко Ю.Р. Цифровой измеритель времени установления сигнала на выходе следящего преобразователя код-частота // Теория, методы и средства измерений, контроля и диагностики: Материалы III Междунар. науч.-практ. конф., г. Новочеркасск, 20 сент. 2002 г.: В 4 ч / Юж.-Рос. гос. техн. ун-т (НПИ). – Новочеркасск, 2002. – Ч. 2. – С. 29-31.

346428, Россия, Ростовская область, г. Новочеркасск, ул. Просвещения, 132,
ЮРГТУ (НПИ), т. 55-2-14, e-mail: iimt@srstu.novoch.ru.

УДК 004.9:[551+577]:001.76

ТИПОЛОГИЯ ИНТЕЛЛЕКТУАЛЬНЫХ СРЕДСТВ ДИАГНОСТИКИ

М.А. Ляпустин

Южно-Российский государственный технический университет (НПИ)

Описан типологический подход к интеллектуальным средствам измерения и диагностики на примере эниокартирования одного из участков Донбасса.

В состав интеллектуальных средств диагностики входят алгоритмы биолокационного анализа природных объектов. Пример – эниокартирование [1] характеристик залегания пластов угля и песчаника на геочастке.

Покомпонентная интерпретация здесь позволяет познать (достаточно корректно) генезис и рамки сопоставительности, поливариантность онтологических признаков пород. А тренд-анализ решения выделяет этапы:

- а) подготовительный (оператор настроился на контакт и работу);
- б) предполевая, тонкая (камеральная) коммуникация, т.е. размышление о реалиях, соотнесение версий участников прежнего картирования;
- в) непосредственное, полевое измерение по невербальным признакам веществ через когнитивно адекватное восприятие сведений о породах.

Интеллектуальные потенциалы измерения или типологические ресурсы структуры (черты общности признаков) определяем дуальностями:

1а) анизотропные (проявлены *различием свойств* пространства, вещества, внутренней или внешней **формы** по разным направлениям) и

1б) аморфные (проявлены *одинаковостью свойств* по разным направлениям, **бесформенностью**, рассеянностью размещения);

2а) агглютинативные (проявлены *сопряжением* различаемых **форм**, объектов, процессов, существенно не преобразующихся от этого) и

2б) фузионные (проявлены таким *слиянием форм* или объектов, что их состав, реакции, связи, условия, процессы преобразуются на границах);

3а) аналитические (проявлены возможностью *инструментальной* регистрации физико-химических параметров объектов, связей, процессов);

3б) синтетические (проявлены *соединением* различаемых условий, свойств, процессов, структурных элементов системы, таксонов);

4а) флуктуационные (проявлены наличием *случайных отклонений* от среднего значения разных величин, проявленных зависимостей) и

4б) морфологические (проявлены наличием *числовых зависимостей* между элементами, объектами, внутренними, внешними формами).

Наметился метод коммуникативного изучения «тонких» факторов геофизической типологии недр, структур, пропорций природных объектов.

Литература

1. Ляпустин М.А. Биофизический аспект диагностики геочастка // Настоящий сборник. – Новочеркасск, 2003.

346428, г. Новочеркасск, ул. Просвещения, 132, т. 55-271, e-mail: aelmac@front.ru.

УДК 347.73

КВАЛИМЕТРИЯ И «КВАЗИМЕТРИЯ»

Р.Н. Герасименков

Южно-Российский государственный технический университет (НПИ)

Неправильное оценивание качества продукции приводит к стратегическим ошибкам в планировании развития предприятия, а также проблемам при сбыте производимой продукции. В данной статье эти вопросы рассматриваются с позиций квалиметрии.

В настоящее время в нашей стране наблюдается интенсивное развитие систем менеджмента качества в сфере управления бизнес-процессами в различных организациях и сферах человеческой деятельности. Любая проблема управления и организации производственных процессов в предприятии определяется качеством организационной единицы (человека), а также качеством взаимодействия отдельно взятых единиц системы. Правильный анализ и оценивание оргсистемы, а также взаимодействия внутри иерархической цепочки – основа эффективной организации работы человека внутри системы и путь к повышению производительности и качества результатов деятельности.

Перспективы использования квалиметрии как составного элемента управления качеством связаны с ее междисциплинарным и межотраслевым характером. Главные направления ее использования – решение задач по планированию выпуска новых изделий, исследованию рынка и обеспечению конкурентоспособности на внутреннем и внешнем рынках. Существует специальная литература, в которой подробно анализируется вопрос о том, как и в каких сферах деятельности менеджеров можно и нужно применять аппарат квалиметрии в условиях рыночной экономики [1, 2].

Однако опыт показывает, что при использовании квалиметрии допускается неправильное, примитивное использование ее инструментария. Неправильное применение квалиметрии (я называю такое примитивное использование не «*квалиметрией*», а «*квазиметрией*») может привести к печальным результатам. Приведу только один пример (хотя их можно было бы привести очень много).

В 80-е годы у нас в стране бурно развивалась Государственная аттестация качества продукции. Лучшей продукции, соответствующей мировому уровню, присваивался Знак качества. Причем, расчеты оценки качества проводились на основе вроде бы квалиметрии. (На самом деле, это была чистая квазиметрия.) В результате, к 1985 г. около половины продукции (45 %), подлежащей аттестации, получило Знак качества (в некоторых отраслях, например, строительного и дорожного машиностроения, процент был значительно выше – до 79). Значит, по идее, все это была продукция мирового уровня, что при очень низких ценах на нее должно было обеспечить большой рост конкурентоспособности и соответственно резкое увеличение доли экспортируемой продукции машиностроения. На самом деле все происходило с точностью до наоборот. К этому времени доля продукции машиностроения в экспорте упала до 4 %, а что касается передовой, наукоемкой техники – до 0,6 %. Главная причина – самообман в оценивании качества, оказавшийся возможным из-за подмены квалиметрии квазиметрией. И не имеет принципиального значения, что тогда было время плановой экономики, а сейчас – рыночной: характер ошибок, допускаемых при оценивании качества, и последствия этих ошибок по существу одни и те же.

Возникает естественный вопрос: а почему вообще возникает проблема использования квазиметрии вместо квалиметрии? Тут есть две основные причины:

Во-первых, нередко считается, что количественно оценивать качество – довольно простая, почти элементарная задача. Руководителю достаточно дать распоряжение, и любой инженер или экономист, являющийся специалистом в соответствующей отрасли (или подотрасли) производства, разработает необходимую методику количественного оценивания качества. А если при этом он еще применит компьютер, то какие-либо сомнения в совершенстве методики должны автоматически отпасть.

Во-вторых, в подавляющем числе случаев люди, создающие (или применяющие ранее созданные) методики оценивания качества, просто не знают, что существует теоретическая квалиметрия и что она диктует довольно жесткие требования, которым квалиметрические методики должны удовлетворять (чтобы квалиметрия не превращалась в квазиметрию). К сожалению, сказанное касается не только «рядовых» создателей методик оценивания качества, но и тех, кто пустил в оборот всемирно известные методики. Вроде германской системы «Варентест», на основе которой в журнале «Test» регулярно публикуются результаты количественного оценивания качества различных образцов товаров народного потребления.

Литература

1. Некоторые вопросы применения квалиметрии в рыночной экономике // Проблемы создания регулируемого рынка. – М.: Изд-во ЦЭМИ РАН, 1991. – 170 с.
2. Конкурентоспособность и квалиметрия // Электронная техника – Вып. 4. – 1990. – Сер. 9.
3. Азгальдов Г.Г. Общие сведения о методологии квалиметрии // Стандарты и качество. – 1994. – № 11.
4. Азгальдов Г.Г. Определение ситуации оценивания качества // Стандарты и качество. – 1995. – № 9, 12.
5. Азгальдов Г.Г. Теория и практика оценки качества товаров. Основы квалиметрии. – М.: Экономика, 1982.

346428, г. Новочеркасск, ул. Михайловская, 164-а, корп. 1, к. 404, т. 20-030,
e-mail: r_gerasimenkov@ecos.ru.

УДК 621.38

ИЗМЕРЕНИЕ СОПРОТИВЛЕНИЯ ПЛЕНОЧНЫХ РЕЗИСТОРОВ В ПРОЦЕССЕ НОРМИРОВАНИЯ ТОЧНОСТИ

Ю.Н. Антонов

Ульяновский государственный технический университет

Рассматриваются вопросы, связанные с нормированием точности сопротивления плёночных резисторов методом лазерной подгонки. Предложен подход к построению модели предметной области для измерения и идентификации состояния элементов топологии ГИС в процессе нормирования.

Введение. Интегральные схемы (ИС), изготовленные по гибридной технологии, находят широкое применение в радиоэлектронной аппаратуре. Пленочные резисторы, как элементы перераспределения энергии в ГИС, являются одним из основных компонентов. В связи с этим, получение пленочных резисторов с нужным номинальным (нормативным) значением сопротивления является важной научной и производственной задачей.

Поскольку применяемые материалы и технологии не всегда позволяют получать пленочные резисторы с нужным значением сопротивления из-за действия различных дестабилизирующих факторов, а требования к точности часто бывают высокими, то в процесс изготовления пленочных резисторов включают операцию нормирования с помощью оборудования ручной и автоматизированной подгонки. Автоматизированное измерение отклонения сопротивления от номинального (нормативного) значения является важной частью процесса нормирования точности.

Модель процесса нормирования точности. Процесс нормирования сопротивления пленочного резистора является многошаговым и его можно представить как изменение сопротивления от технологического значения R_T до нормативного значения R_p :

$$R_T = R_1, \dots, R_i, \dots, R_p, \quad (1)$$

где R_1, \dots, R_i – значения сопротивления в процессе нормирования.

Изменение сопротивления при выполнении операции нормирования f^{i-1} , с помощью которой изменяется R_{i-1} – е значение сопротивления резистора, определяется выражением:

$$R_i = f^{i-1}(R_{i-1}), i = 2, \dots \quad (2)$$

при условии
$$(R_p - R_i) / R_p \geq d_n, \quad (3)$$

где d_n – допуск на нормативное (номинальное) значение.

Поскольку значение сопротивления в процессе нормирования зависит от корректируемого предыдущего значения и от других более ранних значений, то N – е значение сопротивления может быть получено из любого i -го значения ($N-i$)- кратным применением операций нормирования:

$$R_N = f^{N-i}(R_i) \quad (4)$$

или
$$R_N = f^N(R_1 = R_T). \quad (5)$$

Совокупность $[R, f^N]$ характеризует процесс нормирования пленочного резистора. Множество значений сопротивления R_i определяет траекторию процесса нормирования. Преобразование f^N определяет структуру действий по изменению значения сопротивления от технологического значения до номинального и характеризует алгоритм нормирования. На каждом участке траектории нормирования точности применяются операции управления:

$$u = \{u_1, \dots, u_i, \dots, u_{i-1}\}. \quad (6)$$

С учетом (1-6) I – значение сопротивления нормируемого пленочного резистора будет определяться функциональной зависимостью Р. Беллмана:

$$R_i = f(R_{i-1}, u_{i-1}). \quad (7)$$

С информационной точки зрения процесс нормирования имеет две составляющие: измерение отклонения сопротивления и управление нормированием. Одним из направлений совершенствования процесса нормирования является применение программного управления, важной частью которого является автоматизированное измерение отклонения сопротивления от номинального (нормативного) значения. Для автоматизации процесса измерения отклонения сопротивления были решены следующие задачи:

- 1) создана модель предметной области;
- 2) разработаны методы и средства оценки параметров процесса нормирования.

Для решения первой задачи была построена модель предметной области и разработана база данных процесса нормирования.

Для решения второй задачи разработан процесс измерения в соответствии с принятыми критериями качества (временем и точностью).

Необходимость решения данных задач обусловлена развитием самого процесса измерения, так как от простого измерения отклонения сопротивления необходимо перейти к другим методам (идентификации, распознаванию, классификации и др.), в основе которых применение методов «искусственного интеллекта».

Модель данных предметной области. Модель данных, разработанная для автоматизированной установки лазерной подгонки АМЦ 06204, определяет разбиение предметной области на объекты. Рассмотрим основные компоненты модели данных.

Объекты (элементы топологии ГИС). В основе модели данных предметной области – дискретизация (разбиение) подложки на конечные объекты. Подложка с платами ГИС представляется как многоуровневая структура: подложка, платы ГИС, резисторы платы ГИС, секции резисторов.

Параметры объектов. Для каждого объекта определен набор параметров, описывающий его. Параметры можно вводить, измерять, вычислять и изменять. Совокупность параметров характеризует:

- топологию ГИС;
- условия разбиения элементов топологии ГИС на годные, годные с подгонкой и брак;
- технологические режимы обработки;
- геометрическую информацию.

Значения параметров. С параметрами объектов связываются значения различного типа. Для резистора – это совокупность значений изме-

нения сопротивления. Для платы ГИС – логические признаки: годная и брак. Для подложки с платами ГИС – количество годных и бракованных плат ГИС.

Визуализация значений. Каждое значение может быть представлено для пользователя (визуализировано). Это может быть сделано различными способами:

- для подложки с платами ГИС – диаграмма и таблицы данных;
- для платы ГИС – графический показ бракованных плат (перечеркивание брака);
- для сопротивления резистора – вывод в таблице значений сопротивления, графика изменения и показ бракованных резисторов;
- для корректировочных секций резистора – отображение результата применения операций лазерной обработки.

Состояния объектов. Каждый объект в каждый момент времени лазерной подгонки характеризуется своим состоянием, определяемым совокупностью значений всех его параметров и задаваемым с помощью ряда условий:

1. Состояние k -го резистора ГИС, в зависимости от значения сопротивления R_i , может принимать одно из трех значений: годен, годен с подгонкой, брак в соответствии с условием (3);

2. Состояние платы m - ГИС $P_m(R_k)$ после подгонки k -го резистора принимает одно из трех значений: годная, годная с подгонкой и брак.

3. Состояние подложки $S(P_m)$ после обработки каждой m -й платы будет определяться выходом годных ГИС на основании выражения:

$$S = \{S_1(P_1), S_2(P_2), \dots, S_m(P_m)\} \quad (8)$$

при условии $S = S_G + S_B$, (9)

где S – общее количество плат ГИС на подложке; S_G – количество годных плат ГИС; S_B – количество бракованных плат ГИС.

Идентификация состояния элементов ГИС. Идентификация состояния объектов в процессе нормирования точности сопротивления ГИС включает описание классов объектов и отнесение их к соответствующему классу. Для характеристики состояния объектов используются:

- 1) значение отклонения сопротивления от нормативного значения;
- 2) количество годных резисторов ГИС;
- 3) двоичное значение признака, определяющее наличие свойства «годен» для резистора и ГИС;
- 4) количество годных и бракованных плат ГИС.

Требуемые классы объектов задаются и образуются в процессе нормирования при применении решающих правил к некоторому количеству объектов, принадлежность которых к определенному классу известна априори. Для характеристики близости между классами резисторов в процессе нормирования используется расстояние d , определяемое выражением:

$$d = (R_i, R_p) = \inf d \{ (R_i, R_p), R_i \in R_p \}. \quad (10)$$

В качестве расстояния можно использовать: допуск на номинал d_n , допуск на коррекцию d_k .

Обобщение объектов по классам осуществляется путем разбиения множества их на классы толерантности и установления изоморфизма между множеством объектов и множеством решений (операций управления подгонкой). Вопрос о принадлежности объекта к конкретному классу решается построением логического вывода.

E-mail: antonov@ulstu.ru.

УДК 681.518.3:004.9

ИНТЕЛЛЕКТУАЛЬНЫЕ ИЗМЕРИТЕЛЬНЫЕ ИНФОРМАЦИОННЫЕ СИСТЕМЫ РАСПОЗНАЮЩЕГО ТИПА

Н.Ф. Никитенко, И.Р. Чебанов

Южно-Российский государственный технический университет (НПИ)

Рассмотрен принцип построения измерительных информационных систем, использующих статистические методы распознавания образов для обеспечения свойства адаптации к объектам контроля.

Одним из важнейших признаков искусственного интеллекта, которым должна обладать интеллектуальная измерительная информационная система (ИИИС), является ее способность к адаптации, к изменению своей структуры, параметров, связей и алгоритмов для обеспечения заданных критериев качества в новых изменившихся условиях внешнего или внутреннего происхождения.

К числу таких систем относятся контрольные автоматы распознающего типа, предназначенные для автоматической дефектоскопии и разбраковки малогабаритных изделий на классы «годен-брак» [1, 2].

Автоматическая система (автомат) дефектоскопического контроля представляет собой совокупность связанных между собой механических, оптических, фотоэлектрических, электромагнитных и электронных устройств и преобразователей (датчиков), выполняющих следующие функции (рис. 1):

- робототехнические операции транспортирования, ориентации и манипулирования изделиями (вращение, переориентация, «отсечка» деталей с дефектами формы);
- операции поштучной подачи и базирования изделий на контрольной позиции (КП), сканирования, а также управления исполнительными механизмами разбраковки;
- информационно-измерительные функции по восприятию и преобразованию исходной информации о дефектах, формированию простран-

ства информативных признаков (параметров) и последующих преобразований этих параметров в выходные электрические сигналы (вторичные признаки), используемые для распознавания дефектов;

– по обработке электрических сигналов с помощью электронных классификаторов с целью обучения и классификации изделий на классы «годен – брак» или большее число классов.

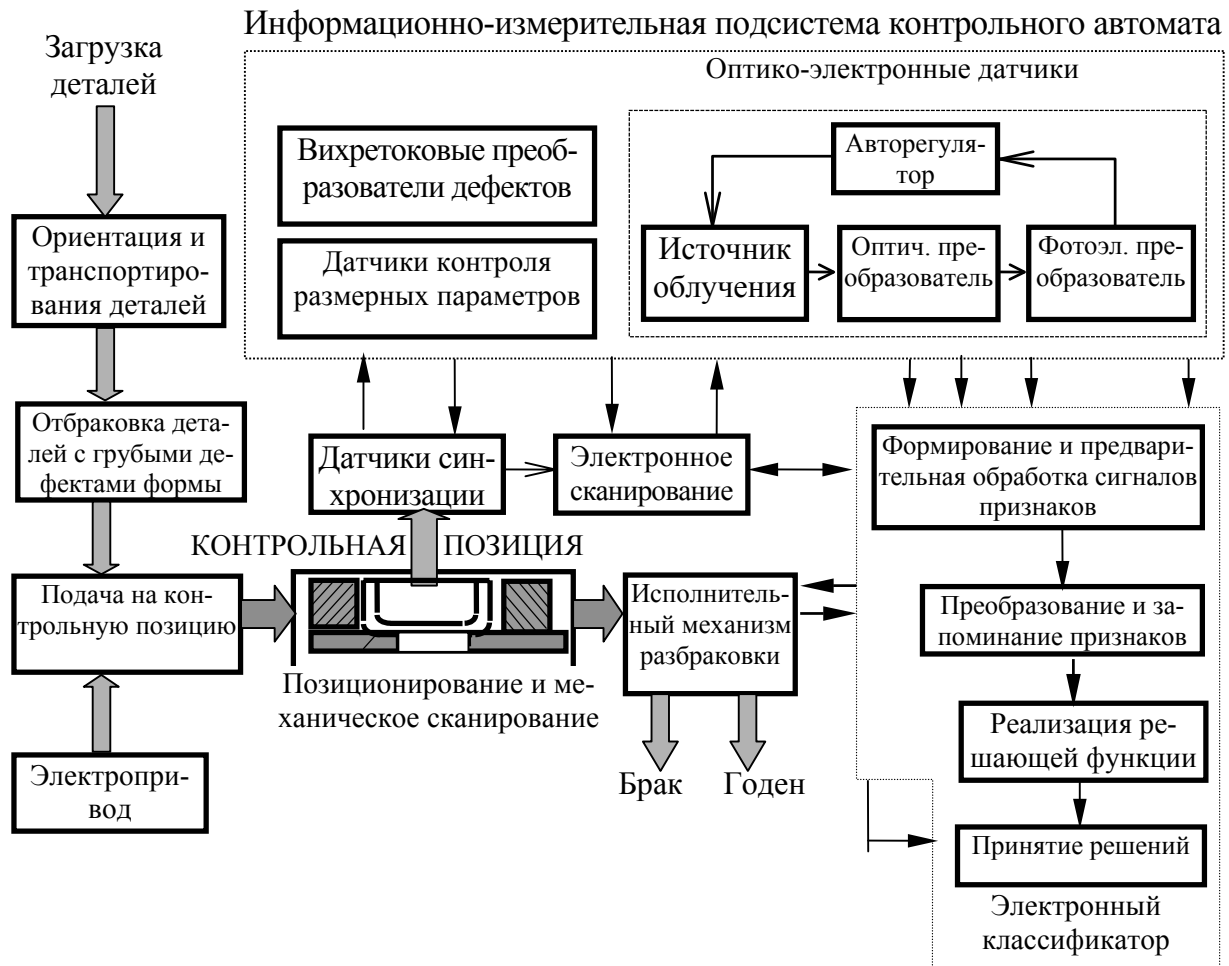


Рис.1. Общая структурная схема автомата дефектоскопического контроля распознающего типа

Принципы построения механических устройств, выполняющих робототехнические операции транспортирования и ориентации малогабаритных объектов дискретного типа достаточно хорошо известны.

Особенность принципа построения автомата дефектоскопического контроля (АДК) заключается в применении обучаемой структуры и соответственно двух режимов функционирования: обучения и рабочего контроля. В режиме обучения для определения параметров моделей распознаваемых классов в бункер автомата последовательно загружаются обучающие выборки годных и негодных (дефектных) деталей. В изделиях капсюльного производства (гильзах, колпачках, оболочках и др.), имеющих форму металлических полузакрытых цилиндров, контролю по дефектам внешнего вида подлежат наружные (донная и цилиндрическая) поверхно-

сти, а также внутренняя донная поверхность. При этом отбраковке подлежат изделия с грубыми дефектами формы, дефектами на кромках и с другими аномалиями.

Контрольный автомат осуществляет дозированную загрузку, транспортирование, ориентацию и поштучную подачу деталей на КП. На КП деталь базируется относительно преобразователей-датчиков, воспринимающих в процессе механического вращения и (или) электронного сканирования первичную информацию о дефектах. Сигналы датчиков в многоканальном классификаторе преобразуются в признаки распознавания. В процессе обучения микропроцессор классификатора вычисляет и запоминает для каждого из k каналов АДК оценки статистических характеристик признаков для годных и дефектных деталей, в частности, оценки математического ожидания $M(\mu_n)$ и дисперсии $\sigma^2(\mu_n)$ всех используемых признаков μ_n .

В рабочем режиме в результате аналогичного процесса восприятия и преобразования исходной информации классификатор осуществляет сравнение текущих значений признаков с полученными на этапе обучения. Это сравнение осуществляется путем вычисления в соответствии с определенным алгоритмом решающей функции и реализации правила принятия решения о принадлежности детали, находящейся на КП, или к классу годных или дефектных изделий. По сигналу классификатора электромагнитное исполнительное устройство осуществляет управление выходной лотковой системой, направляя в момент появления на выходе проконтролированную деталь или в тару для годных или в тару для брака.

Работа АДК полностью автоматизирована и выполняется под контролем ряда вспомогательных датчиков, осуществляющих временную синхронизацию всех устройств АДК, а также счет деталей, диагностику неисправности и другие функции.

Общие методологические принципы системного анализа и синтеза сложных технических структур известны. Применительно к рассматриваемым АДК их можно сформулировать как совокупность следующих этапов:

– формализация внешних параметров АДК, определяемых вектором y , и наложенных на них ограничений Φ_y :

$$Y = (\alpha, \beta, T, P_0, M_{\Pi}),$$

$$\Phi_y \equiv \begin{cases} \alpha \leq \alpha_0; \\ \beta \leq \beta_0; \\ T \leq T_0, \end{cases}$$

где α , β – ошибки разбраковки 1-го (β) и 2-го (α) рода; α_0 , β_0 – предельно-допустимые значения ошибок 1 и 2-го рода, определяемые заданной достоверностью контроля; P_0 – априорная вероятность появления дефектной детали в контролируемой партии; $M_{\Pi} = \{\mu_{sk}\}$ – множество параметров (исходных признаков), характеризующих дефектоскопические показатели

качества продукции; T_0 – время обнаружения дефектной детали, определяемое задаваемой производительностью контроля;

– формализация внутренних параметров АДК, определяемых вектором \mathbf{X} , и наложенных на них ограничений Φ_X :

$$\mathbf{X} = (K_\Theta, K_0, V, R, F, H_0, A, B, N);$$

$$\Phi_X = \begin{cases} K_\Theta = \Theta_i; \\ V = F_K[\{\mu_{sk}\}, N]; \\ \varphi_i(A, B) \leq 0, \end{cases}$$

где K_0 – число классов, на которые должен разбраковать автомат загруженные в его бункер детали; K_0 – число каналов контроля; $V = \{V_{pk}\}$ – множество из P признаков K -го канала (признаковое пространство); F_K – оператор преобразования в K -м канале исходного параметра μ_{sk} контролируемого изделия при наличии помех $N = \{N_i\}$; $\varphi_i(A, B)$ – ограничения на внутренние A_i и дезинформативные параметры B_i ; R – решающее правило, реализующее сравнение значения решающей функции F с пороговым значением H_0 ;

– определение уравнений связи между внешними и внутренними параметрами АДК $F(X, Y)$:

$$\alpha, \beta, T = F(K_\Theta, K_0, V, R, F, H_0, A, B, N);$$

– формирование целевой функции $I(Y)$, определяемой принятым критерием оптимальности J .

В качестве критерия оптимальности J для рассматриваемых систем обычно выбирается минимум ошибки 1-го рода α при ограничении на ошибки 2-го рода β и время разбраковки T :

$$\alpha \Rightarrow \min; \quad \beta \leq \beta_0; \quad T \leq T_0.$$

Однако оптимизация по этому критерию для АДК является недостаточно эффективной с практической точки зрения. Для гарантированной работы АДК больший практический смысл имеет не минимизация α , а обеспечение требуемых значений ошибок и времени распознавания. Оптимизацию же контрольного аппарата целесообразно осуществлять по критерию минимума общего числа измерений ρ :

$$\rho = P(2M_0 + N_0) \Rightarrow \min; \quad \beta \leq \beta_0; \quad T \leq T_0,$$

где P – число признаков распознавания; M_0, N_0 – объемы обучающих и контрольных выборок.

АДК представляет собой сложную распознающую систему с многоканальной и многозвенной структурой. В процессе идентификации дефектов звенья этой структуры осуществляют преобразование исходного множества $\{\mu\}$ характеристических параметров дефектов или фона в пространство первичных признаков $\{V_1\}$ и затем с помощью электронного класси-

фикатора в решения D_0 . Процесс преобразования K -канальной системы можно представить системой уравнений:

$$\begin{cases} V_1^{(1)} = F^{(1)} \left\{ \left[\mu^{(1)} \right], N^{(1)} \right\}; \\ V_1^{(2)} = F^{(2)} \left\{ \left[\mu^{(2)} \right], N^{(2)} \right\}; \\ \vdots \\ V_1^{(k)} = F^{(k)} \left\{ \left[\mu^{(k)} \right], N^{(k)} \right\}, \end{cases} \quad (1)$$

$F^{(K)}$ представляет собой оператор K -го канала преобразования исходных параметров $\{\mu\}$ контролируемого объекта и помех $N = \{N_I\}$:

$$F^{(K)} = \prod_{I=1}^L F_I^{(K)} \{ \mu_I, X_I, A_I, B_I, N_I \},$$

где $F_I^{(K)}$ – операторы преобразования сигналов $[X_I]$ I -го преобразователя.

Конкретное математическое содержание и физический смысл канальных $F^{(K)}$ и элементных (внутриканальных) F_I операторов определяется структурой измерительной подсистемы АДК, осуществляющей измерения признаков в той их совокупности, которая в наибольшей степени отражает дефектоскопические свойства объектов. В частности, для оптико-электронного канала преобразования оператор $F^{(K)}$ имеет вид

$$F^{(K)} = F_{\text{И}}(\bullet) F_{\text{Об}}(\bullet) F_{\text{О}}(\bullet) F_{\text{Ф}}(\bullet) F_{\text{Э}}(\bullet), \quad (2)$$

где $F_{\text{И}}(\bullet)$, $F_{\text{Об}}(\bullet)$, $F_{\text{О}}(\bullet)$, $F_{\text{Ф}}(\bullet)$, $F_{\text{Э}}(\bullet)$ – операторы преобразования соответственно источника излучения, объекта контроля, оптического, фотоэлектрического и электронного преобразователей с внутренними параметрами A_I , внешними влияющими факторами B_I и помехой N_I .

Объекты контроля предъявляются для распознавания в виде некоторой совокупности получаемых с помощью датчиков наблюдений V_{PI} , характеризующих образ годного или дефектного объекта. Независимо от способа формирования образа результат преобразований (1) можно представить в виде матрицы

$$V = \begin{bmatrix} V_{11}, V_{12}, \dots, V_{1N} \\ V_{21}, V_{22}, \dots, V_{2N} \\ \vdots \\ V_{P1}, V_{P2}, \dots, V_{PN} \end{bmatrix}, \quad (3)$$

каждый столбец матрицы $V_I = [V_{1N}, V_{2N}, \dots, V_{PN}]^T$ изображает собой P -мерный вектор наблюдаемых значений признаков V_{PN} , где N – количество отсчетов этих признаков; T – знак транспонирования.

Наиболее адекватно процесс контроля дефектов ВВ и скрытых дефектов описывается статистической моделью распознавания. Исходя из такой модели, пусть $V \in V$ – пространство, на котором определены всевозможные реализации процесса $V_I (I = 1, 2, \dots, N)$, допускающего описание P -мерной функцией распределения вероятностей $\Phi(V/\theta)$ с плотностью $P(V/\theta)$ и зависящего от θ – некоторого параметра, принадлежащего области Ω . Применительно к задаче распознавания дефектов по их изображениям V_I представляет собой среднюю по ячейке яркость I -й компоненты дискретного представления данного изображения, где I – номер ячейки, $N = N_{XY}$ – число ячеек, на которое разбивается изображение. Параметр θ_K в случае двухальтернативного распознавания ассоциируется с отсутствием или малозначительностью дефектов (класс θ_1 – годен) и наличием существенных дефектов (класс θ_2 – брак).

При распознавании в момент нахождения изделия на контрольной позиции АДК ставится задача принять относительно вектора наблюдаемых значений V_I решение о принадлежности объекта к одному из классов θ_K . Обозначим через Q_θ элемент множества Q решений, которые в общем случае необходимо вынести относительно параметра θ_K по результатам наблюдений.

Если F – решающая функция, определяющая правило R_0 , по которому множество признаков $\{V\}$ отображается в множество $\{Q\}$ решений, то при двухальтернативном распознавании каждой возможной реализации $V \in V$ ставится в соответствие решение

$$\left. \begin{aligned} Q_2 &= F(V/\Theta) > H_0 \\ Q_1 &= F(V/\Theta) > H_0 \end{aligned} \right\} \rightarrow V \in \begin{cases} Q_2 \rightarrow \text{БРАК} \\ Q_1 \rightarrow \text{ГОДЕН} \end{cases}, \quad (4)$$

где H_0 – пороговое значение решающей функции F . Достоверность принятия решений Q определяется ошибками 1 и 2-го рода, «убытки» от которых характеризуются платежной матрицей

$$C(\Theta, Q) = \begin{vmatrix} C(\Theta_1, Q_1) & C(\Theta_1, Q_2) \\ C(\Theta_2, Q_1) & C(\Theta_2, Q_2) \end{vmatrix}, \quad (5)$$

где $C(\Theta_1, Q_1)$ и $C(\Theta_2, Q_2)$ – потери (затраты, стоимость) при правильных решениях; $C(\Theta_1, Q_2)$ и $C(\Theta_2, Q_1)$ – потери от ошибок 1 и 2-го рода.

В общем случае задача распознавания дефектов формально характеризуется следующей совокупностью $\langle \Theta, V, R, J, S \rangle$, где Θ – множество классов; V – множество признаков; R – множество решающих правил; J – критерий эффективности; S – затраты, связанные с реализацией метода распознавания.

Известны три типа задач по оптимизации распознавания:

1) заданы множество классов Θ , пространство признаков V , критерий эффективности (достоверность распознавания) J и ограничения S . Требуется найти решающее правило, минимизирующее критерий J ;

2) заданы множество классов θ , тип решающего правила R и затраты S . Требуется найти систему признаков V , которая минимизировала бы критерий J ;

3) заданы пространство признаков V и затраты S . Необходимо найти множество классов θ и решающее правило R , оптимальное по критерию J .

Указанные типы задач предполагают наличие связей между элементами J , θ , V , R и S .

Для распознающих АДК наиболее характерным является вариант, близкий ко второму типу задачи. Отличие заключается в том, что неопределенным является тип решающего правила R , а ограничения S дополняются ограничением на время распознавания T_0 . Последнее обстоятельство имеет важное значение для постановки задачи оптимизации, определяя необходимость минимизации размерности пространства признаков V .

В большинстве случаев статистического распознавания дефектов для $K \geq 2$ классов целесообразно использовать решающие правила R , основанные на сравнении отношений правдоподобия между собой или с определенными порогами:

$$\Lambda(V) = \frac{P(V/\Theta_2)}{P(V/\Theta_1)} = \frac{P(V_1, V_2, \dots, V_N/\Theta_2)}{P(V_1, V_2, \dots, V_N/\Theta_1)}. \quad (6)$$

В (6) величины $P(V_1, V_2, \dots, V_N/\Theta_K)$ представляют собой условные P -мерные плотности вероятности, в которых векторы V_I соответствуют наблюдаемым выборочным значениям V_I , $I=1, 2, \dots, N$. В частности, при двухальтернативных задачах решение принимается согласно решающему правилу:

$$\Lambda(V) = \left| \frac{P(V/\Theta_2)}{P(V/\Theta_1)} \right| \times H_0 \rightarrow V \in \begin{cases} \Theta_1 - \text{НЕТ ДЕФЕКТА} \\ \Theta_2 - \text{ЕСТЬ ДЕФЕКТ} \end{cases}$$

где H_0 – пороговое значение отношения правдоподобия, определяемое из соотношений:

– для байесовского классификатора, минимизирующего средний риск R_C

$$H_0 = [P(\Theta_1)C(\Theta_1, D_0)]/[P(\Theta_2)C(\Theta_2, D_1)]; \quad (7)$$

– для классификатора Неймана-Пирсона

$$P\{\Lambda(V) \geq H_0/\Theta_1\} = \alpha_0; \quad (8)$$

– для минимаксного классификатора

$$H_0 = \frac{C(\Theta_1, D_2)}{C(\Theta_2, D_2)} \frac{P'(\Theta_1)}{1 - P'(\Theta_1)}. \quad (9)$$

В выражении (9) $P'(\Theta_1)$ – значение априорной вероятности годных изделий, при которой средний риск R_C максимален. В качестве критерия эффективности J обычно принято использовать естественный показатель – минимум ошибок 1-го рода α при ограничении на ошибки 2-го рода β . Однако ограничение на время контроля $T \leq T_0$ определяет необходимость модификации задачи. С практической точки зрения более целесообразным является обеспечение гарантированных значений обеих ошибок α , β и выбор в качестве критерия оптимизации минимальной размерности $\rho \rightarrow \min$ признакового пространства. Ошибки α и β в модифицированной задаче оптимизации переводятся в ограничения $\alpha \leq \alpha_0$, $\beta \leq \beta_0$, где α_0 , β_0 – задаваемые уровни ошибок.

Таким образом, в общем виде задача распознавания дефектных изделий может быть сформулирована следующим образом. Пусть все множество контролируемых объектов содержит класс годных и дефектных (брак) изделий, задана достоверность разбраковки, определяемая ошибками 1 и 2-го рода α_0 и β_0 и ограничения на время распознавания T_0 . Необходимо выбрать тип решающего правила R , множество признаков $\{V\}$ и минимизировать объем ρ признакового пространства, обеспечивающего заданные достоверность распознавания $\alpha(\beta)$ и время T_0 распознавания:

$$\rho = P \left(\sum_{I=1}^K M_{0K} + N_0 B_P \right) \rightarrow \min; \quad (10)$$

$$\alpha(\beta) = F \left\{ P(V/\Theta_i) D_0(V/\Theta_i, F^{(K)}, M_{0K}, N_0), D_{IK}(V/\Theta_I, F^{(K)}, M_{0K}, N_0), \right. \\ \left. R[f(V/\Theta_i), C(\Theta_i, d), H_0] \right\} \leq \alpha_0(\beta_0), \quad (11)$$

$$T(\rho) \leq T_0,$$

где ρ – общее количество (объем) измерений признаков; $\rho \rightarrow \rho_0$ – число выбираемых признаков; M_{0K} – число наблюдений обучающей выборки для определения характеристик класса; N_{0K} – объем контрольной выборки (число отсчетов); Q – число первоначальных признаков; B_P – общее количество актов принятия решений; $D_0(\bullet)$ и $D_{ik}(\bullet)$ – меры разделимости объектов соответственно внутри классов и между классами θ_i и θ_k .

Методы решения оптимизационной задачи (10) для параметрической и непараметрической моделей распознавания, предложенные и описанные в литературе, базируются на предположении заданности минимального значения меры разделимости D_{ik} классов и реализуются на основе пошаговой процедуры расчета функции $\alpha = F(\bullet)$ для значений $\rho(M_{0K}, N_0)$. При этом не ставится ограничение на время распознавания $T(\rho) \leq T_0$. Решение оптимизационной задачи (10) достигается путем соответствующего выбора числа отсчетов M_{0K} , N_0 наблюдаемых признаков, которое может достигать 1000 и более.

Для реальных распознающих АДК, требование к быстродействию которых составляет порядка $0,05...0,1$ с, такой путь неприемлем из-за ограниченного быстродействия классификаторов, осуществляющих вычисление отношения правдоподобия, оперируя при этом с матрицами наблюдений большой размерности. Применение распознающих процедур в АДК связано с необходимостью учёта следующих особенностей:

- 1) работа в реальном времени, определяемом заданной производительностью АДК – ограничение на время распознавания T_0 ;
- 2) объем контрольной выборки ограничен наблюдениями одного объекта (детали), при этом решение о принадлежности этого объекта к классу θ_1 (годен) или θ_2 (брак) принимается сразу же после окончания наблюдения;
- 3) возможность использования значительных объемов классифицированных выборок M_{0K} изделий для обучения;
- 4) менее жесткие ограничения на длительность процесса обучения $T_{об}$ по сравнению с временем T_0 .

Эти особенности позволяют реализовать параметрическую модель распознавания, используя статистики, в частности, средние значения и оценки дисперсии распределений $P(V/\theta_i)$, полученные в результате обучения. С учётом этого предлагается модифицировать постановку задачи оптимизации пространства признаков: минимизация ρ осуществляется не только выбором числа отсчетов N_0 и M_{0K} , но главным образом определением ограниченного числа $P_0 \leq Q$ наиболее эффективных признаков, обеспечивающих наибольшие значения мер разделимости D_{ik} классов.

Для получения эффективных признаков вводится предварительный этап оптимизации параметров датчиков признаков (функции $F^{(K)}$) по локальному критерию $d^{(k)}$, однозначно связанному с задаваемой ошибкой распознавания $\alpha(\beta)$. В соответствии с этим подходом задача оптимизации объема признакового пространства ρ декомпозируется на два этапа (рис. 2).

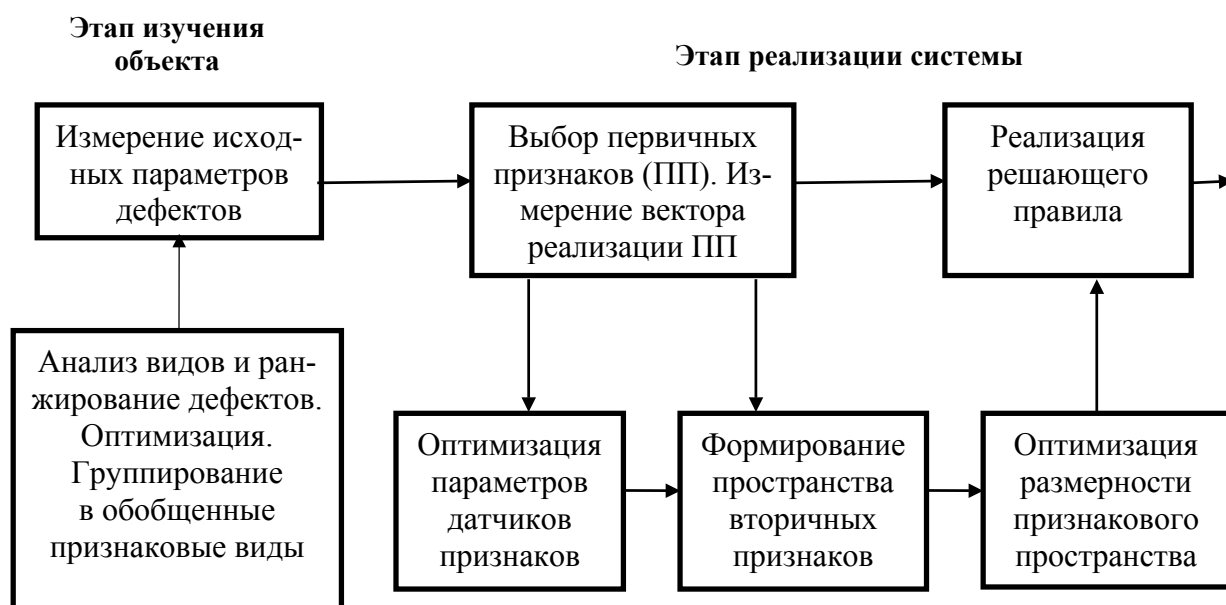


Рис.2. Последовательность и этапы синтеза оптимального признакового пространства в контрольном автомате

Первый этап заключается в оптимизации параметров датчиков признаков по локальному критерию вне связи с классификатором:

$$d_i^{(k)} = f\left(F^{(k)}, a, b, c\right) \rightarrow \max, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (12)$$

Второй этап оптимизации заключается в минимизации размерности ρ для заданных ошибок α , β и времени распознавания T_0 путем пошаговой процедуры определения оптимального набора p_0 признаков из q_0 , выбранных ранее на первом этапе

$$\rho = p_0 \left(\sum_{k=1}^K m_{ok} + n_{ok} b \right) \rightarrow \min; \quad (13)$$

$$p_0 \leq q_0$$

$$\alpha(\beta) = F\{V/\Theta_i, p_0, m_{0k}, n_{0k}, d_i, d_{ik}, R\} \leq \alpha_0(\beta_0), \quad T_p \leq T_0.$$

В качестве критерия $d_i^{(k)}$ целесообразно выбрать такие характеристики, как отношение «сигнал-помеха» или другие, имеющие смысл мер разделимости (близости) классов, в частности, дивегенцию или матрицы рассеяния S_1 и S_2 , используемые в дискриминантном анализе.

Условием работоспособности двухэтапной процедуры оптимизации является требование непротиворечивости (согласованности) и монотонности связи между локальным и глобальным ρ критериями. Такое условие выражением (13) выполняется, если в качестве $d_i^{(k)}$ принять отношение «сигнал-помеха»: при его увеличении для достижения заданной ошибки $\alpha(\beta)$ требуется меньший объем ρ измерений признаков. Решение данной задачи возможно при снятии неопределенности в выборе решающего правила R . С этой целью предлагается в алгоритм (12) ввести в качестве ограничения условие заданности R , например, из класса решающих функций на основе отношения правдоподобия. В противном случае, необходима дополнительная процедура минимизации ρ по множеству решающих правил R из числа известных, что значительно увеличивает время поиска p_0 .

Предложенная двухэтапная методика к оптимизации АДК основывается не только на интуитивном представлении о существовании «хороших», в смысле разделяющих свойств, признаков. Методологической основой данного подхода является концепция системного анализа сложных систем. Датчики параметров (признаков) дефектов являются устройствами, от характеристик которых в решающей степени зависит эффективность системы в целом.

Литература

1. Никитенко Н.Ф. Системное проектирование и оптимизация визуально-информационных автоматов дефектоскопического контроля // Изв. вузов. Электромеханика. — 2000. — № 2. — С. 97-102.

2. Никитенко Н.Ф., Никитенко Е.Н. Повышение достоверности контрольного распознающего автомата путем формирования вторичных признаков // Изв. вузов. Сев.-Кавк. науч. центра высшей шк. Технические науки. – 1998. – № 1. – С. 3-8.

УДК 681.5

РЕКУРСИВНЫЙ АЛГОРИТМ ОБМЕННОЙ ПОРАЗРЯДНОЙ СОРТИРОВКИ

А.В. Гордиенко, Н.Н. Гарбуз

Южно-Российский государственный технический университет (НПИ)

Предложен рекурсивный алгоритм поразрядной обменной сортировки двоичных слов произвольной разрядности, который по ряду параметров превосходит опубликованные итеративные алгоритмы этого метода сортировки.

Среди наиболее эффективных алгоритмов сортировки особое место занимает метод обменной поразрядной сортировки. В этом методе используется двоичное представление ключей, поэтому он предназначен именно для компьютерной реализации. Ввиду важности этот метод сортировки подробно рассматривается в авторитетных монографиях [1-3].

Концепцию метода обменной поразрядной сортировки можно кратко описать следующим образом:

1) Последовательность двоичных ключей сортируется по старшему значащему двоичному разряду так, чтобы все ключи, начинающиеся с 0, оказались перед всеми ключами, начинающимися с 1. Для этого необходимо найти в сортируемой последовательности крайний слева ключ K_i , начинающийся с 1, и крайний справа ключ K_j , начинающийся с 0, после чего K_i и K_j меняются местами. Процесс повторяется до тех пор, пока не будет $i > j$.

2) Пусть F_0 – множество ключей, начинающихся с 0, F_1 – множество остальных ключей. Будем применять к F_0 обменную поразрядную сортировку (начав теперь со второго бита слева, а не со старшего) до тех пор, пока множество F_0 полностью не рассортируется. Затем сделаем то же самое с F_1 .

В монографиях [1-3] описаны итеративные алгоритмы для реализации метода обменной поразрядной сортировки. Эти алгоритмы, различаясь в деталях, в сущности совпадают. Все эти алгоритмы достаточно сложные, требуют ведения стека, кроме того, требует специального рассмотрения возможность, что в сортируемой последовательности встречаются одинаковые числа (в этом случае итеративный алгоритм оказывается сложнее, чем в случае, когда априорно известно, что в сортируемой последовательности все слова различные). Важно отметить, что эффективность итеративных алгоритмов падает при наличии в сортируемой последовательности одинаковых слов, т.к. необходимы дополнительные итерации для разделения одинаковых слов [1]. Однако эмпирические исследования показы-

вают, что метод обменной поразрядной сортировки является наиболее эффективным (по сравнению с другими методами сортировки) тогда, когда сортируемые двоичные слова сравнительно короткие [2, 3], а поскольку во всякой достаточно большой последовательности коротких двоичных слов неизбежно большое количество одинаковых слов, то можно сделать вывод, что на практике опубликованные в монографиях [1-3] итеративные алгоритмы не полностью реализуют потенциальную эффективность метода обменной поразрядной сортировки.

Предложен рекурсивный алгоритм для реализации метода обменной поразрядной сортировки. Он имеет следующие преимущества по сравнению с опубликованными итеративными алгоритмами: концептуально прост; программу, реализующую этот алгоритм, легко отладить и протестировать; не требуется стек и какие-то другие дополнительные специальные процедуры; не имеет значения, имеются в сортируемой последовательности одинаковые слова или нет, кроме того, наличие одинаковых слов не влечет замедление работы алгоритма.

Предложенный алгоритм представлен в виде рекурсивной процедуры `sortdvoich(i, j, k)` на языке Паскаль, которая реализует поразрядную обменную сортировку двоичных слов $X[i]...X[j]$ (в диапазоне от i до j) по k младшим двоичным разрядам, начиная с k -го и заканчивая 1-м разрядом (разряды нумеруются справа налево, начиная с 1), причем после окончания сортировки по каждому q -му разряду ($k \geq q \geq 1$) вначале идут слова, содержащие 0 в q -м разряде, затем слова, содержащие 1 в q -м разряде; переменная $\text{stepen}(k) = 2^{k-1}$. Сортировка всей последовательности двоичных слов осуществляется путем однократного вызова в основной программе процедуры `sortdvoich(1, n, max)`, где n – количество слов для сортировки, max – максимальная разрядность сортируемых слов (число двоичных разрядов в наибольшем из сортируемых слов).

```
procedure sortdvoich(i, j, k: integer);
VAR i1, j1, t, r: integer;
begin if (i >= j) OR (k < 1) then exit; i1 := i; j1 := j;
while (i1 < j1) do begin
while (i1 < j1) AND ((X[i1] AND stepen[k]) = 0) do inc(i1);
while (i1 < j1) AND ((X[j1] AND stepen[k]) > 0) do dec(j1);
if (i1 < j1) then
begin t := X[i1]; X[i1] := X[j1]; X[j1] := t end end;
if ((X[j] AND stepen[k]) = 0) OR ((X[i] AND stepen[k]) > 1)
then sortdvoich(i, j, k-1) else begin r := i+1;
while ((X[r] AND stepen[k]) = 0) do inc(r);
sortdvoich(i, r-1, k-1); sortdvoich(r, j, k-1) end end;
```

Литература

1. Кнут Д.Э. Искусство программирования. Сортировка и поиск / Пер. с 2-го англ. изд. – М.: Изд-во «Вильямс», 2000. – Т. 3. – 832 с.
2. Лэнгсам Й., Огенстайн М., Тененбаум А. Структуры данных для персональных ЭВМ / Пер. с англ. – М.: Мир, 1989. – 568 с.
3. Трамбле Ж., Соренсон П. Введение в структуры данных / Пер. с англ. – М.: Машиностроение, 1982. – 784 с.

СОДЕРЖАНИЕ

Предисловие	3
Столяров А.С. Цифровая фильтрация отраженного ультразвукового сигнала с помощью аппаратно-реализованного вычислителя	4
Степаненко Е.Б., Зибров В.А., Виноградов М.В. Измеритель параметров поперечного сечения трубных заготовок в прокатно-металлургическом производстве	6
Виноградов М.В., Зибров В.А., Степаненко Е.Б. Алгоритм измерения диаметра трубных изделий прокатно-металлургического производства	7
Гусев Ю.П., Кудинов В.В., Чо Г.Ч. Экспериментальное исследование влияния асинхронного электродвигателя на ток короткого замыкания в низковольтной электроустановке	8
Шлык С.В. Синтез инвариантных параметрических преобразователей повышенной чувствительности	12
Арутюнян М.М., Панюшкин В.Т. Некоторые подходы к обработке экспериментальных данных калориметрического титрования	13
Лобанов С.В. Нелинейные ортогональные преобразования	14
Буштрук А.Д., Буштрук Т.Н., Иванов Р.А. Параметрическая идентификация квазистационарных временных процессов с элементами разрешения противоречия между точностью и быстродействием	19
Волков Н.В., Волкова О.Р. Конструирование моделей случайных процессов с заданным частотным диапазоном	21
Волков Н.В., Волкова О.Р. Конструирование моделей случайных процессов, имеющих заданную форму спектральной плотности в заданном частотном диапазоне	27
Образцов И.Н. Разработка методов расчета многомерных дискретных преобразований Лапласа повышенной точности для исследования динамики нелинейных технических систем по измерительной информации	30
Поляков В.Б., Ощепков А.Ю., Исаков К.А., Кирюшов В.В. Универсальный сетевой Ethernet-контроллер с функциями управления	34
Митина В.Ф. Цифровой измеритель времени установления выходного сигнала следящих преобразователей код-частота	39
Ляпустин М.А. Типология интеллектуальных средств диагностики	40
Герасименков Р.Н. Квалиметрия и «квазиметрия»	41
Антонов Ю.Н. Измерение сопротивления пленочных резисторов в процессе нормирования точности	43
Никитенко Н.Ф., Чебанов И.Р. Интеллектуальные измерительные информационные системы распознающего типа	47
Гордиенко А.В., Гарбуз Н.Н. Рекурсивный алгоритм обменной поразрядной сортировки	57

Научное издание

**Теория, методы и средства измерений,
контроля и диагностики**

Материалы IV Международной научно-практической конференции
Часть 1

Редактор: Е.В. Кулыгина
Компьютерная верстка: М.К. Аверьянова

Подписано в печать 10.11.03 г.
Формат 60x84 1/16. Бумага офсетная. Печать оперативная.
Печ. л. 3,69. Уч.-изд. л. 4,90. Тираж 100 экз. Заказ 47-1444.

Центр оперативной полиграфии
Южно-Российского государственного технического университета (НПИ)
346428, г. Новочеркасск, ул. Просвещения, 132, тел. 55-222

МИНИСТЕРСТВО ОБРАЗОВАНИЯ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ
ЮЖНО-РОССИЙСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ ТЕХНИЧЕСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ
(НОВОЧЕРКАССКИЙ ПОЛИТЕХНИЧЕСКИЙ ИНСТИТУТ)

ТЕОРИЯ, МЕТОДЫ И СРЕДСТВА ИЗМЕРЕНИЙ, КОНТРОЛЯ И ДИАГНОСТИКИ

*Материалы
IV Международной научно-практической
конференции*

Часть 2

*26 сентября
г. Новочеркасск*

Новочеркасск 2003

УДК 681.518.54
ББК 30.82
Т 33

Организаторы конференции:

Министерство образования РФ;
Северо-Кавказский научный центр высшей школы;
Южно-Российский государственный технический университет
(Новочеркасский политехнический институт);
Технический университет Ильменау (ФРГ);
Редакция журнала «Известия вузов. Электромеханика»;
Редакция журнала «Известия вузов. Северо-Кавказский регион.
Технические науки»;
Ростовский государственный медицинский университет

Оргкомитет конференции:

Н.И. Горбатенко (РФ), профессор – председатель;
Ю.А. Бахвалов (РФ), профессор;
Г. Вурмус (ФРГ), профессор;
Г. Йегер (ФРГ), профессор;
Е. Калленбах (ФРГ), профессор;
М.В. Ланкин (РФ), доцент – зам. председателя;
Н.Ф. Никитенко, профессор (РФ);
А.В. Павленко, профессор (РФ);
В.Н. Чернов, профессор (РФ)

Редакционная коллегия:

Н.И. Горбатенко, д-р техн. наук, профессор – ответственный редактор;
М.В. Ланкин, канд. техн. наук, доцент – зам. отв. редактора

Т 33 Теория, методы и средства измерений, контроля и диагностики:
Материалы IV Междунар. науч.-практ. конф., г. Новочеркасск, 26 сен-
тября 2003 г.: В 3 ч. / Юж.-Рос. гос. техн. ун-т (НПИ). – Новочеркасск:
ЮРГТУ, 2003. – Ч. 2. – 60 с.

ISBN 5-88998-381-4

Материалы конференции вошли в сборник из трех частей. Во вторую часть вошли статьи о теории, методах и средствах измерений и контроля концентраций, химического и структурного состава веществ и материалов; теории, методах и средствах измерений и контроля сил, вибрации и геометрических размеров; теории, методах и средствах измерений и контроля параметров магнитных, полупроводниковых и диэлектрических материалов; теории, методах и средствах радиоизмерений; теории, методах и средствах диагностики сложных технических систем.

УДК 681.518.54

ISBN 5-88998-381-4

© Южно-Российский государственный
технический университет (НПИ), 2003
© Авторы, 2003

ПРЕДИСЛОВИЕ

Южно-Российский государственный технический университет (Новочеркасский политехнический институт) – крупнейший вуз на юге России, имеющий вековой опыт исследований в различных отраслях науки и техники и обширные международные научно-технические контакты, – выступил инициатором проведения ряда международных дистанционных научно-практических конференций. Такая форма проведения конференций стала возможной в результате широкого развития телекоммуникационных технологий, в том числе Internet.

В сентябре 2003 года на базе ЮРГТУ (НПИ) проходила IV Международная научно-практическая конференция «Теория, методы и средства измерений, контроля и диагностики». В работе конференции приняли участие представители вузов Москвы, Санкт-Петербурга, Риги (Латвия), Екатеринбурга, Орла, Новороссийска, Новосибирска, Ульяновска, Краснодара, Белгорода, Братска, Тольятти, Перми, Ижевска, Казани, Ярославля, Йошкар-Олы, Ростова, Волгограда, Новочеркасска и Шахт.

На конференцию представлен 51 доклад, которые вошли в сборник, состоящий из трех частей. Каждая часть содержит материалы по нескольким научным направлениям.

Первая часть включает доклады, посвященные ультразвуковым методам и средствам измерений и контроля; оптическим и оптоэлектрическим методам и средствам измерений и контроля физических величин и параметров материалов; цифровым методам и средствам измерений и обработки измерительной информации; интеллектуальным средствам измерения.

Во вторую часть вошли статьи о теории, методах и средствах измерений и контроля концентраций, химического и структурного состава веществ и материалов; теории, методах и средствах измерений и контроля сил, вибрации и геометрических размеров; теории, методах и средствах измерений и контроля параметров магнитных, полупроводниковых и диэлектрических материалов; теории, методах и средствах радиоизмерений; теории, методах и средствах диагностики сложных технических систем.

В третью часть вошли доклады, освещающие вопросы теории, методов и средств измерений и диагностики в медицине и биологии; метрологического обеспечения измерений, контроля и диагностики; методов оценки состояния и перспектив развития предприятий, отраслей, комплексов; экономической диагностики производственных и социальных систем.

Организаторы выражают уверенность, что конференция послужит обобщению и распространению научных результатов, оказанию методической помощи молодым ученым и аспирантам, а также стимулированию контактов между учеными России и зарубежья, и с благодарностью примут замечания и пожелания.

Оргкомитет

ПРОГРАММА ДЛЯ АНАЛИЗА РЕНТГЕНОВСКИХ ДИФРАКТОГРАММ КРИСТАЛЛОВ

А.В. Баклан, Е.А. Богоявленская, С.П. Зимин

Ярославский государственный университет им. П.Г. Демидова,

В.В. Наумов

Институт микроэлектроники и информатики РАН, г. Ярославль

Приводится описание компьютерной программы для обработки рентгеновских дифрактограмм кристаллов, которая на основании анализа отдельных рефлексов позволяет получать с высокой точностью значения межплоскостного расстояния d . В качестве примера описаны рентгеновские дифрактограммы кристаллов $Pb_{1-x}Sn_xTe(Ga)$ с градиентом состава вдоль оси его роста.

Введение. Для исследования кристаллической структуры вещества широко применяется метод рентгеновской дифрактометрии [1]. С помощью соответствующей обработки получаемых дифрактограмм можно определять тип кристаллической решетки, проводить индиферирование линий дифрактограммы, определять величину межплоскостного расстояния d , описывать появление новых фаз, а также делать выводы о состоянии поверхности исследуемого объекта.

В настоящее время существует несколько подходов для анализа рентгеновских дифрактограмм, каждый из которых имеет свой математический аппарат и свое программное обеспечение. В рамках данной работы была составлена программа, позволяющая для отдельно взятого рефлекса K_α разделить вклад от спектральных линий $K_{\alpha 1}$ и $K_{\alpha 2}$, определить точное угловое положение составляющей $K_{\alpha 1}$, найти для него значение межплоскостного расстояния d , а также вычислить постоянную решетки (зная hkl -индексы данного рефлекса). Программа базируется на методе Речингера, представленном в работе [2].

Физические аспекты программы. Метод Речингера основывается на следующих принципах. Рентгеновское излучение, поступающее на образец, содержит две спектральные линии $K_{\alpha 1}$ и $K_{\alpha 2}$, поэтому для точного определения 2θ необходимо сначала разделить экспериментальный график на дифрактограмме по длинам волн. Длины волн K_α – линий и отношение их интенсивностей строго определены для одного и того же источника излучения (для источника $Cu_{K\alpha}$: $\lambda_1 = 1,5405 \text{ \AA}$, $\lambda_2 = 1,54433 \text{ \AA}$, $K=I_2/I_1=0,507$). Метод, используемый для разделения пиков, заключается в следующем: каждая точка второго пика находится на угловом расстоянии $\Delta 2\theta$ от первого и имеет интенсивность $I_2(2\theta+\Delta 2\theta)$, в K раз отличную от интенсивности $I_1(2\theta)$ первого пика. Отсюда следует, что начало суммарного пика на дифрактограмме определяется только первым пиком, а конец – только вторым, и тогда можно построить начало первого пика по точкам экспериментальной кривой, затем по началу первого пика построить начало

второго, после чего по началу второго немного достроить первый пик и т.д. При этом должны выполняться следующие условия:

$$I_1(2\theta) = I(2\theta) - I_2(2\theta), \quad (1)$$

$$I_2(2\theta + \Delta 2\theta) = I_1(2\theta) \times K, \quad (2)$$

где $I(2\theta)$ – суммарная интенсивность.

Величина $\Delta 2\theta$ находится по формуле

$$\Delta 2\theta = 2 \operatorname{tg}(\theta) \times \Delta \lambda / \lambda, \quad (3)$$

где θ – положение первого пика; λ – длина волны, соответствующая первому пику; $\Delta \lambda$ – разность длин волн второго и первого пиков.

За положение первого пика принимается положение центра тяжести этого пика $2\theta_1$.

Программа была протестирована на теоретической кривой, построенной из двух кривых Гаусса, отстоящих на расстоянии $\Delta 2\theta$ одна от другой и имеющих значение отношения интенсивностей, равное табличному для меди 0,507. Величина $\Delta 2\theta$ вычислялась исходя из заданного в кривой Гаусса значения максимума первого пика $2\theta_1$.

В реальности возможны случаи, когда существуют отклонения значений длин волн λ_1 и λ_2 и отношения K соответствующих им интенсивностей от табличных. Это происходит из-за недостаточно точной юстировки дифрактометра. Поэтому, работая с тестовой кривой, были рассмотрены результаты, получаемые при уменьшении и увеличении длины волны λ_1 , а также при уменьшении и увеличении величины K . В результате было установлено, что при уменьшении значения λ_1 происходит смещение в сторону больших значений $2\theta_1$ и, соответственно, меньших значений межплоскостных расстояний d и, наоборот, при увеличении λ_1 . При уменьшении величины K значения $2\theta_1$ и λ_1 уменьшаются (при увеличении – увеличиваются). Следует заметить, что таким способом нельзя найти точные значения для длин волн. Небольшие изменения значения одной из длин волн используются исключительно для корректировки $\Delta \lambda / \lambda_1$ при вычислении $\Delta 2\theta$.

Использование и характеристика программы. Работа с программой сводится к трем обязательным операциям:

1. Загрузка данных с диска.
2. Изменение настроек.
3. Обработка данных.

При изменении настроек необходимо правильно указывать значение индексов h , k и l , длины волн дублета и отношение интенсивностей первого и второго пиков. Здесь же возможно производить изменение интервала поиска максимума первого пика, соответствующего интервалу поиска центра масс последнего, а также интервала вычисления интегралов. Следует обратить внимание на то, что положение центра тяжести первого пика вместе с ошибками для него должно находиться внутри второго из указанных интервалов. В противном случае программа будет работать неправильно.

Обработка данных происходит в соответствии с условиями, приведенными выше. Однако результат обработки имеет следующие особенности. В случае, когда центр масс в заданном интервале поиска не имеет места, программа сообщает, что решений не найдено. Это сообщение появляется и в том случае, когда центр масс вместе со своими ошибками по 2θ , вызванными уровнем шумов, целиком лежит между двумя соседними точками графика, т.к. тогда получится, что во всех проверяемых точках условие центра тяжести кривой выполняться не будет. Это исправляется незначительным изменением значения интервала вычисления интегралов. Изменение этой величины не приводит к сильному изменению значения положения центра масс и учитывается при вычислении погрешностей.

После успешной обработки исходных данных становится возможным просмотр графика с разделенными пиками и положением центра тяжести первого пика, а также мы получаем полную информацию о найденных значениях углового расстояния $\Delta 2\theta$, положения максимума первого пика 2θ , межплоскостного расстояния d . Кроме того, в отчетном файле содержится информация об использованных в конкретных случаях длинах волн и соответствующем отношении интенсивностей разделенных пиков, об уравнении уровня фона и его интенсивности, а также об исходных значениях углов 2θ и интенсивности, интенсивностях первого и второго пиков и интенсивности, принадлежащей шуму.

Таким образом, с помощью созданной программы можно осуществлять следующие операции:

1. Проводить разделение отдельных рефлексов на дифрактограмме по длинам волн.
2. Находить точное значение центра тяжести для первого из разделенных пиков $2\theta_1$.
3. По значению $2\theta_1$ вычислять значение межплоскостного расстояния для данного рефлекса.

Применение программы для анализа рентгеновских дифрактограмм кристаллов $Pb_{1-x}Sn_xTe(Ga)$. Были исследованы кристаллы $Pb_{1-x}Sn_xTe(Ga)$, выращенные методом вертикальной направленной кристаллизации из раствора в расплаве теллура с градиентом состава x вдоль оси роста. Содержание теллурида олова в шихте варьировалось от 8 мол. % в начале слитка до 14 мол. % в конце кристалла. Содержание теллурида галлия составляло 0,2-0,4 мол. %. Из начальной, серединной и хвостовой частей слитка перпендикулярно оси роста были вырезаны шайбы, поверхности которых были подвергнуты механической шлифовке и химической полировке. Финишное полирование проводилось в растворе, выполненном на основе $HBr + Br_2$. Съемка рентгеновских дифрактограмм была выполнена на дифрактометре ДРОН-3 в излучении медного источника.

Анализ дифрактограмм показал наличие только рефлексов (200), (400), (600) и (800), что говорит об ориентации кристалла (100). Для определения межплоскостного расстояния d для всех образцов анализирова-

лись и сравнивались рефлексы (800), т.к. при смещении в сторону больших углов увеличивается точность определения межплоскостного расстояния d . Было получено, что постоянная решетки a монотонно уменьшается вдоль оси кристалла и составляет 6,468 Å для начала кристалла, 6,451 Å для середины и 6,449 Å для конца слитка. Такое поведение как количественно, так и качественно соответствует известному факту уменьшения постоянной решетки a в твердом растворе теллурида свинца-теллурида олова при увеличении доли теллурида олова.

Заключение. В ходе работы была создана и опробована программа, целью которой являлась обработка рентгеновских дифрактограмм кристаллов кубической симметрии, заключающаяся в точном определении положения выбранных рефлексов на дифрактограмме, вычислении значений межплоскостного расстояния d и постоянной решетки a для данного рефлекса.

Достоинством программы является высокая точность определения постоянной решетки a исследуемых материалов, что позволяет использовать ее для исследования физических процессов и структурных превращений в сложных полупроводниковых соединениях.

Работа выполнена в рамках гранта Министерства Образования РФ Е 02-3.4-423.

Литература

1. Горелик С.С., Скаков Ю.А., Расторгуев Л.Н. Рентгенографический и электронно-оптический анализ. – М.: МИСИС, 2002. – 327 с.
2. Бублик В.Т., Дубровина А.Н. Сборник задач и упражнений по курсу «Методы исследования структуры»: Учеб. пособие для вузов. – М.: Высш. шк., 1988. – 192 с.

150000, Ярославль, ул. Советская, 14, Ярославский государственный университет им. П.Г. Демидова, кафедра микроэлектроники,
e-mail: lbhoo@yandex.ru, zimin@univ.univar.ac.ru.

УДК 621.357.7

ЭЛЕКТРООСАЖДЕНИЕ СПЛАВА ЖЕЛЕЗО–МОЛИБДЕН ИЗ ЭЛЕКТРОЛИТА-КОЛЛОИДА

О.М. Черненко, А.Е. Черненко, И.Д. Кудрявцева

Южно-Российский государственный технический университет (НПИ)

Предложен электролит для нанесения сплава железо-молибден и изучены некоторые характеристики покрытий данным сплавом.

Перспективна замена электролитического хромирования изношенных деталей электроосаждением сплава Fe- Mo в связи с высокой токсичностью электролитов на основе ионов Cr(III). Для разработки использовали высокопроизводительные низкоконтрированные электролиты ново-

го поколения, так называемые электролиты-коллоиды [1]. В целях изменения свойств и состава покрытий сплавом использовали электролиз импульсным током с помощью источника. Для предварительной подготовки образцов (Ст. 3) кроме обезжиривания использовали пассивацию поверхности в растворе (г/л) : H_2SO_4 300, $\text{FeSO}_4 \cdot 7\text{H}_2\text{O}$ 20-25 при 25°C и анодной плотности тока 60 А/дм^2 в течение 40 с.

Разработку электролита проводили с использованием методов математического планирования экстремальных экспериментов [2]. В качестве параметра оптимизации использовали визуальную оценку качества покрытий, оценку содержания в сплаве молибдена, рассчитывая на их основе обобщенный параметр желательности. В качестве варьируемых факторов выбрали концентрацию в электролите, г/л: x_1 - ПАВ1, x_2 - ПАВ2, x_3 - H_2MoO_4 , x_4 - $\text{FeCl}_2 \cdot 4\text{H}_2\text{O}$, x_6 - $\text{Na}_3\text{C}_6\text{H}_5\text{O}_7 \cdot n\text{H}_2\text{O}$, x_7 - $\text{FeSO}_4 \cdot 7\text{H}_2\text{O}$. Пятым фактором было значение pH. Кроме H_2MoO_4 и $\text{FeCl}_2 \cdot 4\text{H}_2\text{O}$ изучаемыми факторами были стабилизаторы дисперсных систем, могущие, кроме того, придать восстанавливающимся вместе с ионами железа частицам положительный заряд и монодисперсность, одинаковую структуру и морфологию [3, 4].

Полученное адекватное уравнение регрессии при доверительной вероятности 0,95 после крутого восхождения по поверхности отклика привело к разработке электролита, г/л : $\text{FeCl}_2 \cdot 4\text{H}_2\text{O}$ 34; H_2MoO_4 4; $\text{Na}_3\text{C}_6\text{H}_5\text{O}_7$ 10; FeSO_4 0,4; ПАВ1 0,016; ПАВ2 7. Условия электролиза: температура комнатная; pH электролита 1,8; частота 100 Гц; средняя плотность тока $i_p = 3,5 \text{ А/дм}^2$ (амплитудная $i_{\text{амп.}} = 7 \text{ А/дм}^2$); соотношение длины катодного и анодного периода $N=1:1$.

Согласно уравнению регрессии внешний вид покрытия улучшается и содержание Мо в сплаве увеличивается при увеличении содержания в электролите ПАВ1 и ПАВ2. Содержание $\text{Na}_3\text{C}_6\text{H}_5\text{O}_7$ оказалось в изученных пределах незначимым фактором. Сделан вывод, что анион лимонной кислоты является не лигандом для соединений Мо, но стабилизатором дисперсных систем в электролите.

Зависимости микротвердости покрытий сплавом Fe- Мо от условий электролиза приведены на рис. 1 и 2.

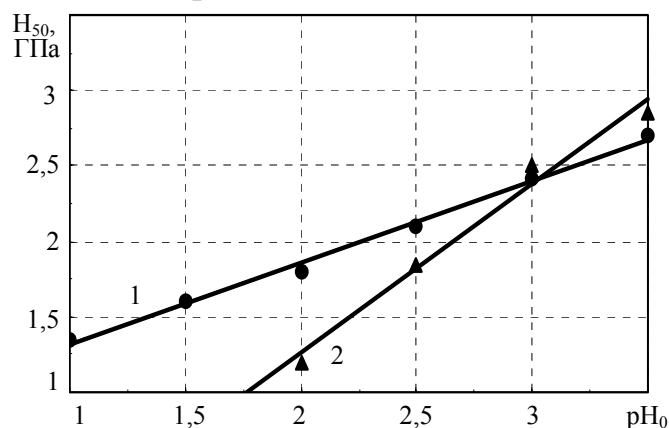


Рис.1. Зависимость микротвердости от pH_0 :
1 – $2,5 \text{ А/дм}^2$; 2 – $3,5 \text{ А/дм}^2$; $t = 20^\circ\text{C}$, $f = 100 \text{ Гц}$

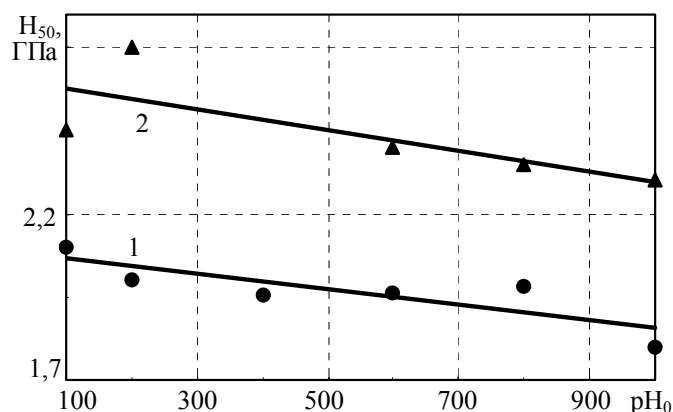


Рис.2. Зависимость микротвердости от частоты тока:
1 – 2,5 А/дм²; 2 – 3,5 А/дм²; $t = 20$ 0С; pH 1.8

Значения микротвердости сплава позволяют предположить, что структура сплава имеет небольшое количество дефектов, что должно повысить его коррозионную устойчивость.

Литература

1. Кудрявцева И.Д., Кукоз Ф.И., Балакай В.И. Электроосаждение металлов из электролитов- коллоидов // Итоги науки и техн. ВИНТИ. Сер. Электрохимия. – 1990. – № 33. – С. 50-84.
2. Новик Ф.С. Математические методы планирования экспериментов в металловедении (Разделы 1-3). – М.: МИСИС, 1971. – 106 с.
3. Matijevic E. Preparation and characterization of monodispersed metal hydrous oxide sols // Progr. Colloid & Polymer Sci., 1976. – 61. – p. 24-35.
4. Кудрявцев Ю.Д. Поведение металлов при нестационарном электролизе в щелочных и нейтральных растворах и возможность практических приложений. Дис. ... д-ра техн. наук. – Новочеркасск: НГТУ, 1994. – 368 с.

346428, г. Новочеркасск, Просвещения, 132, ХТИ, факультет ТЭП, т. 55-3-35.

УДК 621.357.76

ЭЛЕКТРООСАЖДЕНИЕ СПЛАВА НИКЕЛЬ-ХРОМ ИЗ НИЗКОКОНЦЕНТРИРОВАННОГО ЭЛЕКТРОЛИТА-КОЛЛОИДА

О.М. Черненко, А.И. Ярославова, И.Д. Кудрявцева

Южно-Российский государственный технический университет (НПИ)

Разработан низкоконцентрированный электролит-коллоид для электроосаждения сплава никель-хром с целью замены хромирования при восстановлении изношенных деталей и изучены некоторые его характеристики и характеристики покрытий из данного электролита.

Снижение концентрации токсичных ионов хрома в электролите уменьшает ущерб, наносимый окружающей среде. Однако снижая концентрации компонентов в ванне, желательно использовать технологии, позволяющие не снижать производительность процессов. Поэтому целью дан-

ной работы была разработка высокопроизводительного, стабильного при работе и хранении электролита нового поколения – электролита-коллоида [1] – для осаждения сплава никель-хром с целью замены хромирования при восстановлении изношенных деталей.

При приготовлении электролита использовали шестиводный хлорид хрома. Двухзарядные ионы никеля, вводимого в виде сульфата, способствовали образованию в растворе монодисперсных частиц одинаковой морфологии и структуры [2]. Компонент Ст, эффективный стабилизатор дисперсных частиц, обладает свойствами буферного соединения. Наличие большого числа факторов, способных влиять на изучаемый процесс, привело к решению использовать для исследования метод математического планирования экстремальных экспериментов (метод крутого восхождения Бокса-Уилсона). Процентное содержание хрома в покрытии определяли по [3], его выбрали в качестве параметра оптимизации при ограничении – хороший внешний вид покрытия, закрепленные факторы – комнатная температура электролиза и порядок приготовления электролита.

С доверительной вероятностью 0,95 увеличение содержания хрома в покрытии происходит при уменьшении pH, увеличении концентрации хлорида хрома и компонента Ст в электролите. Влияние катодной плотности тока в изученных пределах оказалось незначимым, что очень благоприятно для разрабатываемого процесса, т.к. на поверхности сложнопрофилированных деталей в данном случае должен осаждаться сплав одинакового состава.

Разработанный электролит-коллоид при содержании (г/л) ионов никеля в растворе 6,2, ионов хрома 5,8, компонента Ст 180, – дает светлые покрытия хорошего качества при температуре 10-20°C, pH 2-4, катодной плотности тока 20-50 А/дм². Электролит стабилен в работе и при хранении.

Сплав содержит 6-9 % хрома в зависимости от pH и плотности тока (рис. 1). Зависимость микротвердости покрытий от катодной плотности тока при различных pH представлена на рис. 2.

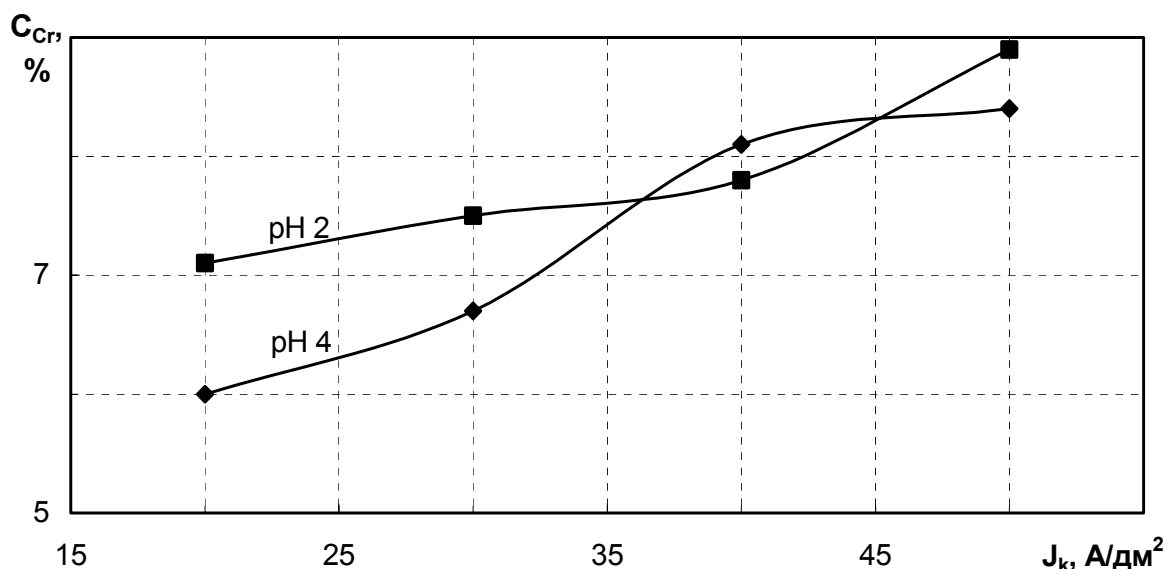


Рис.1. Зависимость содержания хрома в покрытии от плотности тока при различных pH

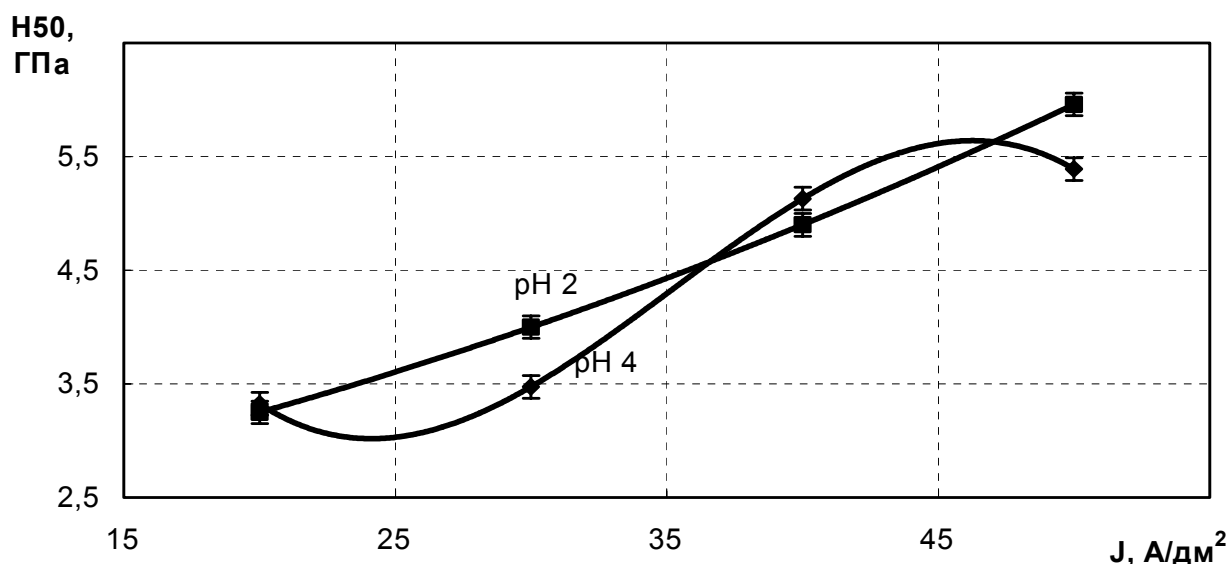


Рис.2. Зависимость микротвердости покрытия от плотности тока при различном pH

Микротвердость покрытий около 6 ГПа считается достаточной при замене износостойкого хромирования. Выход сплава по току в изучаемом процессе в зависимости от pH и плотности тока лежит в пределах 5-14 %. При толщине 9-12 мкм покрытия практически беспористы. В зависимости от толщины пористость покрытий сплавом лежит между пористостью покрытий никелем и молочным хромом. Поэтому при соответствующих электрохимических свойствах можно ожидать увеличения защитной способности покрытий изучаемым сплавом по сравнению с никелем.

Коррозионную стойкость и защитную способность покрытий изучаемым сплавом исследовали с помощью метода «Corrodacote», разработанного концерном Форда для покрытий такого типа. Покрытия из предлагаемого электролита согласно данному методу ускоренных испытаний по коррозионной стойкости не уступают покрытиям из электролита никелирования.

Литература

1. Кудрявцева И.Д., Кукоз Ф.И., Балакай В.И. Электроосаждение металлов из электролитов-коллоидов // Итоги науки и техн. ВИНТИ. Сер. Электрохимия. – 1990. – Т. 33. – С. 50-84.
2. Matjevic E. // Progress Colloid & Polymer Sci. – 1976. – 65 – P. 24-35.
3. Сонгина О.А., Захаров В.А. Амперометрическое титрование. – М.: Химия, 1979. – 312 с.
4. Лайнер В.И. Современная гальванотехника. – М.: Металлургиздат, 1967. – 187 с.

УДК 004.9:577:[552+91]

БИОТЕХНОЛОГИЯ В ОЦЕНКЕ УЧАСТКА ДОНБАССА

М.А. Ляпустин

Южно-Российский государственный технический университет (НПИ)

Описан биотехнологический аспект диагностики залегания пластов угля и песчаника при картографировании участка в районе г. Гуково Ростовской области.

Разработка эксплуатируемых угольных пластов и её инженерно-техническое обеспечение основаны на данных геологоразведки. И в число экологически целесообразных технологий входят алгоритмы локационного анализа геосистем – опознание пространственной структуры и состава пород, их географического адреса в территориальном плане. Размещение характерно и множеством «тонких» факторов, которые вбирают в себя признаки плотности, конфигурации глубоких недр земной коры, геологической типологии структур, динамических и статических пропорций и т.д.

Интересен в указанном отношении недавний авторский опыт дистанционного эниокартирования, где оператор биолокации (ОбЛ) в целях чистоты эксперимента не знал, что заказчики измерения (группа геологоразведчиков из НГТУ (ЮРГТУ) поставили ему информационные барьеры:

- ресурсный – в работу взят якобы пустой, не известный заказчикам, участок структурно-геологической карты шахтоуправления «Гуков-уголь»;
- временной – на участке указано «фиктивно белое» место (скрыто, что район уже частично разведан путём бурения скважин, просчитан с помощью новейшей на тот период компьютерной программы), надо его дополнить изолиниями пластов угля и песчаника (что и выполнено ОбЛ);
- пространственный – на второй (контрольной) карте в двух местах изолинии вычерчены были произвольно (заказчики не имели нужных морфологических данных), но эниокартирование их корректно уточнило.

Биолокационная технология диагностики природных объектов базировалась на том факте, что картированием сведений заказчики уже решили задачу репрезентации знаний в пределах «доступных им» коммуникативных и вещественно-полевых типологических ресурсов участка. *Энергетику форм* несла графика пластов угля и песчаника. При этом:

- объёмная форма пластов представлялась как структурированное пространство, способное резонировать с чувствительным эниомаятником;
- эниологическое измерение «представило» последовательность экспериментальных операций, подтвердивших имеющиеся контуры изолиний;
- пространство эниокарты вдвое превысило разведанный участок.

ОбЛ настраивался на реалии карты и при большой неопределённости исходных данных достоверно установил эквипотенциальные контуры зон с пространственной неоднородностью вещества пластов горных пород.

ВЕСОВОЙ МЕТОД И МЕТОД ГАЛЬВАНОПАР ДЛЯ ОПРЕДЕЛЕНИЯ КОРРОЗИОННОЙ СТОЙКОСТИ ЛИТИЯ В КОНТАКТЕ С МЕТАЛЛАМИ

Е.М. Демьян, В.В. Демьян

Южно-Российский государственный технический университет (НПИ),
Донской государственный аграрный университет (ДонГАУ)

Приведены экспериментальные данные весового метода и метода гальванопар для исследования коррозионной стойкости лития в тионилхлоридных растворах.

Коррозионное поведение лития в растворах $\text{LiAl}_2\text{Cl}_6\text{OH}$ исследовали в контакте с никелем и сталями X18H10T и Ст08кп.

Установлено, что потери лития в контакте со всеми металлами в растворах $\text{LiAl}_2\text{Cl}_6\text{OH}$ возрастают по параболическому закону. При этом они больше по сравнению с чистым литием в этих растворах. Наименьшая коррозия наблюдается в контакте с никелем. Легированная сталь X18H10T способствует коррозии лития в меньшей степени, чем сталь Ст08кп.

С повышением температуры и концентрации гидроксида лития коррозия лития к контакте с металлами возрастает в большей степени, чем чистого лития. Это можно объяснить усилением работы гальванопары литий-металл. Рост коррозионных потерь лития с повышением температуры связан с разложением электролита.

Ток коррозии гальванопары литий-никель в растворе с содержанием гидроксида лития 0,5 моль/л выше, чем ток коррозии между литием и сталями. Наиболее низкие токи регистрировали между литием и сталью Ст08кп. С понижением концентрации и увеличением времени испытаний токи коррозии между литием и всеми исследуемыми металлами падают, причем в одинаковой мере. Токи коррозии резко падают в первые часы контакта. После первых 20 часов хранения они в 1,5-2,0 раза выше в электролите $\text{LiAl}_2\text{Cl}_6\text{OH}$, чем в LiAlCl_4 . При дальнейшем хранении характер поведения гальванопар литий-металл в растворах $\text{LiAl}_2\text{Cl}_6\text{OH}$ и LiAlCl_4 отличен. Ток коррозии литий-никель в растворах $\text{LiAl}_2\text{Cl}_6\text{OH}$ выше, чем токи гальванопар литий-сталь. В растворе LiAlCl_4 наблюдается противоположная зависимость. Через 100 часов хранения ток коррозии гальванопары литий-никель в растворе $\text{LiAl}_2\text{Cl}_6\text{OH}$ (концентрацией гидроксида лития 0,5 моль/л) в 100 раз выше, чем в растворе LiAlCl_4 . Через 6 месяцев хранения – выше в 20-30 раз. За это же время в растворе с концентрацией 0,25 и 0,125 моль/л выше в 8 и 4 раза соответственно. Токи коррозии лития в контакте со сталями в 3-5 раз ниже.

Усиление работы гальванопар литий-металл в растворе $\text{LiAl}_2\text{Cl}_6\text{OH}$ можно объяснить присутствием в растворе хлорида алюминия и HLiAl_4 .

ВОЛЬТАМПЕРОМЕТРИЧЕСКИЙ МЕТОД КОНТРОЛЯ РОСТА ПЛЕНОК ХЛОРИДА СЕРЕБРА ПРИ ПОЛЯРИЗАЦИИ СЕРЕБРЯНОГО ЭЛЕКТРОДА В РАСТВОРАХ ХЛОРИДА ЛИТИЯ

В.В. Демьян, Ю.Д. Кудрявцев, Е.М. Демьян

Южно-Российский государственный технический университет (НПИ),
Донской государственный аграрный университет (ДонГАУ)

Приведены экспериментальные данные вольтамперометрического метода исследования для определения законов формирования и роста пленок хлорида серебра.

В работе методом снятия вольтамперных кривых на серебряном электроде в растворах хлорида лития представлены результаты исследований роста пленок хлорида серебра при поляризации переменным асимметричным током частотой 50 Гц. Когда величина анодного импульса (I^+) больше величины катодного (I^-), на серебряном электроде протекает обратимая реакция $Ag + Cl^- - e \rightarrow AgCl$, которая обеспечивает ток в анодный и катодный полупериоды. Поскольку $I^+ > I^-$ на электроде происходит накопление $AgCl$. Поляризация электрода достигает значительной величины (в анодный полупериод до 95 В). Столь большое напряжение явно определяется омическим падением напряжения в пленке $AgCl$. Таким образом, на вольтамперных кривых проявляются не кинетические закономерности протекающей электрохимической реакции, а изменения в слое пленки в результате прохождения анодного импульса. Превращения, которые происходят в пленке за время прохождения анодного и катодного импульсов, в первую очередь изменяют сопротивление пленки.

Установлено, что при снятии вольтамперных кривых на серебряном электроде при поляризации переменным асимметричным током в растворах хлоридов наблюдаются переходной и стационарный режимы.

Показано, что в переходном режиме растущую на электроде пленку можно разделить на первичную и вторичную. Первичная пленка формируется при прохождении заряда электричества в данное время, ко вторичной – относятся слои, которые были уже ранее сформированы. Вторичная пленка претерпевает определенные изменения при циклировании и ее свойства отличаются от первичной пленки. Для переходного режима определили изменение сопротивления пленки в зависимости от количества накопившегося на электроде хлорида серебра к данному моменту времени.

Установлено, что в переходном режиме проявляются свойства растущей первичной пленки и процессы, происходящие при формировании вторичной пленки. Для переходного режима определили изменение напряжения (сопротивления) от времени поляризации в течение анодного полупериода. Напряжение растет по степенному закону $U = k \tau^n$, т.е. зависимость $\lg U - \lg \tau$ линейна. Значение показателя степени n изменяется от

3,0 до 1,5-1,6. Первое значение показателя степени соответствует первичной пленке, второе – соответствует стационарному состоянию.

В стационарном режиме первичная пленка себя никак не проявляет. Вольтамперная кривая показывает изменение свойств вторичной пленки за время прохождения катодного и анодного импульсов.

Отмечается, что при $\Gamma < 0,5\Gamma^+$ на анодной ветви вольтамперной кривой можно выделить 3 участка. На первом участке между напряжением и током зависимость носит степенной характер. Растущая пленка, которая определяет общее сопротивление, не повторяет сама себя, ее удельное сопротивление с увеличением толщины падает.

На втором участке напряжение линейно зависит от тока. Сопротивление пленки на этом участке остается постоянным и равным порядка 490 ± 50 Ом.

Третий участок – это зона пробоев. Здесь вольтамперная кривая очень неустойчива. Закон изменения сопротивления с изменением тока на этом участке определить невозможно. Выбросы напряжения достигают 20-25 В. Зависимость максимальных напряжений на пленке от величины катодного импульса носит линейный характер и оно (напряжение) уменьшается с увеличением величины катодного импульса.

При $\Gamma > 0,5\Gamma^+$ зона постоянного сопротивления не проявляется. В этом случае после достижения максимума тока сопротивление пленки продолжает расти, достигая зоны пробоев, и только при дальнейшем снижении тока проявляется зона постоянного сопротивления, когда напряжение снижается линейно с уменьшением тока. Выбросы напряжения в зоне пробоев значительно меньше, чем в случае $\Gamma < 0,5\Gamma^+$. Напряжение в этой зоне остается примерно постоянным, но сопротивление продолжает расти.

Установлено, что количество электричества, которое прошло за анодный импульс на каждом участке вольтамперной кривой, линейно зависит от величины прошедшего в катодный полупериод заряда. Это указывает на то, что ход вольтамперных кривых на этих участках связан с окислением серебра, которое восстанавливается в катодный полупериод.

Показано, что пленки, растущие при $\Gamma < 0,5\Gamma^+$ и $\Gamma > 0,5\Gamma^+$, не отличаются по своим свойствам. Отличия проявляются только в развитии скорости окисления и восстановления. Это свидетельствует о том, что восстановление хлорида серебра протекает во всем объеме выросшего до этого слоя.

Выдвинуто предположение, что при восстановлении хлорида серебра в катодный полупериод образуются каналы проводимости, представляющие из себя вкрапления серебра при восстановлении зерен AgCl . Эти каналы насквозь прошивают всю пленку и выходят на поверхность электрода.

КОНТРОЛЬ СОСТОЯНИЯ ПОВЕРХНОСТИ ТВЕРДОГО ТЕЛА ПО РЕЗУЛЬТАТАМ ИЗМЕРЕНИЯ КРАЕВОГО УГЛА

В.Я. Хентов, Ю.В. Власов, В.М. Гасанов, Н.В. Ильенко

Южно-Российский государственный университет (НПИ)

Особое состояние поверхности использовано для изучения дисперсионного взаимодействия с атомами (молекулами)-зондами, нанесенными на поверхность. Для этого измеряется краевой угол смачивания.

В технике самые разнообразные физические и химические процессы протекают на поверхности. Физические и химические свойства поверхности твердого тела существенно отличаются от объемных. Поверхностные атомы не занимают тех положений, которые характерны для объемной кристаллической решетки. В связи с этим изменяются термодинамические параметры поверхности. Любое физико-химическое воздействие на твердое тело приводит к изменению состояния его поверхности. Механические воздействия на твердое тело вызывают появление дислокаций, их быстрый выход на поверхность, следовательно, изменение состояния поверхности. Состояние поверхности определяет прочностные и эксплуатационные характеристики конструкционных материалов, деталей машин, узла трения.

В настоящее время контроль поверхности твердого тела, в частности металлов, проводится с помощью дорогостоящих инструментальных методов (электронографии, нейтронографии, эллипсометрии, ядерного магнитного резонанса, оже-спектроскопии, ИК-спектроскопии полного внутреннего отражения и др.).

Особое состояние поверхности может быть использовано для изучения дисперсионного взаимодействия с атомами (молекулами)-зондами, нанесенными на поверхность. Очевидно, что предварительная обработка поверхности отразится на характере дисперсионного взаимодействия. Контролировать дисперсионное взаимодействие можно по результатам измерения краевого угла смачивания. Для этого на поверхность твердого тела наносят капли эталонной жидкости (воды, очищенной от ионов). Поскольку экспериментально установлено, что сила тяжести оказывает влияние на краевой угол смачивания, то классическое уравнение Юнга может быть дополнено членом, учитывающим действие этой силы:

$$\cos \theta = \frac{\sigma_{23} - \sigma_{13}}{\sigma_{12}} + \frac{kpg}{12\sigma_{12}} h \left(3r + \frac{h^2}{r} \right), \quad (1)$$

где σ_{12} , σ_{13} , σ_{23} – поверхностное натяжение на межфазных границах: жидкость – газ, газ – твердое тело, жидкость – твердое тело; k – константа, учитывающая отклонение профиля капли от сферы; r – радиус основания капли на поверхности твердого тела; h – высота капли; g – сила тяжести.

Введем обозначения:

$$\frac{\sigma_{23} - \sigma_{13}}{\sigma_{12}} = b_1; \frac{k\rho g}{12\sigma_{12}} = b_2; h = \left(3r + \frac{h^2}{r}\right) = x.$$

Тогда уравнение (1) примет вид:

$$\cos \theta = b_1 + b_2 x. \quad (2)$$

Анализ экспериментальных данных показывает, что параметр b_1 имеет разброс. Это связано с неоднородностью поверхности, что может проявляться в дискретном распределении зарядов на поверхности. Тогда уравнение (2) может быть дополнено третьим членом, учитывающим электростатическое взаимодействие зарядов молекул зонда с поверхностью:

$$\cos \theta = b_1 + b_2 \left(3r + \frac{h^2}{r}\right) + b_3 r, \quad (3)$$

где $b_3 = \gamma^2 / 4\epsilon\epsilon_0\sigma_{12}$; γ – плотность электрического заряда на поверхности твердого тела; ϵ – диэлектрическая проницаемость.

Опытная проверка уравнения (3) для стеклянной поверхности показала, что коэффициент корреляции был близок к единице. Для выбора количественных критериев контроля состояния поверхности был проведен сравнительный анализ отношения соответствующих коэффициентов b_i для чистой стеклянной поверхности и поверхности с тонкопленочным (20-слойным) оксидным покрытием тугоплавких металлов:

$$\frac{b_i(\text{бп})}{b_i(\text{п})} = \frac{\sigma_{23}(\text{бп}) - \sigma_{13}(\text{бп})}{\sigma_{23}(\text{п}) - \sigma_{13}(\text{п})},$$

где индексы: (бп) – без покрытия, (п) – с покрытием. Наиболее чувствительными к поверхностным изменениям оказались отношения коэффициентов b_3 .

Таким образом, предложен сравнительно простой, но достаточно чувствительный метод контроля качества поверхности твердого тела. Для этого на поверхность тела должны наноситься капли эталонной жидкости и с помощью измерительного микроскопа измеряться два параметра – радиус основания и высота капли.

Представляется интересным установление связей между плотностью дислокаций в твердом теле и краевым углом смачивания его поверхности. Для этого необходимо изготовить эталонные образцы с различной плотностью дислокаций.

Особый интерес вызывает изменение краевого угла смачивания поверхности твердого тела, например металла, после химической или электрохимической обработки поверхности. Под химической обработкой поверхности следует понимать взаимодействие металла с кислотами и щелочами, а также донорно-акцепторное взаимодействие с лигандом. При этом необходимо учитывать возможности образования поверхностных химических соединений, например, оксидных, сульфидных, теллуридных и других. Важно иметь представление о толщине этих пленочных образований.

Отдельно необходимо рассматривать влияние на краевой угол смачивания фазовых переходов, особенно второго рода.

МЕТОДЫ КОММУТАЦИОННОГО ПРЕОБРАЗОВАНИЯ ИНФОРМАЦИИ В ОПТИКО-ЭЛЕКТРОННЫХ ДВУХЛУЧЕВЫХ РЕФРАКТОМЕТРАХ

Н.Ф. Никитенко, И.Р. Чебанов

Южно-Российский государственный технический университет (НПИ)

Приведен анализ различных схем мультиплексирования каналов преобразования информации в оптико-электронном волоконно-оптическом рефрактометре, выполненном по двухлучевой схеме с измерительным и сравнительным каналами.

Повышение точности, временной и температурной стабильности показаний оптико-электронных рефрактометров связано с необходимостью выполнения структур рефрактометров по двухлучевой двухканальной схеме с использованием, кроме измерительной рефрактометрической ячейки (РЯ), дополнительной сравнительной РЯ для выработки опорного сигнала [1-3]. Выходной измерительный сигнал рефрактометра формируется путем вычисления отношения

$$U_{\text{РФ}} = \frac{U_{\text{и}}(\lambda)}{U_{\text{о}}(\lambda)},$$

где $U_{\text{о}}(\lambda)$, $U_{\text{и}}(\lambda)$ – выходные сигналы фотоприемников соответственно сравнительного и измерительного каналов.

В зависимости от схемы организации блоков излучателей и фотоприемников могут быть предложены структуры:

- с одним излучателем и одним фотоприемником (схема А);
- с одним излучателем и двумя фотоприемниками (схема В);
- с двумя излучателями и одним фотоприемником (схема С);
- с двумя излучателями и двумя фотоприемниками (схема D).

Анализ этих схем показывает, что наиболее высокими метрологическими характеристиками обладает схема А. Однако ее приборная реализация связана с необходимостью использования пространственных коммутаторов световых потоков, что усложняет схему и габариты рефрактометра.

В схемах В и С используется временной способ для коммутационного преобразования входных (демультиплексор) и выходных (мультиплексор) сигналов. Погрешность преобразования в рефрактометрах, выполненных по этим схемам, связана с наличием неидентичностей (временной и температурной) источников и приемников излучения.

Схемы В и С предпочтительно использовать в двухволновых схемах тех рефрактометров, измерительные и сравнительные каналы которых не критичны относительно спектральных коэффициентов преломления (поглощения). В этом случае целесообразно использовать спектральный метод пространственного разделения световых потоков.

Достижение высокой стабильности показаний оптико-электронных рефрактометров и реализация их в портативном исполнении связано с необходимостью применения малогабаритных электромеханических или электронно-оптических коммутаторов световых потоков, применения волоконно-оптических элементов в РЯ, а также схемы обработки выходной информации с оптико-электронной обратной связью.

Литература

1. Попечителев Е.П., Чигирев Б.И. Двухлучевые фотометрические системы для клинико-физиологических исследований: Учеб. пособие. – Л.: Изд-во Ленинградского ун-та, 1991. – 224 с.
2. Афонин О.В., Никитенко Н.Ф. Рефрактометрический датчик плотности жидкостей с U-образным световодом // Изв. вузов. Сев.-Кавк. регион. Техн. науки. – 1997. – № 1. – С. 3-8.
3. Улучшение метрологических характеристик рефрактометрического датчика плотности жидкости / Н.Ф. Никитенко, Д.Д. Савин, О.В. Афонин, В.А. Кучеров // Изв. вузов. Сев.-Кавк. регион. Техн. науки. – 1997. – № 3. – С. 11-14.

УДК 543.257.1

ОПТИМИЗАЦИЯ РЕДОКС-ПОТЕНЦИОМЕТРИЧЕСКОГО ИЗМЕРЕНИЯ ПЕРЕКИСНОГО ЧИСЛА РАСТИТЕЛЬНЫХ МАСЕЛ НА ОСНОВЕ ФАКТОРНОГО ЭКСПЕРИМЕНТА

О.Е. Рувинский, С.Я. Шарудина, Е.И. Баранова
Кубанский государственный технологический университет

Новый косвенный метод инструментального измерения перекисного числа растительных масел на основе иодометрической потенциометрии без проведения титрования проанализирован с использованием алгоритмов полного факторного эксперимента и двухфакторного дисперсионного анализа в отношении значимости влияния таких факторов, как разбавление водой реакционной смеси и величина стандартной добавки иода (продукт реакции).

Перекисное число является важным показателем качества растительных масел как пищевого назначения, так и применяемых в косметических средствах (эфирные масла). Стандартные методы выполнения измерений этого параметра основаны, как правило, на проведении косвенного иодометрического титрования (титрования тиосульфатом выделившегося иода по реакции органических перекисей с иодид-ионами в растворе хлороформа с ледяной уксусной кислотой [1-3]. Их недостаток – длительность определения, трудоемкость измерений, летучесть и токсичность растворителя.

Цель настоящего исследования – разработка нетитриметрического иодометрического метода определения перекисного числа растительных масел с применением нового растворителя (н-бутилового спирта) и алгоритмов математического планирования эксперимента.

Экспериментальная часть. Потенциометрические измерения опытных значений редокс-потенциала проводились на иономере И-130 с использованием стандартной электродной системы: индикаторного микроплатинового («точечного») электрода и хлорсеребряного электрода сравнения (достоверность измерений обеспечивалась предварительной калибровкой по водным рН-буферным растворам. Методика эксперимента состояла в следующем: навеска масла (около 0,8 г) смешивалась с 10 см³ бутилового спирта и 15 см³ безводной уксусной кислоты с добавлением 1 см³ 50 %-го раствора иодистого калия. Смесь выдерживалась в темноте 5 минут, а затем разбавлялась определенной порцией воды: 15, 75 и 91 см³. После чего измерялось первоначальное значение редокс-потенциала E_1 и после соответствующей добавки в раствор 0,01; 0,02; 0,05; 0,10; 0,20 и 0,50 ммоль фиксального иода измерялось второе значение потенциала E_2 . Перекисное число (процент активного кислорода) рассчитывалось по известной формуле метода стандартной добавки. Испытанию подверглось подсолнечное масло с длительным сроком хранения.

Результаты и обсуждения. Результаты определения перекисного числа (y , % акт. 0) с учетом выбранных экспериментальных условий (объемное содержание бутилового спирта, % – X_1 ; количество добавленного иода, ммоль – X_2) были сгруппированы в отдельные реплики и проанализированы на основе полного факторного эксперимента 2² (примеры подобной реплики в натуральных и нормированных единицах приведены в таблицах 1, 2).

Таблица 1

Результаты эксперимента на двух уровнях факторов

№ эксп.	Объемное содержание бутилового спирта, %	Количество добавленного иода, ммоль	Перекисное число, % акт. 0
1	9,9	0,02	36,43; 38,53
2	24,4	0,02	35,59; 35,05
3	9,9	0,20	29,21 30,98
4	24,4	0,20	32,11; 32,53

Таблица 2

План ПФЭ 2²

№ эксп.	X_0	X_1	X_2	X_1X_2	\bar{y}	S^2
1	+1	-1	-1	+1	37,48	2,20
2	+1	+1	-1	-1	35,62	0,002
3	+1	-1	+1	-1	30,09	1,57
4	+1	+1	+1	+1	32,32	0,09

Статистический анализ показал однородность дисперсии, значимость коэффициентов b_0 , b_1 и b_{12} и незначимость коэффициента b_1 , адекватность полученной математической модели вида:

$$y = 33,88 - 2,67X_2 + 1,02X_1X_2.$$

Отсюда следует, что уменьшение значений второго фактора (добавки иода) улучшает условия измерения перекисного числа. Вместе с тем обработка всего массива экспериментальных данных на основе двухфакторного дисперсионного анализа ($f_1 = 2$; $f_3 = 3$) выявила существенную значимость и такого фактора, как объемное содержание бутилового спирта после разбавления водой реакционной смеси. Отмеченный эффект требует дополнительного исследования.

Работа выполнена при финансовой поддержке РФФИ и Администрации Краснодарского края, проект № 03-03-96639(р-2003юг).

Литература

1. ГОСТ 26593-85. Масла растительные. Метод определения перекисного числа // Масла растительные. Методы анализа. – М.: ИПК Изд-во стандартов, 1998. – С. 136-144.
2. ГОСТ 14618.3-78. Масла эфирные, вещества душистые и полупродукты их синтеза. Методы определения перекиси // Масла эфирные, вещества душистые и полупродукты их синтеза. Правила приема и методы анализа. – М.: Изд-во стандартов, 1987. – С. 31-35.
3. ГОСТ 28687-90. Реактивы. Методы определения пероксидов в органических растворителях. – М.: Изд-во стандартов, 1990. – 4 с.

350072, г Краснодар, ул. Московская, 2, т. (8612) 55-80-29, e-mail: baranova@kubstu.ru.

УДК 541

ПРОБЛЕМА ИСПОЛЬЗОВАНИЯ ЭКВИВАЛЕНТОВ В ТИТРИМЕТРИЧЕСКОМ МЕТОДЕ АНАЛИЗА

П.В. Короленко

Южно-Российский государственный технический университет (НПИ)

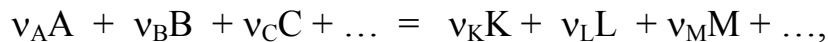
Обсуждается проблемный аспект применения физических величин, основанных на понятии эквивалента при титриметрическом анализе. Приведен пример, иллюстрирующий неоднозначность определения эквивалентных чисел участников реакции. Сделан вывод о нецелесообразности применения эквивалентов при разработке методик количественного анализа.

Разработка новых методик титрования в аналитической химии включает в себя не только экспериментальную, но и расчетную части. Расчетная часть содержит уравнения, содержащие, как правило, физические величины, основанные на понятии эквивалента. Применение таких величин, на наш взгляд, неоправданно, поскольку приводит к возникновению ряда трудностей. Так, в литературе встречается как устаревший, так и новый подход к определению эквивалента. Часто эти подходы пересекаются,

создавая путаницу. Другое затруднение состоит в самой сущности понятия «эквивалент» и его определения в реакции. В основе всех расчетов с эквивалентами лежит закон эквивалентов:

$$n_{\text{экв}}(A) = n_{\text{экв}}(B) = n_{\text{экв}}(K) = \dots, \quad (1)$$

где $n_{\text{экв}}$ – количество вещества эквивалента (в круглых скобках обозначены участники реакции)



где $\nu_A, \nu_B, \nu_C, \dots$ – стехиометрические коэффициенты).

В титриметрическом анализе чаще пользуются вариантом уравнения (1):

$$c_{\text{экв}}(A) = c_{\text{экв}}(B) \cdot V_p(B) / V_p(A), \quad (2)$$

где $c_{\text{экв}}(A)$ и $c_{\text{экв}}(B)$ – молярные концентрации эквивалентов A и B, соответственно; $V_p(A)$ и $V_p(B)$ – объемы растворов A и B, соответственно. Молярная концентрация вещества эквивалента $c_{\text{экв}}$ равна

$$c_{\text{экв}} = n_{\text{экв}} / V_p.$$

Количество вещества эквивалента любого вещества рассчитывают по формуле

$$n_{\text{экв}} = z \cdot n,$$

где n – количество вещества; z – эквивалентное число.

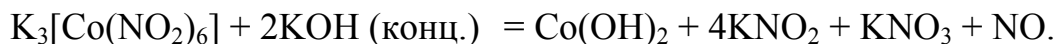
Следует отметить, что масса вещества связана с эквивалентными величинами (количеством вещества эквивалента, молярной концентрацией эквивалента) через эквивалентные числа. Эквивалентное число в конкретном случае устанавливается на основании дефиниции эквивалента. В соответствии с рекомендациями IUPAC, эквивалент – это реальная или условная частица вещества, которая в данной кислотно-основной реакции может присоединять, высвобождать или быть каким-либо другим образом эквивалентна (равноценна) одному иону водорода или в данной окислительно-восстановительной реакции – одному электрону. Другими словами, в реакции принято считать эквивалентами частицы, каждая из которых присоединяет, отдает (замещает) в себе одну частицу с зарядовым числом, равным единице. Если частица взаимодействует с другой частицей, у которой зарядовое число больше, чем единица (скажем, z единиц), эквивалентом частицы является только ее часть, в z раз меньшая, чем исходная частица. Кроме того, z в некоторых случаях может принимать дробные значения. Величина, обратная z , называется фактором эквивалентности $f_{\text{экв}}$. Факторы эквивалентности реагентов и продуктов определяют как:

$$f_{\text{экв}}(B) = \frac{\nu_B}{\nu_A} \cdot f_{\text{экв}}(A), \quad (3)$$

$$f_{\text{экв}}(C) = \frac{\nu_C}{\nu_A} \cdot f_{\text{экв}}(A), \quad (4)$$

$$f_{\text{экв}}(K) = \frac{\nu_K}{\nu_A} \cdot f_{\text{экв}}(A), \quad (5)$$

где $f_{\text{экв}}(A)$ – фактор эквивалентности для любой из частиц, который установлен в соответствии с дефиницией эквивалента. Корректность стехиометрических расчетов (например (2)) будет зависеть от того, насколько правильно определены факторы эквивалентности. Между тем в некоторых процессах определение эквивалента частицы A может быть существенно затруднено. Рассмотрим, например, реакцию, в которой невозможно однозначно определить значения эквивалентных чисел, используя определение эквивалента



Данная реакция – окислительно-восстановительная, поэтому первоначально определяют фактор эквивалентности соединения, атомы которого полностью переходят в другое состояние окисления. Здесь можно выделить сразу несколько таких процессов: (а) переход Co^{+3} до Co^{+2} в прямой реакции, в обратной реакции – (б) переход N^{+5} (в KNO_3) до N^{+3} (в $\text{K}_3[\text{Co}(\text{NO}_2)_6]$) и (в) N^{+2} (в NO) до N^{+3} (в $\text{K}_3[\text{Co}(\text{NO}_2)_6]$). В случае (а) фактор эквивалентности $\text{K}_3[\text{Co}(\text{NO}_2)_6]$ равен единице, так как соответствует переносу одного электрона. Тогда факторы эквивалентности остальных участников, определенные по формулам (3)-(5), будут равны: $f_{\text{экв}}(\text{KOH})=2$, $f_{\text{экв}}(\text{Co}(\text{OH})_2) = 2$, $f_{\text{экв}}(\text{KNO}_2) = 4$, $f_{\text{экв}}(\text{KNO}_3) = 1$, $f_{\text{экв}}(\text{NO}) = 1$. В случае (б) фактор эквивалентности KNO_3 равен $1/2$, поэтому $f_{\text{экв}}(\text{K}_3[\text{Co}(\text{NO}_2)_6])=1/2$, $f_{\text{экв}}(\text{KOH})=1$, $f_{\text{экв}}(\text{Co}(\text{OH})_2)=1$, $f_{\text{экв}}(\text{KNO}_2)=2$, $f_{\text{экв}}(\text{NO})=1/2$. Наконец, в случае (в) $f_{\text{экв}}(\text{NO})=1$ (при образовании степень окисления N изменяется на 1), поэтому значения факторов эквивалентности остальных частиц будут совпадать со значениями, полученными в случае (а) (случайно). Как видно, определение факторов эквивалентности частиц лишь усложняет расчет.

Поэтому вычисления удобнее производить по стехиометрическим коэффициентам и величинам, не отнесенным к эквивалентам. Например, уравнение для расчета молярной концентрации A по экспериментально установленному объему раствора $V_p(B)$ и его концентрации будет таково:

$$c(A) = \frac{V_A}{V_B} c(B) \cdot V_p(B) / V_p(A).$$

346428, г. Новочеркасск, ул. Просвещения, 132, e-mail: prochem@mail.ru.

УДК 539.3

ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНОЕ ОПРЕДЕЛЕНИЕ ИЗГИБНЫХ ЖЕСТКОСТЕЙ НЕОДНОРОДНЫХ В ПЛАНЕ ПЛАСТИН

В.А. Ломазов, А.И. Полунин

Белгородский государственный технологический университет им. В.Г. Шухова

Рассматривается проблема определения неравномерных (в силу эксплуатационных повреждений) в плоскости пластины изгибных жесткостей на основе анализа изгибных деформаций под действием специальным образом подобранных нагружений. Измерение прогибов пластины проводится специально разработанным прибором, под-

ключенным к ЭВМ, и позволяющим, отказавшись от использования координатно-измерительных машин, облегчить и автоматизировать процесс обработки экспериментальных данных. Расчет изгибных жесткостей производится на основе модели слабо неоднородной пластины в рамках применимости гипотез Кирхгофа. Сравнение экспериментальных и расчетных данных показало их удовлетворительное соответствие.

В рамках математического моделирования испытаний с учетом гипотез Кирхгофа изгибное деформирование упругой прямоугольной пластины $\Omega = \{(x_1, x_2) | 0 \leq x_1 \leq a, 0 \leq x_2 \leq b\}$ описывается уравнениями и граничными условиями [1]:

$$\begin{aligned} M_{1,11} + M_{2,22} + M_{12,12} &= F(x), & M_1 &= -J_{11}w_{,11} - J_{12}w_{,22} - 2J_{13}w_{,12} \\ M_2 &= -J_{12}w_{,11} - J_{22}w_{,22} - 2J_{23}w_{,12} & M_{12} &= -J_{13}w_{,11} - J_{23}w_{,22} - 2J_{33}w_{,12}; \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \{w, M_1\}(0, x_2) &= \{q_1, Q_1\}(x_2), & \{w, M_1\}(a, x_2) &= \{q_2, Q_2\}(x_2), & 0 \leq x_2 \leq b \\ \{w, M_2\}(x_1, 0) &= \{q_3, Q_3\}(x_1), & \{w, M_2\}(x_1, b) &= \{q_4, Q_4\}(x_1), & 0 \leq x_1 \leq a. \end{aligned} \quad (2)$$

Здесь прогиб w , моменты M_1, M_2, M_{12} и вычисляемые обычным образом изгибные модули пластины $J_{ij} = 2\delta^3 B_{ij}/3$ (B_{ij} – модули упругости; $i, j = 1, 2, 3$) полагаются гладкими функциями пространственных переменных $\mathbf{x} = (x_1, x_2)$. Полутолщина пластины δ считается постоянной.

Исследуемая задача состоит в определении зависящих от пространственных координат неизвестных изгибных характеристик пластины $J_{ij}(\mathbf{x})$ из соотношений вида (1), (2) по значениям прогиба $w^{(n)}(x_1, x_2)$, соответствующим двум (по количеству искомым характеристикам) испытаниям, характеризваемым условиями закрепления и нагружения пластины $\{q_s, Q_s, F\}^{(n)}$ ($s=1, 2, 3, 4$; $n=1, 2$).

Будем полагать в дальнейшем, что материал, из которого сделана пластина, является слабо неоднородным, т.е. (в соответствии с [2]) $\|B_{ij}^\varepsilon(\mathbf{x})\|_{C^2} \sim \varepsilon \{\lambda, \mu\}^0$, где $B_{ij}^\varepsilon(\mathbf{x}) = B_{ij}(\mathbf{x}) - B_{ij}^0$, (B_{ij}^0 – модули упругости однородного изотропного материала, $B_{11}^0 = B_{22}^0 = \lambda^0 + 2\mu^0$, $B_{12}^0 = B_{21}^0 = \lambda^0$, $B_{22}^0 = \mu^0$, $B_{31}^0 = B_{32}^0 = B_{13}^0 = B_{23}^0 = 0$, λ^0, μ^0 – постоянные Ламе). Тогда изгибные свойства пластины также будут слабо неоднородны $\|J_{ij}^\varepsilon(\mathbf{x})\|_{C^2} \leq \varepsilon \{J_i\}^0$, $0 < \varepsilon \ll 1$, где J_1^0, J_2^0 – константы, характеризующие однородную контрольную пластину: $J_{11}^0 = J_{22}^0 = J_1^0 + J_2^0$, $J_{12}^0 = J_1^0$, $J_{33}^0 = J_2^0$, $J_{13}^0 = J_{23}^0 = 0$. В рамках данного предположения естественно считать характеристики контрольной пластины известными, т.е. в дальнейшем искомыми будут отклонения коэффициентов изгибной жесткости $J_i^\varepsilon(\mathbf{x})$ ($i=1, 2$). Будем полагать, что результатом слабой неоднородности изгибных свойств исследуемой пластины является слабое отличие измеряемых в процессе испытаний прогибов $w^{(n)}$ от контрольных значений $w^{0(n)}$, соответствующих контрольной однородной пластине при тех же испытаниях, т.е. $\|w^{\varepsilon(n)}(\mathbf{x})\|_{C^2} \sim \varepsilon \|w^{0(n)}(\mathbf{x})\|_{C^2}$, где $w^{\varepsilon(n)}(\mathbf{x}) = w^{(n)}(\mathbf{x}) - w^{0(n)}(\mathbf{x})$, а $w^{0(n)}(\mathbf{x})$ удовлетворяют соотношениям (1)–(3) после замены $\{M_i, w, J_{ij}\}^0 \rightarrow \{M_i, w, J_{ij}\}$. Пренебрегая величинами порядка $o(\varepsilon)$, получим из (1) относительно отклонений прогибов $w^{\varepsilon(n)}$ соотношения:

$$\begin{aligned} ((J_1^\varepsilon + J_2^\varepsilon)w^{0(n)}_{,11} + J_1^\varepsilon w^{0(n)}_{,22})_{,11} + (J_1^\varepsilon w^{0(n)}_{,11} + (J_1^\varepsilon + J_2^\varepsilon)w^{0(n)}_{,22})_{,22} + \\ + J_2^\varepsilon w^{0(n)}_{,12})_{,12} = f^{(n)} \quad n=1,2. \end{aligned} \quad (3)$$

Будем использовать тестовые испытания, вызывающие в контрольной пластине прогибы вдоль оси x_1 , т.е. $w^{0(n)} = w^{0(n)}(x_1)$, $n=1,2$. Тогда соотношения (3) примут вид

$$((J_1^\varepsilon + J_2^\varepsilon)w^{0(n)}_{,11})_{,11} + (J_1^\varepsilon w^{0(n)}_{,11})_{,22} = f^{(n)} \quad n=1,2. \quad (4)$$

Решая систему уравнений (4), легко найти:

$$\begin{aligned} J_1^\varepsilon + J_2^\varepsilon = \exp\left(-\int_0^{x_2} A(x_1, \xi) d\xi\right) \left(\int_0^{x_2} \{B \exp\left(\int_0^\xi A(x_1, \eta) d\eta\right)\} (x_1, \xi) d\xi + C^{(1)}\right), \\ J_1^\varepsilon = \left(\int_0^{x_2} \int_0^\xi \{((J_1^\varepsilon + J_2^\varepsilon)w^{0(1)}_{,11})_{,11}\} d\xi dx_2\right) + C^{(2)}x_1 + C^{(3)} / w^{0(1)}_{,1}, \\ C^{(1)} = C^{(1)}(x_1), \quad C^{(2)} = C^{(2)}(x_1), \quad C^{(3)} = C^{(3)}(x_1), \end{aligned}$$

где $A = (w^{0(5)}_{,22} w^{0(4)}_{,222} - w^{0(4)}_{,22} w^{0(5)}_{,222}) / (w^{0(5)}_{,22} w^{0(4)}_{,22} - w^{0(4)}_{,22} w^{0(5)}_{,22})$;

$$B = (w^{0(5)}_{,22} f^{(4)} - w^{0(4)}_{,22} f^{(5)}) / (w^{0(5)}_{,22} w^{0(4)}_{,22} - w^{0(4)}_{,22} w^{0(5)}_{,22}).$$

Входящие в полученные соотношения значения прогибов $w^{\varepsilon(n)}, w^{0(n)}$ были получены в результате непосредственных измерений. Используемая система автоматизированного измерения формы поверхности пластины состоит из измерительной части, устройства сопряжения с датчиками (микроконтроллера) и персонального компьютера (рис. 1). Координаты точек и расстояние, измеряемое от исследуемой поверхности до подвижной базы (на которой установлены индикаторы), пересчитываются из локальной подвижной системы координат в неподвижную систему координат [3].

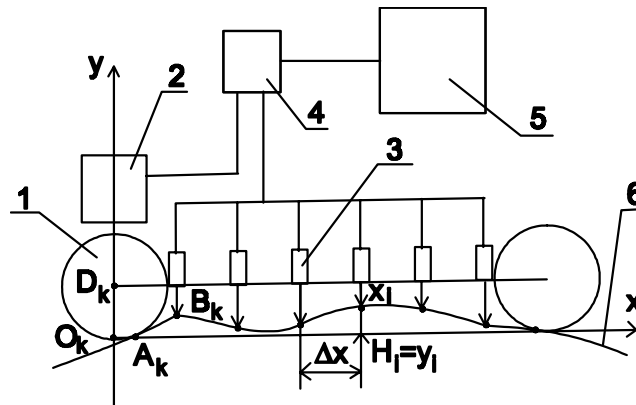


Рис.1. Система автоматизированного измерения формы поверхности:

1 – мерный ролик; 2 – датчик угла поворота; 3 – индикаторы;
4 – микроконтроллер; 5 – персональный компьютер; 6 – пластина

Измерение формы поверхности пластины осуществляется следующим образом: при движении измерительной части микроконтроллер 4 снимает показания индикаторов 3 через заданный угол поворота мерного

ролика 1, контролируемый датчиком 2. Персональный компьютер 5 выполняет необходимую обработку полученных данных, связанную с преобразованиями систем координат. Связь между ЭВМ и микроконтроллером осуществляется через последовательный и параллельный порт ввода-вывода. Конструкция разработанного прибора защищена патентом на изобретение [4]. Прибор позволяет измерять форму поверхности крупногабаритных изделий без их демонтажа и транспортировки. Это ведет к значительному снижению затрат на проведение измерений.

При проведении диагностических испытаний в качестве тестовых образцов неоднородных в плане пластин использовались листы с закрепленными на их отдельных участках дополнительными плоскими элементами (в соответствии с известной аналогией между разнотолщинностью и неоднородностью упругих свойств пластин). Тем самым достигалось нужное распределение изгибных жесткостей пластин, после чего проводились испытания по определению величин прогибов при заданных нагрузках, а затем расчеты по формулам, полученным в рамках математической модели. Сравнение заданных и полученных в результате диагностических испытаний значений показало, что погрешность определения изгибных жесткостей составляет 5-8 %.

Литература

1. Подстригач Я.С., Ломакин В.А., Коляно Ю.М. Термоупругость тел неоднородной структуры. – М.: Наука, 1984. – 368 с.
2. Ломазов В.А. Об одной постановке задачи диагностики слабо неоднородных и анизотропных упругих пластин // Изв. АН СССР, Мех. тв. тела. – 1991. – № 3. – С. 111-117.
3. Полунин А.И., Терещенко В.Г. Измерение формы поверхности крупногабаритных изделий // Вопросы проектирования и эксплуатации технических систем в металлургии, машиностроении, строительстве. – Старый Оскол: СОФ МИСиС, 1999. – Ч. 2. – С. 34-38.
4. Пат. РФ № 2179705. Устройство для измерения формы поверхности крупногабаритных изделий / А.И. Полунин, В.Г. Терещенко.

308600, г. Белгород, ул. Фрунзе, 90–210, т. 8-(0722)-33-03-81, e-mail: lomazov@intbel.ru.

УДК 620.1.08: 531.717.521 (03)

ТЕРМОЭЛЕКТРИЧЕСКИЙ МЕТОД КОНТРОЛЯ ТОЛЩИНЫ ПОКРЫТИЙ И ЕГО ОСОБЕННОСТИ

Н.В. Углова

Орловский государственный технический университет

Рассмотрены методы контроля толщины покрытий и слоев. Указаны преимущества термоэлектрического метода и условия его применения, приведены точностные характеристики и названы причины возникновения погрешностей.

Необходимость определения в широких пределах и с разной точностью толщин покрытий и слоев из разных материалов привела к созданию

различных методов их измерения, которые по степени воздействия на объект подразделяются на 2 группы: разрушающего и неразрушающего контроля.

Разрушающие методы используются при отладке технологии производства изделий, когда возможен выборочный контроль. Эти методы трудоемки, сложны и малопроизводительны, что не позволяет применять их в поточном производстве ответственных деталей. Все это заставляет в серийном производстве использовать неразрушающие методы контроля толщины покрытий, которые обладают возможностью автоматизации контрольных операций и 100 %-го контроля всех выпускаемых деталей.

К неразрушающим методам относятся, в частности, магнитные, метод вихревых токов, магнитошумовой, радиационные, акустический. Особенностью этих методов является средняя или интегральная оценка толщины покрытия на значительной площади контролируемой поверхности. Они малопригодны для контроля толщины поверхности со сложным рельефом, на резьбах, в канавках. Кроме того, их применение ограничено рядом дополнительных требований, например, обязательно ферромагнитными свойствами покрытия или основы, различием электрических сопротивлений используемых материалов, различием в атомных номерах покрытия и основы или из соображения безопасности.

В отличие от рассмотренных, *термоэлектрический метод* контроля лишен таких недостатков и широко используется в толщинометрии проводящих слоев. Толщина одного из слоев определяется по термоЭДС, возникающей на границе раздела слоев, зависит от температуры этой границы и является функцией толщины измеряемого покрытия. Метод достаточно легко реализуется, позволяет контролировать толщину слоев на малых площадях, при малом отличии термоэлектрических способностей слоев и применяется для контроля тонких металлических покрытий. Частными случаями являются измерение толщин покрытий и слоев толстых биметаллических материалов. При этом проводящие слои рассматриваются как термоэлектроды естественной термопары. Применение термоэлектрического метода требует, чтобы термоэлектроды естественной термопары находились в неравномерном тепловом поле. В этом случае на поверхности образца, к которой подводится тепловой поток, устанавливается температура Θ_1 , на границе раздела слоев – температура Θ_2 , на поверхности, от которой отводится тепловой поток, – температура Θ_3 . Электроды, применяемые для контроля толщины слоев, могут быть изготовлены из одного и того же материала или из разных. Если контактирующий с измеряемым образцом электрод изготовлен из того же материала, что и покрытие, то в месте соединения покрытия с наконечником не образуется дополнительный источник термоЭДС. Нагреваемый электрод должен иметь, по возможности, высокую теплопроводность.

При термоэлектрическом методе контроля необходимо учитывать ряд конкретных требований, одним из них является обеспечение точности измерения, на которую влияют следующие основные факторы:

- различие теплопроводностей материалов слоев;
- форма теплового поля, распространяющегося по глубине образца под горячим электродом, и зависящая от исполнения наконечников электродов;
- степень охлаждения воздухом верхней поверхности образца и непостоянство температуры его нижней поверхности;
- несовпадение формы изотермической поверхности и границы раздела слоев;
- влияние шунтирующих токов, возникающих вдоль границы раздела слоев и приводящих к уменьшению термоЭДС, возникающей под горячим электродом.

Точность измерения во многом зависит от чистоты поверхности материала и давления на нее контактной поверхности измерительного наконечника.

Другим необходимым требованием, предъявляемым к термоэлектрическому методу, является его локальность, которая определяется размерами нагреваемой области контролируемого материала и формой теплового поля в нем. Согласно ГОСТ 9.302-88 термоэлектрический метод применяется для измерения толщин покрытий до 50 мкм, при разности термоэлектрических чувствительностей слоев не менее 20 мкВ/град, при этом погрешность составляет более 15 %.

Основными источниками погрешностей, оказывающими влияние на точность измерения при термоэлектрической толщинометрии, являются:

- непостоянство температур в точках касания электродов с поверхностью контролируемого слоя и свободных концов электродов;
- непостоянство термоэлектрической способности.

Первая причина обусловлена влиянием площади контакта, определяемой формой наконечника, усилием прижатия, микрогеометрией поверхности контролируемого слоя, геометрическими размерами образца, колебаниями температуры окружающей среды и т.д.

Данный метод может найти более широкое применение в случае расширения диапазона измеряемых толщин при уменьшении указанных выше источников погрешностей.

302020, г. Орел, Наугорское шоссе, 29, т. (0866) 41-98-76, e-mail: pms@ostu.ru.

УДК 621.318.1.001.41

ИНФОРМАЦИОННО-ИЗМЕРИТЕЛЬНАЯ СИСТЕМА ДЛЯ ИСПЫТАНИЯ ПОСТОЯННЫХ МАГНИТОВ

А.А. Пжилуский

Южно-Российский государственный технический университет (НПИ)

Разработана ИИС для измерения квазистатических характеристик образцов постоянных магнитов в автоматическом режиме с помощью адаптивного алгоритма перематничивания.

Разработана информационно-измерительная система (ИИС) для испытания образцов из магнитотвердых материалов. В ИИС использован электромагнит установки У5056, выпускавшейся НПО «Точэлектроприбор».

Структурная схема ИИС представлена на рисунке 1.

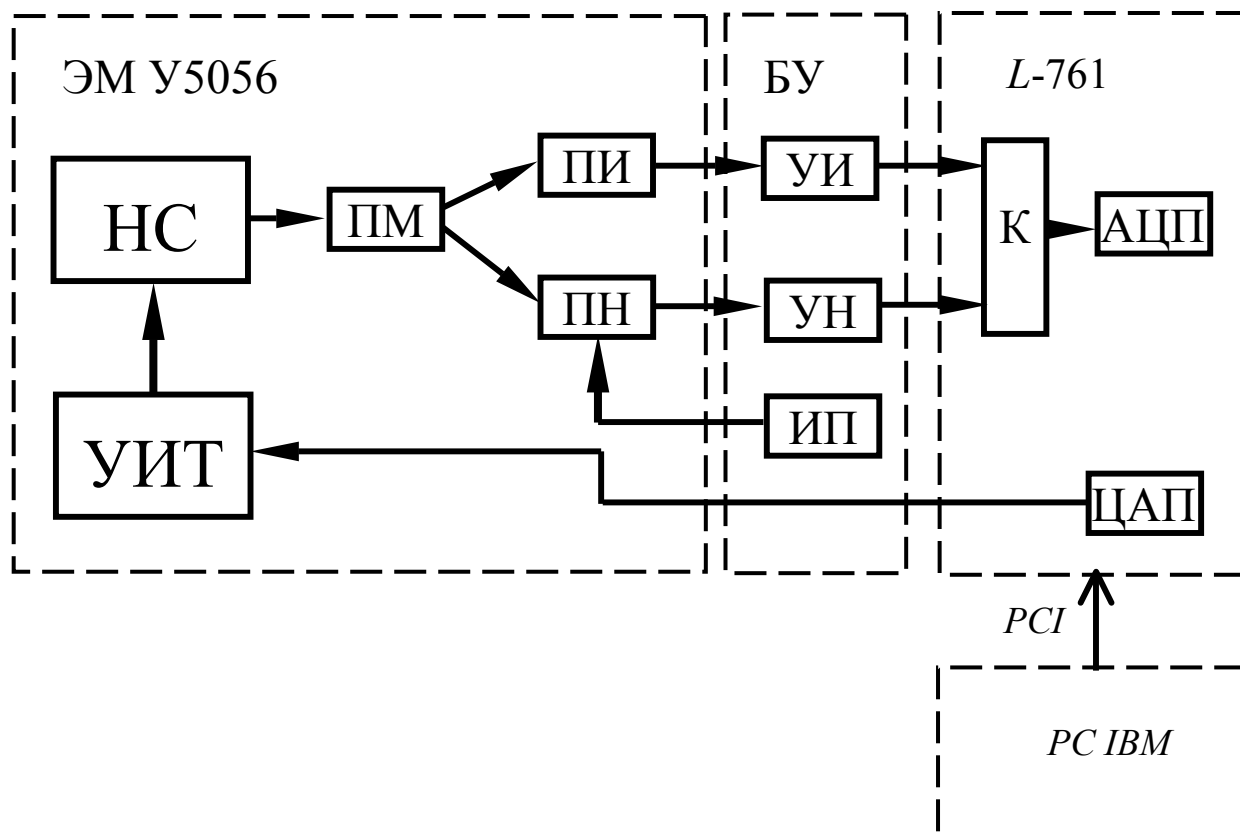


Рис.1. Структурная схема ИИС

ИИС состоит из электромагнита установки У5056, дополнительно оснащенного управляемым источником тока (УИТ), преобразователем индукции (ПИ) и преобразователем напряженности (ПН); блока усилителей БУ, который содержит стабилизированный источник питания (ИП) датчика Холла ПН и усилителей каналов измерения индукции и напряженности УИ и УН; интерфейсной платы L-761, в которую входят коммутатор (К), аналого-цифровой АЦП и цифро-аналоговый ЦАП преобразователи; персонального IBM-совместимого компьютера типа (PC IBM).

Питание электромагнита осуществляется от управляемого источника тока, построенного на основе широтно-импульсной модуляции (ШИМ), обеспечивающего ток в нагрузке до 20А. Использование ШИМ с несущей частотой 10 кГц позволяет обеспечить низкие пульсации тока (менее 3 %) и высокий КПД (91 %). Управление процессом перемагничивания и ввод измерительной информации о напряженности магнитного поля и скорости изменения магнитной индукции в постоянном магните (ПМ) осуществляется при помощи платы АЦП/ЦАП на шину PCI L-761 производства ЗАО «Л-Кард». Данная плата является быстродействующим

(максимальная частота работы 14-ти битного АЦП – 125 кГц) и надежным (аналоговая часть платы имеет гальваническую развязку до 500 В с цифровой частью и с цепями персонального компьютера) устройством для ввода, вывода и обработки аналоговой и цифровой информации. Интерфейс *PCI* обеспечивает высокую скорость обмена данными с программой пользователя.

В ИИС реализован адаптивный алгоритм управления размагничивающим полем [1], позволяющий при заданном количестве точек на кривой размагничивания (КР) получить минимальную погрешность аппроксимации и натурно-модельный метод определения магнитных свойств [2].

Также разработано программное обеспечение *PC IBM*, при помощи которого производится управление работой ИИС с персонального компьютера.

Интерфейс программы показан на рисунке 2 и состоит из двух закладок: программа перемагничивания и процесс измерения.

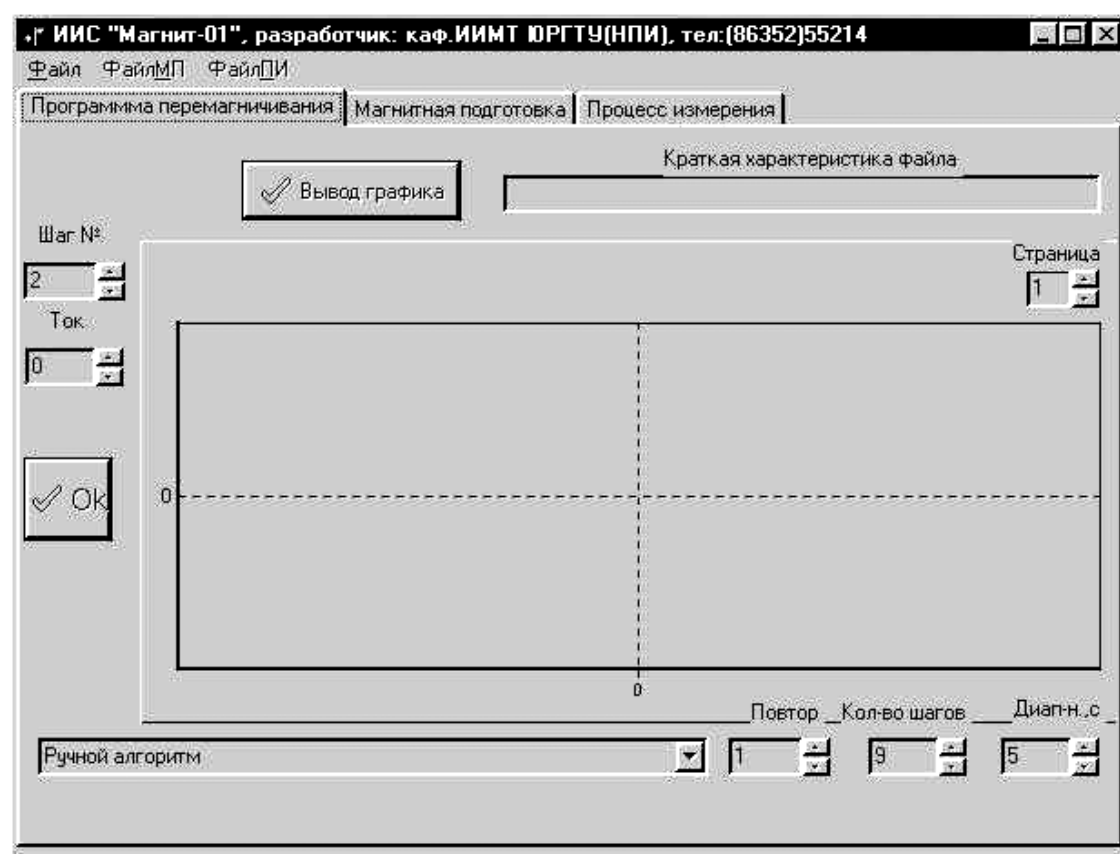


Рис.2. Интерфейс программы

Закладка «Программа перемагничивания» предназначена для формирования программы измерений, состоящей из стандартных блоков. Предусмотрено несколько видов таких блоков: магнитная подготовка ПМ, определение остаточной индукции B_r и индукции насыщения и B_m , определение ожидаемой коэрцитивной силы H_{co} , автоматический режим измерения статической кривой размагничивания (КР) образца ПМ, начи-

ная с точки B_m (1 и 2 квадрант), автоматический режим измерения КР, начиная с точки B_r (2 квадрант), и ручной режим измерения. Для удобной графической визуализации программы измерения каждый блок изображается своим цветом.

Закладка «Процесс измерения» предназначена непосредственно для измерения по созданной ранее программе. Окно закладки показано на рисунке 3.

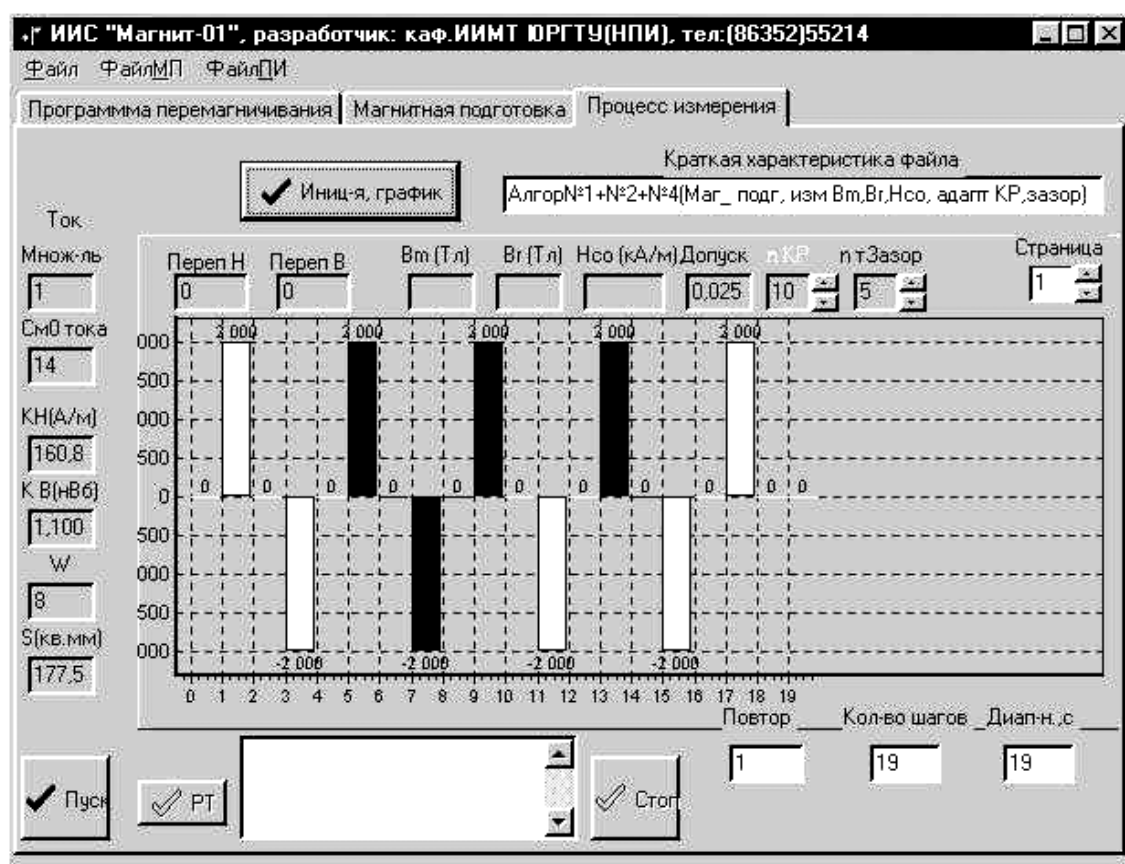


Рис.3. Закладка «Процесс измерения»

В этом окне перед процессом измерения вводятся данные о максимальном токе перемагничивания, количестве витков измерительной индукционной катушки, площади поперечного сечения ПМ и количестве точек на КР, которые необходимо измерить. После ввода этих данных и нажатия кнопки «Пуск», система начинает выполнять измерения согласно выбранной программе. Причем пользователь в реальном времени наблюдает, какая часть программы выполняется.

Полный процесс измерения, начиная с магнитной подготовки, определения параметров КР в 1 и 2 квадрантах занимает около 20 секунд при количестве точек измерения равным 10. После измерения формируется файл с результатами измерений. Для визуализации измерений разработана программа на базе MS Excel. Результат работы этой программы показан на рисунке 4.

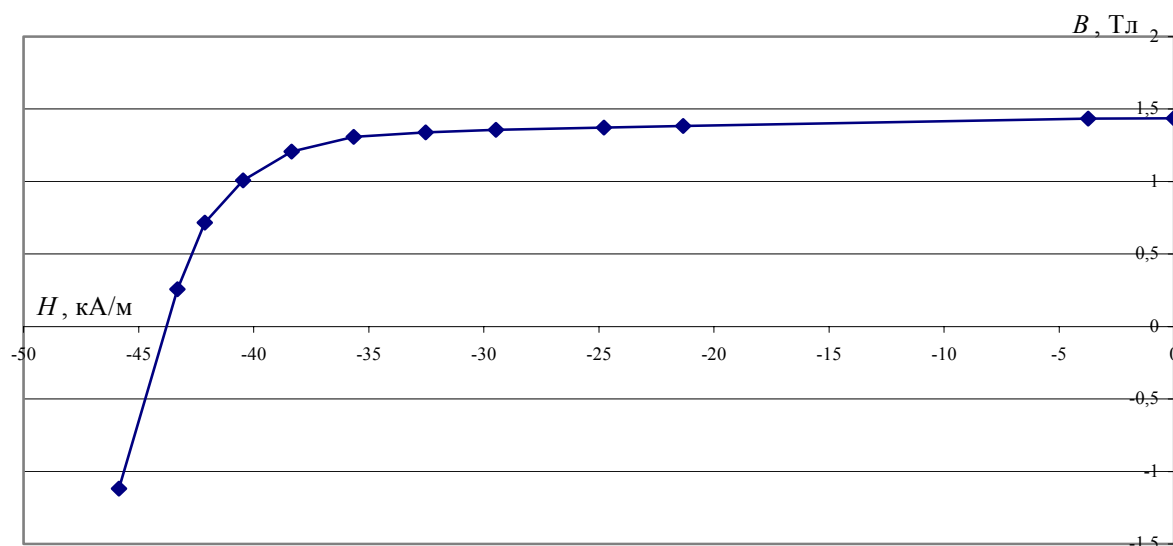


Рис.4. Окно программы обработки результатов измерений

ИИС прошла поверку на аттестованных образцах и обеспечивает измерение координат точек кривой размагничивания с погрешностью не хуже $\pm 3 \%$.

Литература

1. Ланкин М.В., Пжилуский А.А. Адаптивное управление размагничивающим магнитным полем для определения параметров МТМ // Интеллектуальные электромеханические устройства, системы и комплексы: Материалы II Междунар. науч.-практ. конф., Новочеркасск, 26 октяб. 2001 г.: В 2 ч. / Юж.-Рос. гос. техн. ун-т (НПИ). – Новочеркасск: ООО НПО «ТЕМП», 2001. – Ч. 2. – С. 6-22.
2. Пат.19944779А1 ФРГ МКИ G01N27/72. Способ определения магнитных свойств образцов и устройство для его реализации / Н.И Горбатенко, Ю.А. Бахвалов, М.В. Ланкин, Э. Калленбах, Ф. Баер. – Оpubл. 22.03.2001.

УДК 621.325

ИЗМЕРЕНИЯ РАДИОТРАКТОВ ЦИФРОВЫХ РАДИОРЕЛЕЙНЫХ ЛИНИЙ

М.В. Попов

Уральский государственный технический университет - УПИ

Рассматривается новый метод проведения приёмо-сдаточных испытаний, проводимых на цифровых радиорелейных линиях. Рассматриваемый метод позволяет выполнять тестирование всех линейных цифровых трактов (многоканальной системы передачи; при полной загрузке всех каналов) в минимально короткий промежуток времени. Тем самым ускоряется процесс тестирования линейных трактов цифровых радиорелейных линий.

При проведении приемо-сдаточных испытаний цифровых радиорелейных линий (ЦРРЛ) необходимо произвести комплекс радиоизмерений:

1. Измерение уровня принимаемого сигнала (сигнал на входе приемника) – измерения проводятся стрелочным вольтметром с классом точности 0,5. Уровень принимаемого сигнала должен быть в пределах чувствительности приёмного оборудования (указывается изготовителем оборудования).

2. Измерение уровня внеполосных излучений – измерения проводятся анализатором спектра с соответствующей полосой измерений. Допустимый уровень внеполосных излучений указывается изготовителем.

3. Определение и оценка показателей качества по ошибкам.

Испытания для ввода в эксплуатацию цифровых трактов проводятся в два или три этапа с помощью измерительного прибора с псевдослучайной последовательностью (PRBS) согласно Рекомендации МСЭ-Т 0.151 [1] (ПЦИ) или 0.181 [2] (СЦИ):

Этап 1 - 15 – минутные измерения,

Этап 2 - 24 – часовые измерения,

Этап 3 - 7 – суточные измерения.

Периоды испытаний для ввода в эксплуатацию цифровых трактов определяются следующим образом:

- для всех радиорелейных трактов и секций должен использоваться первоначальный 15-минутный интервал, а затем 24-часовой период, за который показатели должны удовлетворить расчетным пределам для каждого параметра ES, VBE и SES;

- для радиорелейных трактов и секций, которые имеют контроль качества без перерыва связи, в случае, если хотя бы один из параметров попадает между пределами S1 и S2 в течение 24-часового испытательного периода, должен быть непрерывно проведен дальнейший расширенный 7-дневный период испытаний [3];

- для радиорелейных трактов и секций, которые не имеют контроля качества без перерыва связи, в случае, если хотя бы один из параметров попадает между пределами S1 и S2 в течение 24-часового испытательного периода, по соглашению сторон тракт должен быть подвергнут дальнейшему расширенному 7-дневному испытанию, или тракт может быть временно принят в эксплуатацию по взаимному соглашению сторон;

- при вводе в эксплуатацию трактов и секций на новых трассах, а также в течение периодов неблагоприятных условий распространения, всегда должен использоваться расширенный 7-дневный период испытаний.

При тестировании линейных трактов ЦРРЛ возникает необходимость тестирования каждого цифрового канала в отдельности, а эта процедура может занять несколько часов (в случае 15-ти минутного теста) или несколько недель (в случае 7-дневного теста).

Для ускорения процесса тестирования предлагается метод последовательных «заворотов»: из нескольких линейных цифровых каналов Е1 организуется один сквозной канал Е1. Затем этот канал подвергается тестированию в соответствии с ранее изложенной методикой. Если результаты измерений неудовлетворительны, то «последовательный» линейный тракт

делится на два тракта и т.д. В случае удовлетворительных результатов испытаний параметры каждого канала, входящего в «последовательный» линейный тракт считаются удовлетворительными.

Многие современные системы ЦРРЛ оснащены системами встроенного контроля без перерыва связи. В этом случае при испытаниях система радиосвязи может быть загружена реальным графиком.

Литература

1. Рек. МСЭ-ТО.151. Аппаратура для измерения показателя ошибок в первичных цифровых системах и системах более высокого порядка.
2. Рек. МСЭ-ТО.181. Оборудование для оценки показателей качества по ошибкам на STM-N интерфейсах.
3. РД 45.199–2001. Нормы оперативные на показатели качества цифровых трактов СЦИ, образованные в цифровых РРЛ.

620014, г. Екатеринбург, ул. А. Валека, д. 15, оф. 230 а, т. (3432) 79-55-51,
e-mail: mpopov@uralskygsm.com.

УДК 616-07

СИНТЕЗ ПРЕОБРАЗОВАННЫХ ОРТОНОРМИРОВАННЫХ ФУНКЦИЙ ЧЕБЫШЁВА-ЛАГЕРРА ДЛЯ РЕШЕНИЯ ЗАДАЧ ДИАГНОСТИКИ

В.Л. Петров

Московский государственный горный университет

Реализован алгоритм синтеза преобразованных ортонормированных функций Чебышёва-Лагерра, которые могут быть использованы при разработке методов идентификации и диагностики динамических систем.

Рассмотрим класс стандартизованных многочленов Чебышёва-Лагерра, определяемых формулой Родрига [1]

$$L_n(x; a) = \frac{1}{n!} x^{-a} e^x \frac{d^n}{d x^n} (x^{a+n} e^{-x}). \quad (1)$$

Эти многочлены являются ортогональными и квадрат нормы определяется следующим выражением

$$\|L_n(x; a)\|^2 = n! \Gamma(a + n + 1).$$

Таким образом, можно сформулировать ортонормированный многочлен Чебышёва-Лагерра, учитывая при этом, что старший коэффициент многочлена (2) равен $(-1)^n \frac{1}{n!}$,

$$\hat{L}_n(x; a) = (-1)^n \sqrt{\frac{n!}{\Gamma(a + n + 1)}} \cdot L_n(x; a).$$

Соответствующая формула Родрига будет иметь вид

$$\widehat{L}_n(x, a) = \frac{(-1)^n x^{-a} e^x}{\sqrt{n! \Gamma(a+n+1)}} \frac{d^n}{d x^n} (x^{a+n} e^{-x}). \quad (2)$$

Использование формулы Родрига не всегда удобно при организации вычислительных процедур. Поэтому применим для выражения (2) формулу дифференцирования произведения двух функций Лейбница

$$\frac{d^n}{d x^n} (w \cdot g) = \sum_{k=0}^n C_n^k \cdot \frac{d^{n-k}}{d x^{n-k}} w \cdot \frac{d^k}{d x^k} g, \text{ где } C_n^k = \frac{n!}{k!(n-k)!}.$$

Положим $w = x^{a+n}$, $g = e^{-x}$ и определим также

$$\frac{d^{n-k}}{d x^{n-k}} (x^{a+n}) = (a+n)(a+n-1)\dots(a+k+1)x^{a+k}, \quad \frac{d^k}{d x^k} (e^{-x}) = (-1)^k e^{-x}.$$

Далее можно найти другую формулу для вычисления ортонормированных многочленов Чебышёва-Лагерра, определяемых также выражением (2):

$$\widehat{L}_n(x; a) = \frac{(-1)^n \sqrt{n!}}{\sqrt{\Gamma(a+n+1)}} \sum_{j=0}^n (-1)^j \frac{\Gamma(n+a+1)}{\Gamma(a+j+1)} \frac{x^j}{j!(n-j)!}. \quad (3)$$

Рассмотрим дифференциальное уравнение вида

$$x \frac{d^2 \varphi(x; a)}{dx^2} + (a+1) \frac{d\varphi(x; a)}{dx} + \left(n + \frac{a+1}{2} \right) \varphi(x; a) = \theta(x; a), \quad (4)$$

где $\varphi(x; a), \theta(x; a)$ – некоторые функции от x .

Допустим, что $\varphi(x; a) = e^{\frac{-x}{2}} L_n(x; a)$.

На основании этого определим значения компонентов дифференциального уравнения (4)

$$\begin{aligned} \frac{d^2 \varphi(x; a)}{dx^2} &= e^{\frac{-x}{2}} \left[\frac{1}{4} L_n(x; a) - \frac{d}{dx} L_n(x; a) + \frac{d^2}{dx^2} L_n(x; a) \right] [0, 1], \\ \frac{d\varphi(x; a)}{dx} &= e^{\frac{-x}{2}} \left[-\frac{1}{2} L_n(x; a) + \frac{d}{dx} L_n(x; a) \right]. \end{aligned}$$

Подставляя эти компоненты в уравнение (4), получим

$$\theta(x; a) = \frac{\varphi(x; a)x}{4} = \frac{x}{4} e^{\frac{-x}{2}} L_n(x; a).$$

Следовательно, введенная функция $\varphi(x; a)$ удовлетворяет дифференциальному уравнению (4).

Алгебраическое выражение для функции $\varphi(x; a)$ определяется следующей формулой

$$\varphi_n(x; a) = e^{\frac{-x}{2}} \sum_{j=0}^n (-1)^j \frac{\Gamma(n+a+1)}{\Gamma(a+j+1)} \frac{x^j}{j!(n-j)!}. \quad (5)$$

Осуществим подстановку $t = \frac{x}{2b}$, в результате получим формулу

для определения преобразованного ортогонального функционала Чебышёва-Лагерра

$$\varphi_{Ln}(t; a, b) = e^{-bt} \sum_{j=0}^n (-1)^j \frac{\Gamma(n+a+1)}{\Gamma(a+j+1)} \frac{2^j b^j t^j}{j!(n-j)!}. \quad (6)$$

Осуществляя сопоставления с параметрами классических многочленов данного типа, можно сделать утверждение, что весовая функция (6) определяется как $h_{\varphi_{Ln}}(t; a, b) = (2bt)^a$.

После этого найдем норму функционала, определив следующее интегральное выражение

$$\|\varphi_{Ln}(x; a, b)\|^2 = \int_0^\infty h_{\varphi_{Ln}}(t; a, b) \varphi_{Ln}(t; a, b) \varphi_{Lm}(t; a, b) dt \Big|_{m=n}.$$

Использование формулы Родрига (1) и n -кратное интегрирование по частям позволяет получить следующее выражение

$$\|\varphi_{Ln}(x; a, b)\|^2 = \frac{(-1)^n}{n!} \int_0^\infty \frac{d^n}{dt^n} [\varphi_{Lm}(t; a, b)] (2bt)^{a+n} e^{-2bt} dt = \frac{1}{n!} \int_0^\infty (2bt)^{a+n} e^{-2bt} dt.$$

Применение интегрального свойства гамма - функции позволяет получить следующий результат

$$\|\varphi_{Ln}(x; a, b)\|^2 = \frac{\Gamma(a+n+1)}{2b \cdot n!}.$$

Тогда полная система преобразованных ортонормированных функций Чебышёва-Лагерра будет определяться следующим выражением

$$\hat{\varphi}_{Ln}(t; a, b) = \frac{\varphi_{Ln}(t; a, b)}{\|\varphi_{Ln}(t; a, b)\|} = \frac{\sqrt{2b \cdot n!}}{\sqrt{\Gamma(a+n+1)}} e^{-bt} \sum_{j=0}^n (-1)^j \frac{\Gamma(n+a+1)}{\Gamma(a+j+1)} \frac{2^j b^j t^j}{j!(n-j)!}.$$

При значениях параметра $a = 0$, предлагаемые функции совпадают с широко распространенными функциями Лагерра [2].

На рисунке 1 приведены графические зависимости преобразованных ортонормированных

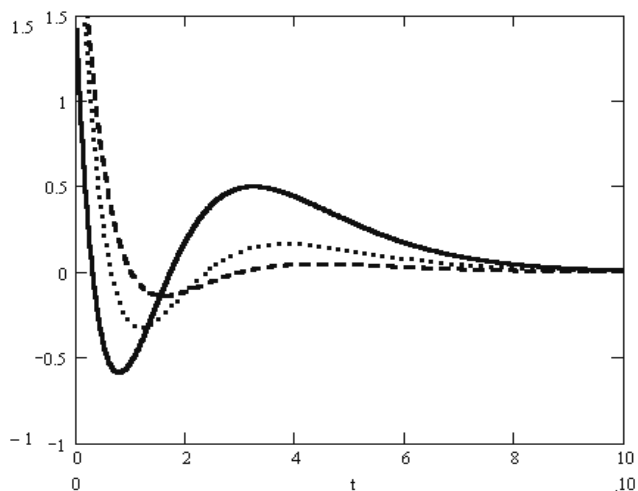


Рис.1. Графические зависимости ортонормированных функционалов Чебышёва-Лагерра третьего порядка ($n = 2$) и значениях параметра $a = 0, a = 1, a = 2$: — — $fL1(2, b, t, 0)$; — $fL1(2, b, t, 1)$; --- — $fL1(2, b, t, 2)$

функционалов Чебышёва-Лагерра третьего порядка ($n = 2$) и значениях параметра $a = 0, a = 1, a = 2$.

Установленную алгебраическую формулу для преобразованных ортонормированных функций Чебышёва-Лежандра можно использовать для синтеза алгоритмов идентификации и диагностики, основанных на аппроксимации импульсных переходных характеристик динамических систем. Математическая модель системы представляется в виде

$$h(t) = \sum_{i=0}^n \varphi_i \widehat{\varphi}_{L_n}(t; a, b),$$

где φ_i – коэффициенты Фурье в базисе преобразованных ортонормированных функций Чебышёва-Лагерра.

Определив предварительно структуру оператора (ИПХ) можно определить уравнения взаимосвязи между коэффициентами Фурье (спектром) и параметрами оператора.

Литература

1. Суетин П.К. Классические ортогональные многочлены. – М.: Наука, 1979.
2. Бессонов А.А., Загашвили Ю.В., Маркелов А.С. Методы и средства идентификации динамических объектов. – Л.: Энергоатомиздат, 1989.

УДК 681.326.7

ОЦЕНКА ДОСТОВЕРНОСТИ КОЛЬЦЕВОГО ТЕСТИРОВАНИЯ ДЛЯ КОМБИНАЦИОННЫХ СХЕМ

Г.В. Таюрская, Ю.К. Ситников, А.В. Сёмин
Казанский государственный университет

Рассматривается достоверность кольцевого тестирования при укороченном периоде.

В связи с созданием сложных интегральных цифровых схем большое внимание в последнее время уделяется разработке новых методов тестирования. Одним из таких методов является компактное тестирование. **Кольцевое тестирование** (КТ) является одной из разновидностей компактного тестирования, в основе которого лежит идея тестирования путем построения замкнутых систем, позволяющая экономить аппаратные средства. Метод КТ позволяет упростить алгоритм тестирования и совместить функции тестового генератора и схемы сжатия информации. Основными задачами для построения схемы КТ является синтез корректирующего устройства и оценка достоверности КТ. В общем случае достоверность определяется как

$$Q(r) = 1 - P(r), \quad (1)$$

где $P(r)$ – вероятность необнаружения неисправностей, вычисляемая при предположении о равновероятностном появлении дефектов; r – максимальная степень порождающего полинома.

При оценке достоверности КТ различают достоверность максимального и укороченного периода. Достоверность максимального периода достаточно хорошо исследована, поэтому рассматривались методы оценки достоверности КТ лишь для максимального периода. При использовании КТ с укороченным периодом, позволяющим во многих случаях снизить аппаратные затраты и время тестирования, оценка достоверности за-

труднена. В предлагаемой работе исследуется целесообразность применения КТ для различных комбинационных схем на основе оценки достоверности кольцевого тестирования с различными периодами. Особое внимание было уделено исследованию зависимости достоверности от периода T . Итогом работы стали общие рекомендации по применению КТ.

Недостатком определения достоверности КТ, приведённого в литературе, является невозможность определения достоверности при произвольном периоде $T < T_{\max} = 2^r - 1$ при фиксированном значении r . Как оказывается на практике, снижение периода T значительно уменьшает время на проведение КТ, но при этом неизвестно, как изменяется достоверность КТ.

Естественно возникает необходимость определения достоверности как функции произвольного периода T , т.е. $Q = Q(r, T)$.

Очевидным фактом является то, что с понижением периода T достоверность КТ должна уменьшаться.

Для начала определим верхнюю границу достоверности для произвольного периода, а саму достоверность определим как функцию $Q = Q(T)$.

Верхней границей достоверности является неравенство:

$$Q(r) < 1 - \frac{1}{2^r}. \quad (2)$$

Значение правой части этого неравенства является частным случаем для максимального периода $T_{\max} = 2^r - 1$. Более того, эта формула не показывает зависимости достоверности Q от периода T . Если установить зависимость достоверности Q от максимального периода $T_{\max} = 2^r - 1$, тогда это будет справедливо для произвольного периода. Найдём эту зависимость:

$$Q(r) < 1 - \frac{1}{2^r} = 1 - \frac{1}{2^r - 1 + 1} = 1 - \frac{1}{T_{\max} + 1} = \frac{T_{\max}}{T_{\max} + 1} \equiv \frac{T}{T + 1} > Q(T_{\max}).$$

Тогда достоверность для произвольного периода определится как

$$Q < \frac{T}{T + 1}. \quad (3)$$

Если период T является простым числом, то $Q(r, T)$ можно записать как

$$\begin{aligned} Q(r, T) &= 1 - \frac{2^{r^2-r} + \frac{(T-1) \prod_{i=0}^{r-1} (2^r - 2^i)}{r \cdot 2^r}}{2^{r^2}} = 1 - \frac{2^{r^2} + \frac{(T-1) \prod_{i=0}^{r-1} (2^r - 2^i)}{r \times (T+1)}}{2^{r^2}} = \\ &= 1 - \frac{1}{T+1} - \frac{(T-1)}{r \times 2^{r^2} \times (T+1)} \prod_{i=0}^{r-1} (2^r - 2^i). \end{aligned}$$

При больших значениях периода T отношение $\frac{T-1}{T+1} \approx 1$, тогда формула для определения достоверности произвольного (не обязательно максимального $T_{\max} = 2^r - 1$) простого периода примет вид:

$$Q(r, T) = 1 - \frac{1}{T+1} - \frac{1}{r \times 2^{r^2}} \prod_{i=0}^{r-1} (2^r - 2^i). \quad (4)$$

Верхние и нижние оценки достоверности КТ для формулы из (3)] выполняются для произвольного максимального периода $T_{\max} = 2^r - 1$.

Обобщим их для произвольного периода. Нижняя оценка примет вид:

$$Q(r, T) > 1 - \frac{1}{2^r} - \frac{1}{r} = 1 - \frac{1}{2^r - 1 + 1} - \frac{1}{r} = 1 - \frac{1}{T_{\max} + 1} - \frac{1}{r} = \frac{T_{\max}}{T_{\max} + 1} - \frac{1}{r} \equiv \frac{T}{T+1} - \frac{1}{r}.$$

Верхняя граница примет вид:

$$Q(r, T) < 1 - \frac{5}{4 \times 2^r} = 1 - \frac{5}{4 \times (2^r - 1 + 1)} = 1 - \frac{5}{4 \times (T_{\max} + 1)} \equiv 1 - \frac{5}{4 \times (T + 1)}.$$

Итак, для произвольного не обязательно максимального периода получаем оценку достоверности КТ:

$$\frac{T}{T+1} - \frac{1}{r} < Q(r, T) < 1 - \frac{5}{4 \times (T + 1)}. \quad (5)$$

Результаты, получаемые по формулам (2), и (4) для различных значений r и T , приведены в таблице.

Таблица

Достоверность КТ $Q(r, T)$ для формул (3) и (5)

r	T	Формула 3	Формула 5
1	2	3	4
4	15	0,9375	0,6875 0,9219
	5	0,8333	0,5833 0,7917
5	31	0,9688	0,7688 0,9609
6	63	0,9844	0,8177 0,9805
	9	0,9000	0,7889 0,8750
7	127	0,9922	0,8493 0,9980
8	255	0,9961	0,8711 0,9951
	85	0,9884	0,8634 0,9855

Продолжение таблицы

1	2	3	4
9	511	0,9980	0,8869 0,9976
	73	0,9865	0,8754 0,9831
10	1023	0,9990	0,8990 0,9988
	33	0,9706	0,8706 0,9621

Рекомендации по применению КТ:

Основным параметром, оценивающим целесообразность применения КТ должно стать отношение $\frac{\text{Достоверность КТ}}{\text{Сложность КУ}}$, где КУ – корректирующее устройство. Исходя из этого отношения можно получить некоторые рекомендации по применению метода КТ:

1. При числе входов диагностируемого устройства меньше, чем 4 ($r < 4$) применение КТ нецелесообразно вообще, так как мы получаем невысокую достоверность тестирования.

2. При числе входов $r < 8$ не рекомендуется применять укороченный период, так как при этом резко снижается достоверность КТ по сравнению с максимальным для данного r периодом $T_{\max} = 2^r - 1$.

3. При $r \geq 8$ желательно использовать укороченный период, потому что, во-первых, резко снижается время проведения теста (время уменьшается в $\frac{T_{\max}}{T} = \frac{2^r - 1}{T}$ раз, где T – укороченный период); во-вторых, при

больших r , применение укороченного периода практически не ухудшает достоверность КТ.

4. Наиболее целесообразно применение метода КТ для линейных комбинационных схем таких, как дешифраторы, шифраторы и преобразователи кодов, так как при этом мы получаем предельно простое КУ, то есть его низкую аппаратную сложность, что немаловажно при проектировании самой схемы КТ.

5. КТ также рекомендуется применять для мультиплексоров и де-мультиплексоров, хотя КУ для них получается намного сложнее, но за счёт большого числа входов отношение $\frac{\text{Достоверность КТ}}{\text{Сложность КУ}}$ всё равно даёт

результаты, говорящие о целесообразности применения метода КТ для данного типа схем. Причём, именно для этих схем желательно использование при проектировании КУ укороченного периода, что приводит к резкому снижению времени на проведение теста.

6. КТ можно использовать для некоторых многовходовых компараторов.

7. Нецелесообразно применение КТ для тестирования сумматоров, так как последние имеют в большинстве случаев не более трех входов, и полученные в процессе КТ таких схем результаты будут малодостоверными.

Литература

1. Зельдин Е.А. Цифровые интегральные микросхемы в информационно-измерительной аппаратуре. – Л.: Энергоатомиздат. Ленингр. отд-ние, 1986. – 280 с.
2. Латыпов Р.Х. О достоверности кольцевого тестирования линейных последовательностных машин. Краткое сообщение // Автоматика и вычислительная техника. – 1984. – № 4. – С. 89-91.
3. Литиков И.П. Кольцевое тестирование цифровых устройств. – М.: Энергоатомиздат, 1990. – 169 с.

УДК 621. 365

ОСОБЕННОСТИ ЭЛЕКТРИЧЕСКОЙ ХАРАКТЕРИСТИКИ УСТАНОВКИ ЖИДКОСТНОГО ДИФФУЗИОННОГО ЛЕГИРОВАНИЯ

А.В. Скориков, В.А. Гайдамакин

Южно-Российский государственный технический университет (НПИ)

Рассмотрена характеристика установки жидкостного диффузионного легирования с плавкой теплоизоляцией при питании источником постоянного тока с жесткой характеристикой.

С каждым годом в промышленности все шире применяются разнообразные методы поверхностного легирования, обеспечивающие высокие эксплуатационные показатели изделий, снижение их себестоимости и уменьшение расхода легирующих элементов.

К высокопроизводительным методам относится диффузионное легирование в расплавах, отличающееся высокой температурой процесса, значительной скоростью диффузии и исключаящее воздействие атмосферного кислорода на деталь или легированный слой в процессе его формирования.

Механические показатели поверхностного слоя и, как следствие, эксплуатационные свойства изделия связаны с содержанием легирующих элементов, которое в свою очередь зависит от фактического значения плотности тока и от температуры на катоде в процессе электролиза. Коллечения содержания, например, марганца в пределах нескольких процентов могут заметно и неблагоприятно повлиять на механические свойства диффузионного слоя. Для обеспечения стабильно высоких показателей изделий, точного соблюдения теплового режима процесса, эффективного управления и своевременной диагностики необходимы исследования

вольтамперной характеристики установки с данным химическим составом расплава и конфигурацией детали и электродов.

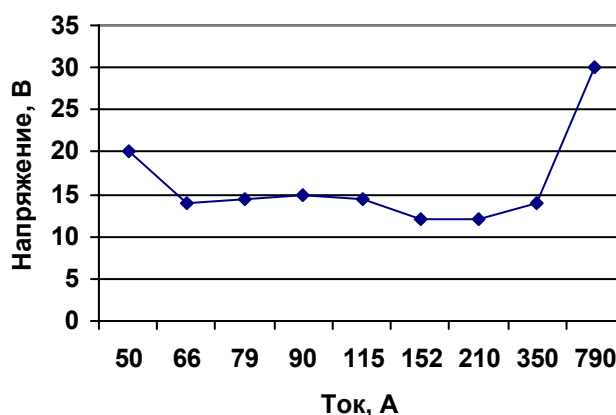


Рис.1. Характеристика печи для диффузионного легирования марганцем

Экспериментально была определена вольтамперная характеристика (рис. 1) печи с плавкой теплоизоляцией для высокотемпературного легирования стали номинальной мощностью 8 кВт при работе на расплаве 90 % NaCl + 10 % MnCl с металлическим анодом. Замер тока проводился с помощью шунта 75ШСММ3-750-05, напряжения – мультиметром М890G.

346428, Россия, Ростовская область, г. Новочеркасск, ул. Просвещения, 132,
Южно-Российский государственный технический университет (НПИ),
механический факультет, кафедра «Технология машиностроения», т. 55-4-86.

УДК 681.518

НОВЫЕ МЕТОДЫ ОПРЕДЕЛЕНИЯ МЕСТ ПОВРЕЖДЕНИЯ В ТЯГОВЫХ СЕТЯХ ПЕРЕМЕННОГО ТОКА

Е.П. Фигурнов, Ю.И. Жарков, Д.Е. Стороженко

РГУПС, Ростов-на-Дону,

И.П. Петров

СКЖД, Ростов-на-Дону

Показаны недостатки существующих методов определения удаленности мест повреждения в однофазных электротяговых сетях переменного тока, описаны пути, позволившие создать новые алгоритмы для указателей повышенной точности.

Первые публикации, содержащие теоретические и экспериментальные обоснования возможности определения удаленности места повреждения в тяговых сетях однофазного переменного тока, основанные на анализе параметров аварийного режима методами Z и X , относятся к началу 60-х годов прошлого столетия (РИИЖТ) [1, 2]. Измерив напряжение U на шинах тяговой подстанции в момент короткого замыкания и ток I фидера контактной сети с поврежденной изоляцией, расстояние ℓ_k до места повреждения вычисляют по формуле

$$\ell_k = U/(I z),$$

где z – удельное сопротивление 1 км тяговой сети [2, 3, 4].

Для однопутного участка принимают $z = z_{11}$ для двухпутного $z = z_{21}$. Аппаратурная реализация этого метода, получившего название «метод Z » (ОМП-68, ОМП-71 и др.), была выполнена ВНИИЖТом и ПКБ ЦЭ МПС. Такие устройства много лет выпускались заводом МЭЗ ЦЭ МПС, а также РИИЖТом (УКЗН) и ими были оснащены практически все дороги [4, 5].

Длительный опыт эксплуатации подобных указателей был весьма полезен. С их помощью быстро обнаруживались повреждения не только на контактной сети, но и выявлялся выпущенный на линию неисправный электроподвижной состав. Вместе с тем, этот опыт выявил, в частности, такие недостатки как вообще неверные показания в отдельных случаях и существенную разницу в показаниях до АПВ и после АПВ на двухпутных участках. Отмечены и другие недостатки, снижающие точность определения удаленности места повреждения. Выполненные в РГУПСе теоретические работы в области компьютерного моделирования тяговой сети однофазного переменного тока в режимах короткого замыкания позволили досконально исследовать причины погрешностей метода Z и показать, что в общем случае его применение нецелесообразно из-за слишком большого числа факторов, влияющих на точность. Самую большую погрешность вызывает переходное сопротивление в месте повреждения. В некоторых случаях погрешность, связанная с этим фактором, может превышать 10 км.

При использовании метода X расстояние ℓ_k до места повреждения вычисляют по формуле

$$\ell_k = U \cdot \sin \varphi / (I x),$$

где φ – фазовый угол между напряжением на шинах подстанции и током поврежденного фидера; x – индуктивная составляющая удельного сопротивления 1 км тяговой сети.

При одностороннем питании однопутного участка этот метод не имеет погрешности, обусловленной переходным сопротивлением в месте повреждения. Однако при двухстороннем питании, а также при узловом питании на двухпутных участках переходное сопротивление и при этом методе создает погрешность до 1-2 км.

Имеются и другие факторы, влияющие на точность определения расстояния ℓ_k методами Z и X . Причем, чем больше переходное сопротивление, тем больше проявляется влияние других факторов. На двухпутных участках большое влияние оказывает взаимная индуктивность контактной сети смежных путей. Неучет этого фактора приводит к тому, что вычисленные значения ℓ_k до АПВ и после АПВ имеют отличие в несколько километров. В обоих методах удельные параметры z и x принимаются постоянными. На самом деле из-за шунтирующего влияния земли на сопротивление рельсовой цепи эти параметры нелинейно зависят от расстояния ℓ_k , что может приводить к погрешности в несколько километров. При наличии дуги или переходного сопротивления в месте повреждения дополнительная погрешность может возникать при неравенстве напряжений холостого

хода на шинах смежных подстанций. Для обоих методов она оценивается примерно в 300 м.

В прежние годы реализовать аппаратурно метод X не удалось. В настоящее время с использованием микропроцессорной техники такая реализация трудностей не вызывает, однако, учитывая описанные недостатки метода X , его применение не может быть рекомендовано из-за возможности появления больших погрешностей.

В последние годы в РГУПСе выполнен цикл работ по разработке новых, более точных методов (алгоритмов) определения удаленности места повреждения в контактной сети однофазного переменного тока по параметрам аварийного режима и исследованию их погрешностей на компьютерной модели тяговой сети. Наибольшую точность обеспечивают методы одновременного двухстороннего измерения параметров аварийного режима на смежных подстанциях, однако при этом необходимо иметь специальные каналы связи между подстанциями, что усложняет процесс функционирования подобных указателей. Разработан ряд методов (алгоритмов) одностороннего измерения с косвенным учетом параметров аварийного режима смежной подстанции. Источниками информации (входными параметрами) являются напряжение на шинах тяговой подстанции и векторы токов фидеров контактной сети данного и смежного путей. При узловом питании зоной контроля мест повреждений является расстояние от подстанции до поста секционирования. При этом в память устройства для определения расстояния l_k вносятся данные об индуктивно развязанных сопротивлениях контактной сети и рельсов, расстояния до поста секционирования и до смежной подстанции, значения переходного сопротивления рельсы-земля и проводимости земли, сопротивления смежных подстанций и некоторые другие параметры. Расчет выполняется методом итераций.

Параметры аварийного режима следует измерять на ранее 30 мс после момента возникновения короткого замыкания, чтобы исключить апериодическую составляющую тока, или же устанавливать во входной цепи тока полосовой фильтр. Процесс измерений (или запоминания измеряемых параметров) должен заканчиваться до момента начала расхождения контактов высоковольтного выключателя фидера. Разработанные алгоритмы определения удаленности короткого замыкания, учитывающие влияние всех описанных факторов, имеют погрешность на участке до поста секционирования в пределах до двух-трех пролетов контактной сети, т.е. являются намного более точными, чем другие известные методы.

Особо следует остановиться на влиянии электроподвижного состава, который в момент короткого замыкания может находиться как на поврежденном пути, так и на смежном. Установлено, что запираение силовой цепи электровоза происходит в том случае, если напряжение на токоприемнике снижается более, чем в два раза по сравнению с предыдущим режимом. В таком положении оказываются электровозы, находящиеся не далее 12 километров от места глухого короткого замыкания. При наличии дуги в месте повреждения это расстояние сокращается. Если переходное

сопротивление в месте короткого замыкания составит 5 Ом, то не запираются большинство электровозов. Из-за скачкообразного снижения напряжения на токоприемнике локомотивов при коротком замыкании в контактной сети значения их переходных токов существенно снижаются, а фазовый угол увеличивается до 50-55 градусов. Наложение этих токов на ток короткого замыкания фидеров смежных путей может вызвать погрешность при определении удаленности места повреждения любым из методов, достигающую в худшем случае нескольких километров. Для исключения этой погрешности в случае неуспешного АПВ необходимо произвести повторное включение контактной сети после того, как силовые цепи всех электровозов будут автоматически отключены своей защитой (десятки секунд).

Литература

1. А.с. 158328 СССР, кл.21с, 68₅₀, МПК Н 02d. Устройство для определения места короткого замыкания в контактной сети / Е.П. Фигурнов – 798020/24-7. Заявл. 08.X.1962; Оpubл. 19.X.1963, Бюл. № 21.
2. А.с. 161410 СССР, Кл.21с, 29₁₀, 20_к, 20, МПК G 01r, B61m. Устройство для определения места короткого замыкания в контактной сети железных дорог переменного тока / Е.П. Фигурнов, Ю.Я. Самсонов – №787278/24-7. Заявл. 16.VII.1962; Оpubл. 19.III.1964, Бюл. № 7.
3. Зимаков В.А., Левин Г.М. Устройство для определения расстояния до места повреждения на контактной сети электрических железных дорог переменного тока / Применение электронной техники в системах управления электротяговых устройств / Труды ВНИИЖТ: Вып. 336. – М.: Транспорт, 1967. – С. 102-114.
4. Фигурнов Е.П. Защита электротяговых сетей переменного тока от коротких замыканий. – М.: Транспорт, 1979. – 160 с.
5. Автоматизация систем электроснабжения / Ю.И. Жарков, В.Я. Овласюк, Н.Г. Сергеев, Н.Д. Сухопродский, А.С. Шилов; Под ред. Н.Д. Сухопродского. – М.: Транспорт, 1990. – 359 с.

УДК 681.518

АВТОМАТИЗИРОВАННАЯ ДИАГНОСТИКА НАРУШЕНИЙ ТОКОСЪЕМА В ЭЛЕКТРОТЯГОВЫХ СЕТЯХ

Ю.И. Жарков, Ю.Г. Семенов, Е.П. Фигурнов, Д.В. Колосов
Ростовский государственный университет путей сообщения

Определены основные причины дуговых нарушений токосъема, ставится задача создания системы автоматизированного контроля дуговых нарушений на фидерных зонах электротяговых сетей, приводятся варианты структуры реализации технической системы, описан алгоритм распознавания дуговых нарушений токосъема.

При взаимодействии токоприемника локомотива и контактной сети в процессе движения возникают опасные дуговые нарушения скользящего контакта между токосъемными накладками и поверхностью контактного провода, приводящие к повышенному износу контактирующих элементов, к обрывам контактных проводов, к перерывам в электроснабжении, остановке движения поездов.

Анализ позволяет выделить следующие основные причины дуговых нарушений токосъема:

- нарушения, связанные с дефектами контактной сети;
- нарушения, связанные с дефектами токоприемника;
- нарушения токосъема по причинам, связанным с гололедом.

Задача состоит в создании автоматизированной системы диагностики токосъема в электротяговых сетях, которая в процессе движения поездов на фидерной зоне своевременно обнаруживает опасные дуговые режимы и передает информацию о нарушениях в соответствующие заинтересованные службы.

Как показывают исследования, в качестве информативного признака дуговых нарушений токосъема можно использовать радиоизлучение, возникающее в указанных выше режимах нарушения и позволяющее отличать режимы друг от друга.

Для функционирования автоматизированной системы диагностики нарушений токосъема требуется передача данных о радиоизлучении. Такую задачу можно решить двумя способами.

Первый возможный способ реализации обобщенной технической структуры системы показан на рис. 1.

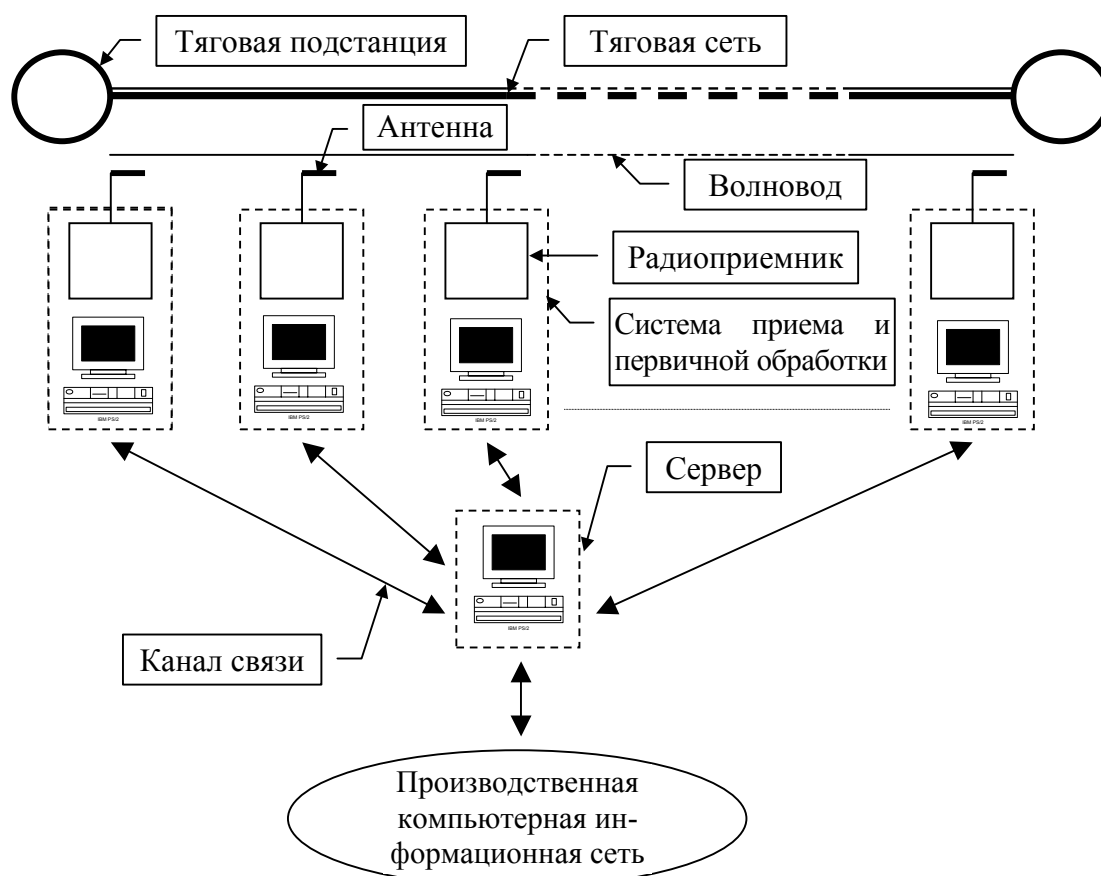


Рис.1. Первый вариант технической структуры системы

Съем информации о радиоизлучении производится с линий волноводной связи с помощью установленных вдоль участка стационарных индукционных антенн. Радиоприемные устройства, настроенные на необхо-

димую частоту приема, производят усиление, частотную и амплитудную селекцию сигналов, выделение огибающих импульсных радиопомех. Преобразование информации в цифровые коды осуществляет контроллер. Селекция, опознавание режимов производится компьютерами, установленными в пунктах радиоприема. Информация о выделенных режимах по каналам связи передается на сервер, который формирует информацию, создает протоколы, обеспечивает связь с производственной компьютерной сетью, диспетчерскими службами. Места расстановки блоков первичной обработки и их количество определяются выбранным частотным диапазоном, степенью затухания индукционных волн сигналов по волноводным каналам для создания уверенного приема.

Второй способ реализации обобщенной технической структуры системы показан на рисунке 2.

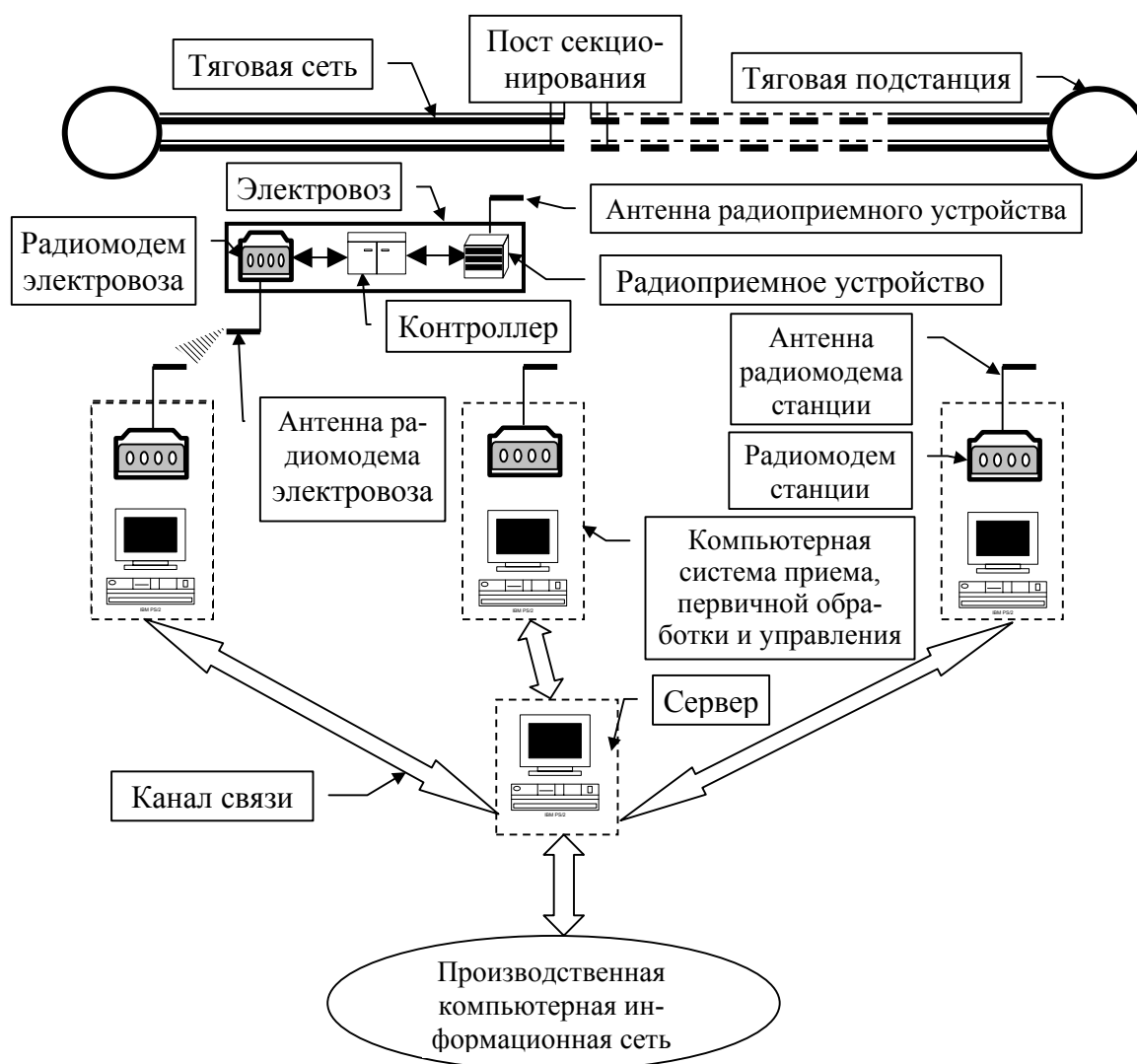


Рис.2. Второй вариант технической структуры системы

Электровоз оборудуется радиоприемным устройством, цифровым контроллером с блоком памяти и радиомодемом. Станции оборудуются компьютерными системами приема и управления, состоящими из радиомодемов и компьютерных систем управления.

Электромагнитные волны, возникающие в процессе дуговых нарушений токосъема, воспринимаются радиоприемным устройством, где аналоговый сигнал проходит частотную, амплитудную селекцию, усиление. Сигнал поступает на контроллер, где проходит цифровую обработку и запоминается в блоке памяти контроллера.

Накопление информации о состоянии токосъема производится при движении электровоза от одной станции до следующей станции. При проходе станции информация через электровозный радиомодем передается на станционный радиомодем. Принятый пакет информации переписывается в память станционной компьютерной системы предварительной обработки и управления.

Затем от станционной компьютерной системы на блок первичной обработки электровоза передается команда об очистке памяти контроллера, а также о начале первичной обработки и записи очередного пакета информации о нарушениях токосъема при движении электровоза по следующему участку между станциями.

Далее работа системы осуществляется аналогично первому варианту технической структуры.

Выбор рационального варианта технической структуры системы определяется надежностью функционирования и технико-экономическими показателями вариантов.

Создание системы позволит практически в реальном времени проводить оценку и сравнение качества токосъема фидерных зон участков по интегральным показателям; определять причины некачественного токосъема и принять своевременные меры по их устранению; уменьшить число повреждений контактной сети и токоприемников; повысить надежность электроснабжения и безопасность движения поездов.

Ниже приводится упрощенный алгоритм распознавания опасных дуговых нарушений токосъема, основанный на существенных различиях радиоизлучений, возникающих при таких нарушениях.

Признаки, по которым возможно различить характер радиосигналов, улавливаемых антенной, при гололеде, неисправности токоприемника электроподвижного состава и неисправности контактной подвески, обусловлены следующими объективными факторами. При гололеде наблюдается сплошное длительное искрение между контактным проводом и ползком токоприемника. При этом гололед возможен только в том случае, если температура окружающего воздуха находится в заданных пределах (как правило, от $+1$ до -10 °C). Если имеется неисправность токоприемника, например, скол или выщерблина на токосъемной пластине, то из-за зигзага контактного провода будут иметь место регулярные одиночные искрения в каждом пролете (между смежными опорами) контактной сети.

Наконец, при неисправности на контактной сети искрение возникает в одном месте только при проходе электровоза. Повторяемость дуговых вспышек при этом значительно реже, чем в двух первых случаях.

Сущность предлагаемого алгоритма заключается в том, что с использованием антенны, улавливающей энергию высокочастотных радиоизлучений от каждого искрения между токоприемником и контактной подвеской, формируется контрольный сигнал с помощью детектирования упомянутых излучений, последующей их фильтрацией узкополосным фильтром и ограничения по нижнему уровню.

Алгоритм поясняется рисунком 3, на котором изображена осциллограмма контрольного сигнала. Уровень сигнала обозначен E , текущее время обозначено t .

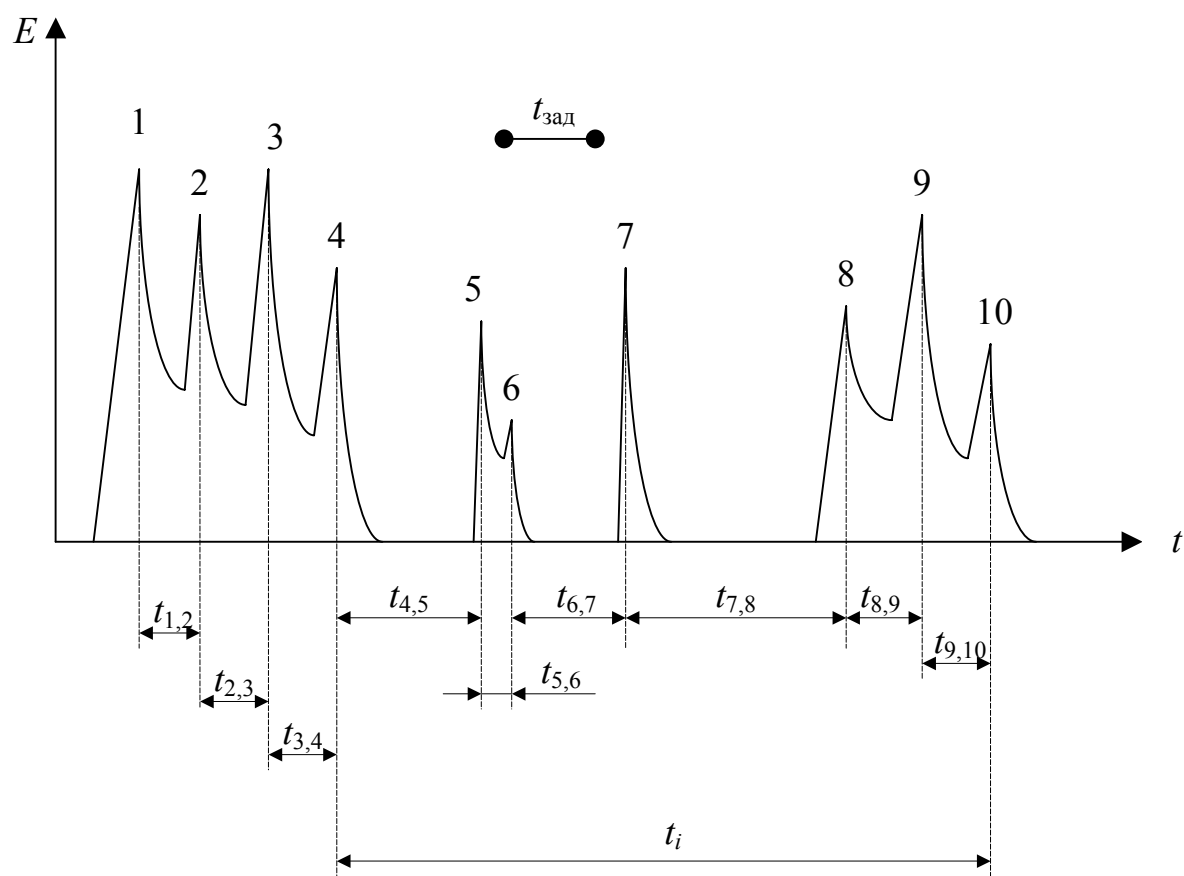


Рис.3. Реализация огибающей радиоизлучения при дуговых нарушениях токосъема на фоне импульсных радиопомех

Контрольный сигнал состоит из отдельных пикообразных фрагментов – импульсов. Пиковые значения контрольного сигнала обозначены арабскими цифрами 1, 2, ..., 10, а интервалы времени между следующими друг за другом пиками импульсов обозначены $t_{1,2}$, $t_{2,3}$, ..., $t_{9,10}$. Величина заданного интервала времени обозначена $t_{зад}$, например, 0,8 – 1,2 мс. Промежуток времени между первой и второй дуговыми вспышками обозначен t_i .

Осциллограмма содержит две одиночные дуговые вспышки и две помехи. Первая одиночная дуговая вспышка содержит пики 1, 2, 3 и 4, вторая одиночная дуговая вспышка содержит пики 8, 9 и 10. Первая помеха содержит пики 5 и 6, вторая помеха содержит пик 7.

В контрольном сигнале за определенный промежуток времени T_p : фиксируют пики импульсов, измеряют интервалы времени между соседними пиками и выявляют одиночные дуговые вспышки, если в каждой

число n непрерывно следующих друг за другом пиков с интервалом времени менее $t_{\text{зад}}$ превышает первое установленное значение $n_{\text{пор}}=3$.

Идентификация одиночных дуговых вспышек осуществляется на основе следующей последовательности операций. Фиксируются пики импульсов 1, 2, 3, ..., измеряются интервалы времени $t_{1,2}, t_{2,3}, t_{3,4}, \dots$ между соседними пиками импульсов, каждый измеренный интервал времени $t_{1,2}, t_{2,3}, t_{3,4}, \dots$ сравнивается с заданным интервалом $t_{\text{зад}}$. Если каждый из n измеренных подряд интервалов времени меньше или равен $t_{\text{зад}}$, а число $n \geq 3$, то делается вывод, что все эти n интервалов принадлежат одной одиночной дуговой вспышке. Если последнее условие не выполняется, то соответствующие пики относятся к помехам и далее не учитываются.

Так, каждый из интервалов времени $t_{1,2}, t_{2,3}, t_{3,4}$, идущих подряд, меньше заданного значения $t_{\text{зад}}$, при этом число пиков (пики 1, 2, 3, 4) $n > 3$. Следующий интервал времени $t_{4,5} > t_{\text{зад}}$. Следовательно, интервалы $t_{1,2}, t_{2,3}$ и $t_{3,4}$ относятся к одной одиночной дуговой вспышке.

Интервалы времени $t_{4,5}, t_{6,7}$ и $t_{7,8}$ больше заданного интервала $t_{\text{зад}}$. Поэтому сигналы с пиками 5, 6 и сигнал с пиком 7 относятся к разным импульсам. Поскольку в каждом из них число пиков (5, 6 и 7) $n < 3$, то эти импульсы не относятся к одиночным дуговым вспышкам, а квалифицируются как помехи.

Следующий одиночный импульс содержит пики 8, 9 и 10, интервалы времени $t_{8,9}$ и $t_{9,10}$ между которыми меньше заданного значения $t_{\text{зад}}$, а число пиков, соответствующих этим идущим друг за другом интервалам, $n=3$. Поэтому интервалы $t_{8,9}$ и $t_{9,10}$ относятся ко второй дуговой вспышке.

Определяют промежутки времени $t_i, t_{i+1}, t_{i+2}, t_{i+3}$, и т.д. между следующими друг за другом одиночными дуговыми вспышками, подсчитывают общее число одиночных дуговых вспышек m , измеряют температуру окружающего воздуха и определяют первое условие – наличие гололеда на контактной сети, если общее число одиночных дуговых вспышек $T_p \cdot 2f \geq m \geq T_p \cdot f$, где f – частота переменного тока, а температура окружающего воздуха при этом находится в заданных пределах.

Определяют второе условие – наличие неисправного токоприемника электроподвижного состава – если не выполняется первое условие, а отношения промежутков времени между каждыми соседними зафиксированными одиночными дуговыми вспышками находятся в пределах $a \leq t_i / t_{i+1} \leq b; a \leq t_{i+1} / t_{i+2} \leq b; a \leq t_{i+2} / t_{i+3} \leq b; \dots$, где a и b – постоянные величины (можно принять: $a=0,75$; $b=1,3$). Повторяется число раз не менее третьего установленного значения $k_{\text{пор}}=3$.

Определяют третье условие – неисправность контактной подвески, если зафиксированы одиночные дуговые вспышки и не выполняются первое и второе условия.

Реализация предложенного способа может осуществляться с помощью антенно-фидерных устройств, специализированных радиоприемных устройств, цифровых контроллеров, компьютерной техники, специальных и стандартных программных средств.

ОПТИМИЗАЦИЯ ПАРАМЕТРОВ ИЗМЕРИТЕЛЬНОЙ СХЕМЫ КОНТРОЛЯ ИЗОЛЯЦИИ ВЫСОКОВОЛЬТНЫХ ТРАНСФОРМАТОРОВ ТОКА И ВВОДОВ СИЛОВЫХ ТРАНСФОРМАТОРОВ ПОД РАБОЧИМ НАПРЯЖЕНИЕМ НЕРАВНОВЕСНО-КОМПЕНСАЦИОННЫМ МЕТОДОМ

Г.С. Галикян, С.Л. Кужеков, Н.Р. Чумак

Южно-Российский государственный технический университет (НПИ)

Оптимизация параметров измерительной схемы выполнена по критерию максимальной чувствительности при условии компенсации начальной асимметрии токов через изоляцию фаз объекта контроля и заданной кратности отношения ложных сигналов к рабочим информационным.

В работе определены оптимальные параметры схемы трехвходового параллельного резисторного сумматора, реализующего неравновесно-компенсационный метод (НКМ) контроля изоляции высоковольтных трансформаторов тока (ТТ) трехфазного присоединения или вводов силовых трансформаторов (ВСТ) под рабочим напряжением [1]. Целью оптимизации параметров является обеспечение максимальной чувствительности измерительной схемы (ИС) НКМ при двух ограничениях: заданном уровне начального небаланса токов утечки через изоляцию группы ТТ (ВСТ) и заданной кратности отличия выходных сигналов сумматора в аварийных и рабочем режимах работы ИС. Второе ограничение обеспечивает наилучшие условия для распознавания (идентификации) аварийных и рабочих режимов ИС НКМ.

В дальнейшем для краткости под объектом контроля будем понимать группу ТТ присоединения. Упрощенная схема замещения одной фазы ИС устройства контроля изоляции (УКИ) представлена на рис. 1.

Измерительные обкладки ТТ через приспособления для измерения напряжения (ПИН-выводы) подсоединяются ко входам сумматора ИС. Для снижения напряжения до безопасного для обслуживающего персонала уровня ПИН- вывод каждого ТТ, в соответствии с рекомендациями [2], нагружается на два одинаковых параллельно включенных шунтирующих резистора R_2 и R_5 (рис. 1), как правило, устанавливаемых на входе и выходе

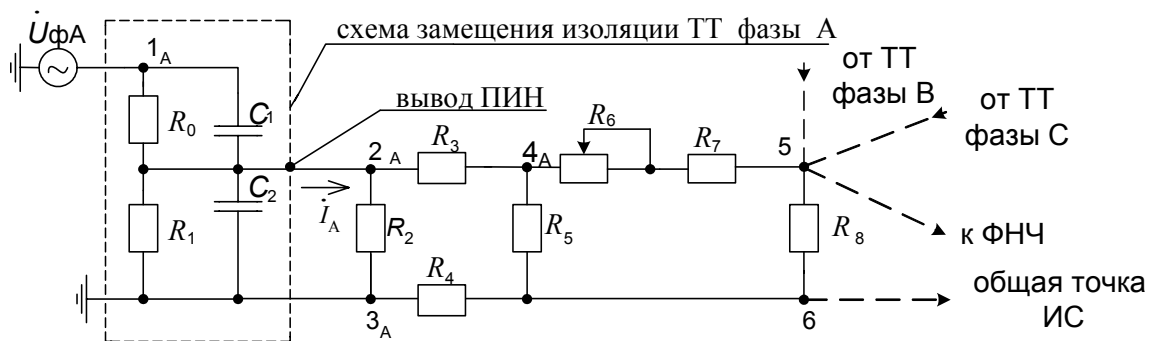


Рис.1. Упрощенная схема замещения изоляции ТТ одной фазы присоединения и соответствующего плеча измерительной схемы УКИ

коаксиального кабеля, связывающего коробку выводов каждого ТТ и групповую коммутационную сборку (ГКС) присоединения.

Схема (рис. 1) содержит следующие элементы:

C_1 – емкость основного ввода ТТ относительно измерительной обкладки ТТ, для ТТ типа ТФУМ–330 $C_1 = 730$ пкФ;

C_2 – емкость ПИН – вывода относительно корпуса коробки выводов ТТ, для ТФУМ–330 $C_2 = 1700$ пкФ;

R_0 – сопротивление главной изоляции ТТ, $R_0 \geq 3000$ М Ом;

R_1 – сопротивление ПИН- вывода относительно заземленного корпуса коробки выводов ТТ, $R_1 \geq 620$ МОм;

R_3 – сопротивление центральных жил коаксиального кабеля связи типа РК–75–7–12, $R_3 = 0,3$ Ом;

R_4 – сопротивление оплетки кабеля связи, $R_4 = 0,2$ Ом;

R_2, R_5 – шунтирующие резисторы ИС, сопротивления $R_2 = R_5 = 3$ кОм;

R_6, R_7 – симметрирующие резисторы ИС, сопротивления которых подлежат определению в процессе оптимизации параметров ИС;

R_8 – суммирующий резистор ИС.

В связи с малостью сопротивлений R_3, R_4 коаксиального кабеля можно считать, что шунтирующие резисторы R_2 и R_5 включены параллельно и их эквивалентное сопротивление $R_{ш}$ равно $R_{ш} = \frac{R_2}{2} = \frac{R_5}{2} = 1,5$ кОм. Активные сопротивления изоляции R_0 и R_1 на 2-3 порядка превышают сопротивления конденсаторов C_1 и C_2 на частоте 50 Гц, поэтому первыми на схеме замещения (рис. 1) можно пренебречь. Так как сопротивления конденсаторов C_1 и C_2 более чем на три порядка превышают сопротивление $R_{ш}$, то это позволяет от схемы замещения с источниками напряжения на рис. 1 перейти к схеме (рис. 2,а) с источниками токов. На рис. 2,а,б и далее по тексту через R_n обозначено эквивалентное сопротивление нагрузки ИС, состоящее из включенных параллельно сопротивлений суммирующего резистора R_8 и входного сопротивления фильтра низких частот (ФНЧ) с полосой пропускания 55 Гц, который устанавливается перед микропроцессорным модулем УКИ.

Для устранения начального небаланса трехфазного сумматора токов через изоляцию группы ТТ при пуске ИС в эксплуатацию симметрирующие резисторы R_6, R_7 в каждом плече сумматора целесообразно составить из одинаковых по номиналам, соответственно, переменного и постоянного резисторов, обозначаемых далее R_p . Если, например, ток \dot{I}_C через изоляцию ТТ фазы C превышает аналогичные токи \dot{I}_A, \dot{I}_B в ТТ фаз A и B , то максимально возможный небаланс токов будет устранен при полностью введенном переменном резисторе R_6 в фазе C и выведенных переменных резисторах в фазах A и B (рис. 2,а). При этом сумма токов $\dot{I}_A, \dot{I}_B, \dot{I}_C$ на входе ИС равна нулю. Для упрощения последующих выводов полагаем токи \dot{I}_A и \dot{I}_B равными по модулю. При дальнейшем ухудшении изоляции ТТ в

фазе C ток через неё возрастает на $\Delta \dot{I}_C$, что отражено на рис. 2,а. Этот случай является наихудшим для чувствительности.

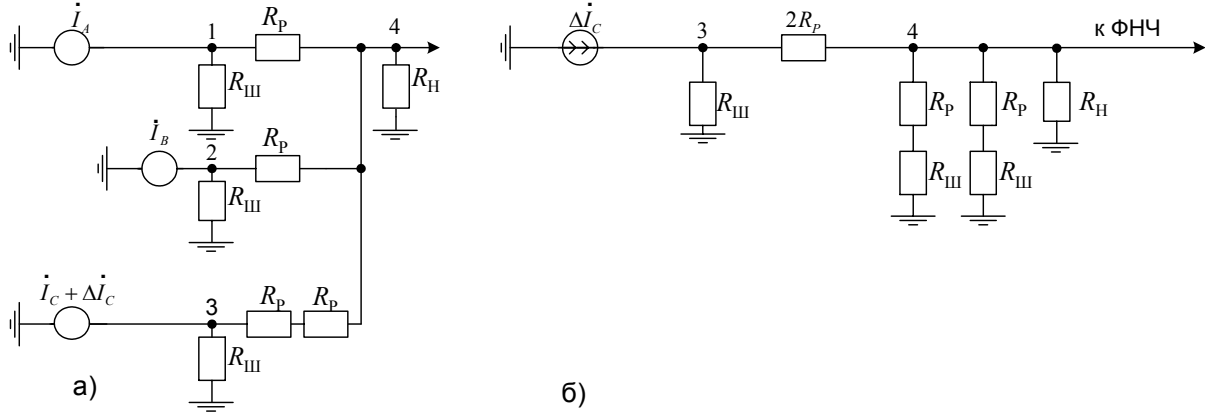


Рис.2. Схемы замещения ИС при развивающемся дефекте в фазе C :

а – исходная; б – преобразованная

Рассматриваемые схемы линейные, поэтому используя метод суперпозиции, несложно рассчитать напряжение небаланса \dot{U}_4 на выходе сумматора при ухудшении состояния изоляции ТТ в фазе C с помощью схемы замещения (рис. 2,б).

$$U_4 = \Delta I_C \frac{R_{\text{Ш}}}{R_{\text{Ш}} + 2R_P + R_{\text{Н1}}} = U_{\Phi} \omega \Delta C_1 \frac{R_{\text{Ш}}}{R_{\text{Ш}} + 2R_P + R_{\text{Н1}}} R_{\text{Н1}}, \quad (1)$$

где $R_{\text{Н1}} = \frac{0,5(R_P + R_{\text{Ш}})R_{\text{Н}}}{0,5(R_P + R_{\text{Ш}}) + R_{\text{Н}}}$ – результирующее сопротивление нагрузки по входу, к которому подсоединен ТТ с ухудшенной изоляцией;

$\Delta I_C = U_{\Phi} \omega \Delta C_1$ – приращение тока утечки через изоляцию ТТ одной из фаз при возрастании емкости C_1 на величину ΔC_1 ;

Из формулы (1) определяется чувствительность S ИС по изменению ΔC_1 емкости главной изоляции ТТ:

$$S = \frac{\partial U_4}{\partial (\Delta C_1)} = U_{\Phi} \omega R_{\text{Э}}, \quad (2)$$

где $R_{\text{Э}}$ – инвариантная к напряжению и частоте составляющая чувствительности, которую назовем эквивалентным сопротивлением по чувствительности:

$$R_{\text{Э}} = \frac{R_{\text{Ш}} R_{\text{Н1}}}{R_{\text{Ш}} + 2R_P + R_{\text{Н1}}}. \quad (3)$$

В конкретных условиях (заданных U_{Φ}, ω, C_1) максимальное значение $R_{\text{Э}}$ обеспечит максимум чувствительности ИС при изменении ΔC_1 .

Схема на рис. 2,а, обеспечивая устранение начального небаланса токов сумматора ИС, соответствует наибольшей кратности отношения максимального $K_{\text{МАКС}}$ (по фазам A и B) и минимального $K_{\text{МИН}}$ (по фазе C) ко-

эффициентов передачи входного тока сумматора I_{C1} к его выходному напряжению U_4 при любых сопротивлениях резисторов R_P , R_{III} , R_H . Отношение $K_{\text{МАКС}}/K_{\text{МИН}}$ должно быть равно отношению тока через ухудшенную изоляцию ТТ к току через изоляцию ТТ, отвечающую нормам [3]. Легко показать, что указанное отношение равно:

$$\frac{K_{\text{МАКС}}}{K_{\text{МИН}}} = \frac{R_{H2}(R_{III} + 2R_P + R_{H1})}{(R_{III} + R_P + R_{H2})R_{H1}}, \quad (4)$$

где $R_{H2} = \frac{R_H R_{H3}}{R_H + R_{H3}}$ – результирующее сопротивление нагрузки по входам,

к которым подсоединены ТТ с изоляцией, соответствующей нормам.

$$\text{Здесь } R_{H3} = \frac{(R_{III} + R_P)(R_{III} + 2R_P)}{2R_{III} + 3R_P}.$$

Ложный сигнал небаланса на выходе сумматора может появиться при обрыве любого из элементов ИС, например, одного из двух параллельно включенных шунтирующих резисторов по входу сумматора от ТТ фазы С (рис. 3). Такой небаланс может быть оценен методом суперпозиции с использованием двух схем, одна из которых содержит один источник тока $U_{\Phi C} \omega C_1$, включенный по входу с оборвавшимся резистором $2R_{III}$, а другая – два источника тока $U_{\Phi A} \omega C_1$ и $U_{\Phi B} \omega C_1$ по входам с исправными шунтирующими резисторами. Несложно показать, что сигнал ложного небаланса $U_{4Л}$ на выходе сумматора может быть определен по формуле

$$U_{4Л} = U_{\Phi C} \omega C_1 \left[3R_{H1} / (3 + R_P + R_{H1}) - 1,5R_{H5} / (1,5 + R_P + R_{H5}) \right], \quad (5)$$

где R_{H5} – результирующее сопротивление нагрузки по входам, где нет отказов.

$$R_{H5} = \left[R_H (R_P + 1,5)(R_P + 3) / (2R_P + 4,5) \right] / \left[R_H + (R_P + 1,5)(R_P + 3) / (2R_P + 4,5) \right].$$

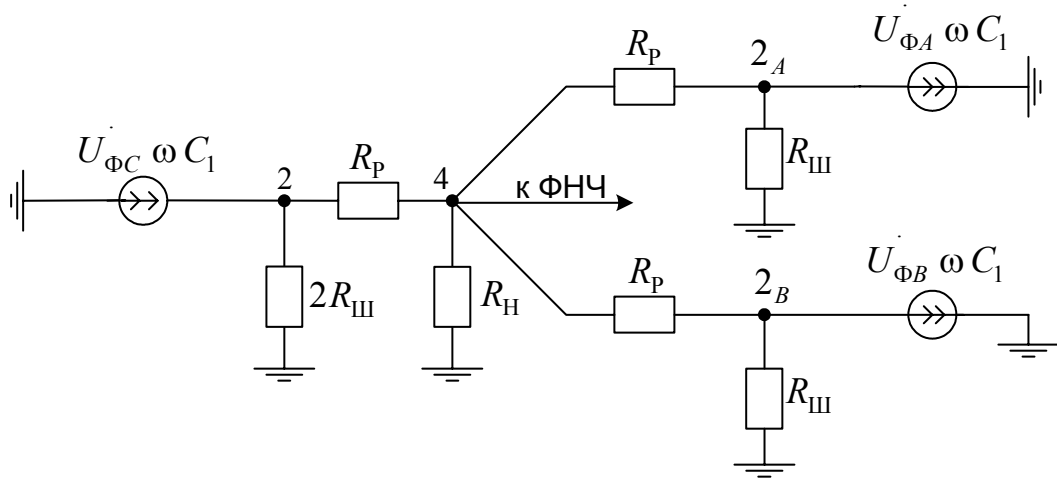


Рис.3. Схема замещения ИС при обрыве шунтирующего резистора по входу от ТТ в фазе С присоединения

Как показали проведенные нами исследования работы ИС НКМ [4], ложный сигнал на выходе сумматора при обрыве одного из шунтирующих резисторов оказывается меньше сигналов, возникающих при обрыве других элементов ИС, в том числе и при обрыве коаксиального кабеля связи. Поэтому при обеспечении заданной кратности отношения ложного небаланса при обрыве шунтирующего резистора к рабочему сигналу на выходе сумматора, соответствующему изменению $\Delta C_1 = 0,01C_1$, будет обеспечена необходимая кратность отношения ложных сигналов к рабочим при всех других отказах ИС типа «обрыв».

Максимум R_3 по выражению (3) должен быть достигнут при ограничениях в виде равенства отношения $K_{\text{МАКС}}/K_{\text{МИН}}$ одному из дискретно задаваемых значений: 1,05; 1,15; 1,3; 1,5. Второе ограничение задавалось в виде неравенства

$$U_{4Л}/U_4 \geq 15, \quad (6)$$

в котором ложный небаланс $U_{4Л}$ определялся по выражению (5), а информационный сигнал U_4 при $\Delta C_1 = 1\% C_1$ – по выражению (1). Варьируемыми переменными в выражениях функции цели (3) и ограничениях (4),(6) являлись сопротивления R_H и R_P (рис. 2,а).

Нижняя граница диапазона варьирования R_H принималась равной 0,5 кОм, а верхняя граница перемещалась дискретно и принимала значения 2, 22, 100 или 220 кОм. Нижняя граница диапазона варьирования R_P для всех вариантов поиска экстремума функции цели принималась равной 0,05 кОм, а верхняя граница – равной половине $R_{H, \text{МАКС}}$. В численном эксперименте $R_{\text{Ш}}$ принимало значения 1,5 кОм или 1 кОм [2].

Так как критерий оптимизации параметров ИС – эквивалентное сопротивление по чувствительности (3) и ограничения (4),(6) являются нелинейными функциями параметров $R_{\text{Ш}}$, R_P , R_H , то для нахождения условного экстремума функции (3) в заданной области варьирования параметров использовались два метода нелинейного программирования: объединенный градиентный и Квази - Ньютона, которые входят в математическое и программное обеспечение пакета MathCAD 2002. Как первый, так и второй методы приводят к идентичным результатам. Численный эксперимент показал также, что положение точки экстремума в гиперплоскости ($R_{\text{Ш}}$, R_P , R_H) устойчиво и не зависит от выбора параметров начальной точки.

В качестве начального приближения варьируемых параметров принимались различные сочетания значений R_H и R_P . Если начальные приближения варьируемых параметров составляют $R_H = 7,5$ кОм и $R_P = 5,85$ кОм [4], то при $R_{\text{Ш}} = 1,5$ кОм значение R_3 равно 236 Ом. В точках экстремума значения R_3 возрастали в 1,57-1,82 раза. Результаты оптимизационного расчёта параметров ИС представлены на рис. 4, 5.

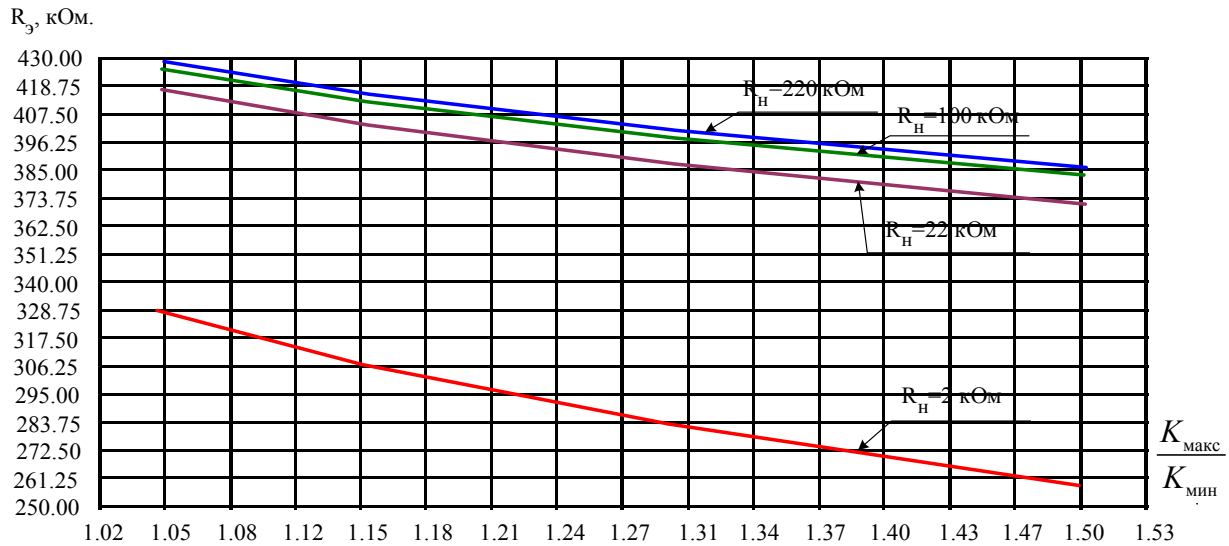


Рис.4. Зависимость максимального эквивалентного сопротивления по чувствительности R_3 от отношения K_{\max}/K_{\min} при разных сопротивлениях нагрузки сумматора

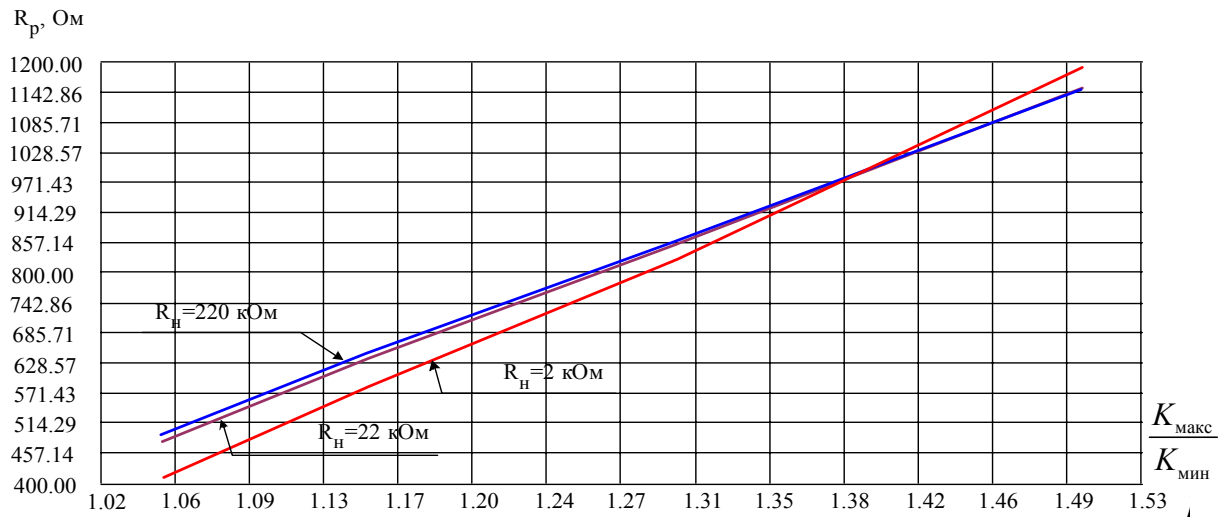


Рис.5. Зависимость оптимальных значений сопротивления симметрирующих резисторов R_p от отношения K_{\max}/K_{\min} при разных сопротивлениях нагрузки сумматора

Для использования полученных результатов при синтезе ИС для различных объектов контроля (ОК), эксплуатируемых при разных номинальных значениях напряжения и частоты, с разными уровнями начальной асимметрии токов через изоляцию ОК, на рис. 4 приведено семейство кривых зависимостей максимальных значений $R_3 = f_1(K_{\max}/K_{\min})$ при разных значениях эквивалентного сопротивления нагрузки R_H сумматора ИС.

На базе приведенных зависимостей по известным значениям U_{ϕ}, ω, C_1 , входного сопротивления ФНЧ ИС, заданной начальной асиммет-

рии токов через изоляцию ТТ выходной сигнал, соответствующий максимальной чувствительности НКМ, для конкретного ОК может быть оценен с помощью выражения (1).

На рис. 5 показано семейство зависимостей сопротивления R_p в функции отношения $K_{\text{МАКС}}/K_{\text{МИН}}$ при разных значениях эквивалентного сопротивления нагрузки R_H сумматора.

Сопротивление R_H в процессе численного эксперимента всегда принимало значение верхней границы заданного диапазона варьирования. Казалось бы суммирующий резистор R_8 не рекомендуется устанавливать в схему на рис. 1, однако, из соображений помехоустойчивости и согласования сопротивлений предшествующего и последующего каскадов сопротивление резистора R_8 следует принять примерно равным входному сопротивлению ФНЧ, подключаемого к выходу сумматора ИС. Значения сопротивления R_p в точках экстремума R_3 не принимают значения нижней границы 0,05 кОм диапазона варьирования R_p , что имеет место при отсутствии ограничений (4) и (6).

В настоящее время в эксплуатации находятся УКИ на базе НКМ, у которых $R_{\text{Ш}}$ имеют сопротивления как 1 кОм, так и 1,5 кОм. Поэтому, чтобы окончательно сделать выбор в пользу одного из $R_{\text{Ш}}$ необходимо сравнить не произвольные, а оптимальные в смысле $R_3 = R_{3,\text{МАКС}}$ варианты резисторных сумматоров, входы которых подключены к «шунтам» с сопротивлениями 1 кОм или 1,5 кОм. На практике в группу объединяются такие ТТ, у которых токи через изоляцию отличаются не более, чем на 15 %. Поэтому численный эксперимент проведен для $R_{\text{Ш}} = 1$ кОм, $K_{\text{МАКС}}/K_{\text{МИН}} = 1,15$ при диапазонах варьирования $1 \text{ кОм} \leq R_H \leq 100 \text{ кОм}$, $0,05 \text{ кОм} \leq R_p \leq 50 \text{ кОм}$ и снятом ограничении (6). В этих условиях максимум $R_3 = 302 \text{ Ом}$ получен при $R_p = 175 \text{ Ом}$, $R_H = 100 \text{ кОм}$ и отношении $U_{4\text{Л}}/U_4 = 10,4$. Для оптимального варианта ИС с $R_{\text{Ш}} = 1,5 \text{ кОм}$ получены следующие значения параметров: $R_3 = 413 \text{ Ом}$, $R_p = 646 \text{ Ом}$, $R_H = 100 \text{ кОм}$, $U_{4\text{Л}}/U_4 = 24,6$. Таким образом, максимальная чувствительность ИС при $R_{\text{Ш}} = 1 \text{ кОм}$ в 1,37 раза меньше по сравнению с аналогичной схемой с $R_{\text{Ш}} = 1,5 \text{ кОм}$ (рис. 4). Кроме того, схема с $R_{\text{Ш}} = 1,5 \text{ кОм}$ обладает существенно более высокой кратностью отношений ложных сигналов к нормальным эксплуатационным сигналам при отказах элементов ИС типа «обрыв» и «короткое замыкание» как на выходе сумматора ИС, так и в точках присоединения шунтов [4]. Из этого примера следует, что свойство лучшей идентификации аварийных режимов присуще и оптимальным вариантам реализации ИС с $R_{\text{Ш}} = 1,5 \text{ кОм}$. Что касается напряжения $U_{4\text{А}}$ на шунтах (рис. 1), то при замене $R_{\text{Ш}} = 1 \text{ кОм}$ на $R_{\text{Ш}} = 1,5 \text{ кОм}$ оно возрастает примерно с 24,2 до 50 В, что не представляет опасности для обслуживающего персонала. При максимальной чув-

ствительности ИС с $R_{ш} = 1,5$ кОм обрыв одного из резисторов шунта не вызывает подъёма напряжения U_{4A} на оставшемся в работе резисторе шунта свыше 100 В [4].

Таким образом, для контроля изоляции ТТ присоединений с уровнем напряжений 220 и 330 кВ можно рекомендовать следующие параметры ИС по методу НКМ (рис. 1): шунтирующие резисторы R_2, R_5 типа ТВО-20-3 кОм $\pm 5\%$, переменный симметрирующий резистор R_6 типа ППЗ-41-680 Ом $\pm 5\%$, постоянный резистор R_7 типа МЛТ-2 680 Ом $\pm 5\%$, уммирующий резистор типа R_8 типа МЛТ-2-100 кОм $\pm 5\%$. При таких параметрах для присоединения с ТТ типа ТФУМ-330 чувствительность ИС составит $0,18\text{В}/\%C_1$.

Полученные результаты для групп ТТ присоединений справедливы и для ВСТ, так как конструкции маслонаполненных вводов силовых трансформаторов и автотрансформаторов, схемы измерений по методу НКМ и расчетные схемы замещения для них во многом аналогичны.

Результаты оптимизационного расчета параметров ИС на базе параллельного резисторного сумматора (ПРС) могут быть также распространены и на ИС с дифференциальным резисторным сумматором [5]. Схема дифференциального сумматора (ДС) отличается от схемы параллельного сумматора на рис. 1 тем, что между оплетками соединительных кабелей (точка соединения резисторов R_4 и R_5) и общей точкой 6 измерительной схемы включаются добавочные высокоточные резисторы. Проведенные исследования показали, что целесообразные значения сопротивлений этих резисторов лежат в диапазоне 100-240 Ом. Можно показать, что схемы замещения ПРС и ДС отличаются тем, что для ДС в ветви между узлами 5, 6 последовательно с суммирующим резистором R_8 включается резистор с сопротивлением, равным одной трети сопротивления добавочного резистора. В приведенных выше рекомендациях сопротивление суммирующего резистора составляет порядка 100 кОм. Поэтому учет одной трети сопротивления добавочного резистора в ДС практически не отразится на результатах оптимизационного расчета параметров ИС. В качестве трёх точных добавочных резисторов рекомендуется использовать постоянные резисторы типа С2-29В-2 $\pm 0,1\%$.

Литература

1. Сви П.М. Методы и средства диагностики. – М.: Энергоатомиздат, 1992. – 242 с.
2. Методические указания по контролю изоляции электрооборудования под рабочим напряжением. – М.: Департамент науки и техники РАО ЕЭС России, 1996. – 18 с.
3. Объём и нормы испытаний электрооборудования / Под общ.ред. Б.А. Алексеева, Ф.Л. Когана и др. – 6-е изд. М.: Изд-во НИЦ ЭНАС, 2001. – 256 с.
4. Галикян Г.С., Кужеков С.Л., Мусаев М.М. Моделирование и анализ эксплуатационных режимов измерительной схемы устройства контроля изоляции высоковольтных трансформаторов тока // Теория и принципы построения информационно-измерительных систем управления: Сб. тр. 49-й науч.-техн. конф., г. Новочеркасск, 25 апр. 2000 / Юж.-Рос. гос. техн. ун-т. – Новочеркасск: Набла, 2000. – С. 34-39.

5. Галикян Г.С., Кужеков С.Л., Долгих В.В., Мусаев М.М. Повышение достоверности контроля изоляции высоковольтных трансформаторов тока под рабочим напряжением // Теория, методы и средства измерения, контроля и диагностики: Материалы Междунар. науч.-практ. конф.: В 10 ч. / Юж.-Рос. гос. техн. ун-т. – Новочеркасск: Набла, 2000. – Ч. 10. – С. 40-44.

346428, г. Новочеркасск, ул. Просвещения, 132, т. 55-650,
e-mail: eps@eps.srstu.novoch.ru, kujekou@eps.srstu.novoch.ru.

СОДЕРЖАНИЕ

Предисловие	3
Баклан А.В., Богоявленская Е.А., Зимин С.П., Наумов В.В. Программа для анализа рентгеновских дифрактограмм кристаллов	4
Черненко О.М., Черненко А.Е., Кудрявцева И.Д. Электроосаждение сплава железо–молибден из электролита-коллоида	7
Черненко О.М., Ярославова А.И., Кудрявцева И.Д. Электроосаждение сплава никель-хром из низкоконцентрированного электролита-коллоида	9
Ляпустин М.А. Биотехнология в оценке участка Донбасса	11
Демьян Е.М., Демьян В.В. Весовой метод и метод гальванопар для определения коррозионной стойкости лития в контакте с металлами	13
Демьян В.В., Кудрявцев Ю.Д., Демьян Е.М. Вольтамперометрический метод контроля роста пленок хлорида серебра при поляризации серебряного электрода в растворах хлорида лития	14
Хентов В.Я., Власов Ю.В., Гасанов В.М., Ильенко Н.В. Контроль состояния поверхности твердого тела по результатам измерения краевого угла	16
Никитенко Н.Ф., Чебанов И.Р. Методы коммутационного преобразования информации в оптико-электронных двухлучевых рефрактометрах	18
Рувинский О.Е., Шарудина С.Я., Баранова Е.И. Оптимизация редокс-потенциометрического измерения перекисного числа растительных масел на основе факторного эксперимента	19
Короленко П.В. Проблема использования эквивалентов в титриметрическом методе анализа	21
Ломазов В.А., Полунин А.И. Экспериментальное определение изгибных жесткостей неоднородных в плане пластин	23
Углова Н.В. Термоэлектрический метод контроля толщины покрытий и его особенности	26
Пжилуский А.А. Информационно-измерительная система для испытания постоянных магнитов	28
Попов М.В. Измерения радиотрактов цифровых радиорелейных линий	32
Петров В.Л. Синтез преобразованных ортонормированных функций Чебышёва-Лагерра для решения задач диагностики	34
Таюрская Г.В., Ситников Ю.К., Сёмин А.В. Оценка достоверности кольцевого тестирования для комбинационных схем	37
Скориков А.В., Гайдамакин В.А. Особенности электрической характеристики установки жидкостного диффузионного легирования	41
Фигурнов Е.П., Жарков Ю.И., Стороженко Д.Е., Петров И.П. Новые методы определения мест повреждения в тяговых сетях переменного тока	42
Жарков Ю.И., Семенов Ю.Г., Фигурнов Е.П., Колосов Д.В. Автоматизированная диагностика нарушений токосъема в электротяговых сетях	45
Галикян Г.С., Кужеков С.Л., Чумак Н.Р. Оптимизация параметров измерительной схемы контроля изоляции высоковольтных трансформаторов тока и вводов силовых трансформаторов под рабочим напряжением неравновесно-компенсационным методом	51

Научное издание

**Теория, методы и средства измерений,
контроля и диагностики**

Материалы IV Международной научно-практической конференции
Часть 2

Редактор: Е.В. Кулыгина
Компьютерная верстка: М.К. Аверьянова

Подписано в печать 10.11.03 г.
Формат 60х84 1/16. Бумага офсетная. Печать оперативная.
Печ. л. 3,75. Уч.-изд. л. 4,70. Тираж 100 экз. Заказ 47-1444.

Центр оперативной полиграфии
Южно-Российского государственного технического университета (НПИ)
346428, г. Новочеркасск, ул. Просвещения, 132, тел. 55-222

МИНИСТЕРСТВО ОБРАЗОВАНИЯ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

ЮЖНО-РОССИЙСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ ТЕХНИЧЕСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ
(НОВОЧЕРКАССКИЙ ПОЛИТЕХНИЧЕСКИЙ ИНСТИТУТ)

**ТЕОРИЯ, МЕТОДЫ И СРЕДСТВА
ИЗМЕРЕНИЙ, КОНТРОЛЯ
И ДИАГНОСТИКИ**

*Материалы
IV Международной научно-практической
конференции*

Часть 3

*26 сентября
г. Новочеркасск*

Новочеркасск 2003

УДК 681.518.54
ББК 30.82
Т 33

Организаторы конференции:

Министерство образования РФ;
Северо-Кавказский научный центр высшей школы;
Южно-Российский государственный технический университет
(Новочеркасский политехнический институт);
Технический университет Ильменау (ФРГ);
Редакция журнала «Известия вузов. Электромеханика»;
Редакция журнала «Известия вузов. Северо-Кавказский регион.
Технические науки»;
Ростовский государственный медицинский университет

Оргкомитет конференции:

Н.И. Горбатенко (РФ), профессор – председатель;
Ю.А. Бахвалов (РФ), профессор;
Г. Вурмус (ФРГ), профессор;
Г. Йегер (ФРГ), профессор;
Е. Калленбах (ФРГ), профессор;
М.В. Ланкин (РФ), доцент – зам. председателя;
Н.Ф. Никитенко, профессор (РФ);
А.В. Павленко, профессор (РФ);
В.Н. Чернов, профессор (РФ)

Редакционная коллегия:

Н.И. Горбатенко, д-р техн. наук, профессор – ответственный редактор;
М.В. Ланкин, канд. техн. наук, доцент – зам. отв. редактора

Т 33 Теория, методы и средства измерений, контроля и диагностики:
Материалы IV Междунар. науч.-практ. конф., г. Новочеркасск, 26 сен-
тября 2003 г.: В 3 ч. / Юж.-Рос. гос. техн. ун-т (НПИ). – Новочеркасск:
ЮРГТУ, 2003. – Ч. 3. – 59 с.

ISBN 5-88998-381-4

Материалы конференции вошли в сборник из трех частей. В третью часть вошли доклады, освещающие вопросы теории, методов и средств измерений и диагностики в медицине и биологии; метрологического обеспечения измерений, контроля и диагностики; методов оценки состояния и перспектив развития предприятий, отраслей, комплексов; экономической диагностики производственных и социальных систем.

УДК 681.518.54

ISBN 5-88998-381-4

© Южно-Российский государственный
технический университет (НПИ), 2003
© Авторы, 2003

ПРЕДИСЛОВИЕ

Южно-Российский государственный технический университет (Новочеркасский политехнический институт) – крупнейший вуз на юге России, имеющий вековой опыт исследований в различных отраслях науки и техники и обширные международные научно-технические контакты, – выступил инициатором проведения ряда международных дистанционных научно-практических конференций. Такая форма проведения конференций стала возможной в результате широкого развития телекоммуникационных технологий, в том числе Internet.

В сентябре 2003 года на базе ЮРГТУ (НПИ) проходила IV Международная научно-практическая конференция «Теория, методы и средства измерений, контроля и диагностики». В работе конференции приняли участие представители вузов Москвы, Санкт-Петербурга, Риги (Латвия), Екатеринбурга, Орла, Новороссийска, Новосибирска, Ульяновска, Краснодара, Белгорода, Братска, Тольятти, Перми, Ижевска, Казани, Ярославля, Йошкар-Олы, Ростова, Волгограда, Новочеркаска и Шахт.

На конференцию представлен 51 доклад, которые вошли в сборник, состоящий из трех частей. Каждая часть содержит материалы по нескольким научным направлениям.

Первая часть включает доклады, посвященные ультразвуковым методам и средствам измерений и контроля; оптическим и оптоэлектрическим методам и средствам измерений и контроля физических величин и параметров материалов; цифровым методам и средствам измерений и обработки измерительной информации; интеллектуальным средствам измерения.

Во вторую часть вошли статьи о теории, методах и средствах измерений и контроля концентраций, химического и структурного состава веществ и материалов; теории, методах и средствах измерений и контроля сил, вибрации и геометрических размеров; теории, методах и средствах измерений и контроля параметров магнитных, полупроводниковых и диэлектрических материалов; теории, методах и средствах радиоизмерений; теории, методах и средствах диагностики сложных технических систем.

В третью часть вошли доклады, освещающие вопросы теории, методов и средств измерений и диагностики в медицине и биологии; метрологического обеспечения измерений, контроля и диагностики; методов оценки состояния и перспектив развития предприятий, отраслей, комплексов; экономической диагностики производственных и социальных систем.

Организаторы выражают уверенность, что конференция послужит обобщению и распространению научных результатов, оказанию методической помощи молодым ученым и аспирантам, а также стимулированию контактов между учеными России и зарубежья, и с благодарностью примут замечания и пожелания.

Оргкомитет

УДК 570

УСТАНОВЛЕНИЕ ХАРАКТЕРА ЗАВИСИМОСТИ МЕЖДУ ДВУМЯ ПАРАМЕТРАМИ НА ПРИМЕРЕ ДАННЫХ ПО ОСОБЕННОСТЯМ ИНДИВИДУАЛЬНЫХ РЕАКЦИЙ ЖИВЫХ ОРГАНИЗМОВ НА ПРИСУТСТВИЕ БЕНЗО(А)ПИРЕНА

В.С. Сибирцев

Всероссийский научно-исследовательский институт метрологии им. Д.И. Менделеева,

М.Л. Тындык

Научно-исследовательский институт онкологии им. проф. Н.Н. Петрова

Описана общая методика, позволяющая с высокой степенью достоверности установить возможность существования и вид зависимости между двумя исследуемыми параметрами. Показано, как данная методика смогла быть использована для интерпретации экспериментальных данных по особенностям индивидуальных реакций крыс, как модельных объектов, в зависимости от дозы и характера введения им широкораспространенного канцерогена – бензо(а)пирена.

Для того чтобы разработать какой-либо метод диагностики, установить механизм протекания тех или иных процессов и т.п., необходимо прежде всего установить если не точный вид, то хотя бы примерный характер зависимостей между определёнными параметрами. Без математической статистики тут не обойтись, особенно в таких отраслях, как биология и медицина, имеющими дело с объектами, весьма неоднородными по своему своему определению.

Однако, как правило, что медики, что биологи как раз с математикой (и вообще, с точными науками) не в ладах. Вследствие чего, результаты своих измерений они нередко обрабатывают не вполне адекватно, а то и вообще, и не где-нибудь, а во вполне серьёзных статьях пишут что-нибудь вроде: «... данные были обчислены по программе такой-то», – даже не задумываясь: что там внутри программы, какой метод она использует, для каких объектов и случаев предназначена, а для каких – нет и т.д. Поэтому нам и захотелось провести здесь, на примере одного, достаточно интересного и самого по себе исследования, краткий «кликбез» на предмет установления характера зависимости между двумя, даже в общем-то неважно какими параметрами.

Первой важной проблемой при этом является отсечение из рассмотрения аномальных значений, возникновению которых может способствовать не только наличие каких-либо погрешностей определения вышеупомянутых параметров, но и неоднородность (особенно, в случае живых организмов) самих объектов исследования. Многие исследователи полагают, что чем большее количество данных они используют в расчетах, тем точнее получится конечный результат, однако, это далеко не всегда так. Если мы хотим исследовать именно характер зависимости фактора Y от X , то влияние на Y иных, кроме X , факторов должно быть в наибольшей возможной степени исключено. Как это можно сделать?

Для каждой точки (Y_j, X_j) из первоначально рассматриваемой двумерной выборки определяются ещё h ближайших к ней по значениям X_i точки, после чего, если для полученных $h+1$ значений выполняется критерий

$$|M_j - Y_j| > t(0,01, h-1) \times \left[\sum (M_j - Y_{3,i})^2 / (h^2 - h) \right]^{1/2} \quad (1)$$

из работы [6], где $M_j = 1/(h+1) \times \sum Y_{3,i}$, $i = 1 - h + 1$, $i \neq j$, – то проверяемая точка (Y_j, X_j) считается аномальной и при дальнейших расчетах отбрасывается.

После проведения процедуры отсеечения аномальных значений желательным следующим этапом установить в самом общем виде являются ли исследуемые параметры Y и X хоть в какой-то мере взаимозависимыми. Для этого может быть использована процедура порядковой корреляции по Спирмену [7], которая состоит в следующем: пусть известно, что в исследуемой выборке величина X_j занимает B_i , а величина $Y_j - D_j$ место, тогда если:

$$[n-1]^{1/2} \times \left[1 - 6 / (n^3 - n) \right] \times \sum (B_i - D_i)^2 > u_\alpha, \quad (2)$$

где u_α – табличное значение функции Лапласа ($u_{0,1} = 0,2533$, $u_{0,05} = 0,125$, $u_{0,01} = 0,025$, $u_{0,001} = 0,0025$), то гипотеза о независимости параметров Y и X отвергается с уровнем значимости « α ».

Если проверка по Спирмену дала положительные результаты, то можно перейти к установлению конкретного вида искомой зависимости. При этом начинать следует, конечно, с самого простого:

$$f_0(Y) = a_0 + a_1 f_1(X). \quad (3)$$

Заменой переменных $Z = f_0(Y)$, $Q = f_1(X)$ – данную зависимость всегда можно привести к виду:

$$Z = a_0 + a_1 Q, \quad (4)$$

коэффициент корреляции для которой может быть вычислен по стандартной формуле

$$r = \frac{\sum (q_i z_i) - (\sum q_i \sum z_i)^2 / n}{\left[\sum q_i^2 - (\sum q_i)^2 / n \right]^{1/2} \times \left[\sum z_i^2 - (\sum z_i)^2 / n \right]^{1/2}}, \quad (5)$$

а коэффициенты регрессии по формулам:

$$a_1 = \frac{\sum q_i \sum z_i - n \sum (q_i z_i)}{(\sum u_i)^2 - n \sum u_i^2} \quad \text{и} \quad a_0 = 1/n \times (\sum z_i - a_1 \sum q_i) \quad (6)$$

соответственно [1].

При этом достоверность полученного коэффициента корреляции проверяется по критерию: $|r| > r_\alpha$, где r_α – критическое значение коэффициента корреляции определяется как:

$$r_\alpha = t_\alpha / \left[t_\alpha^2 + n - 2 \right]^{1/2}. \quad (7)$$

Здесь t_{α} – табличное значение критерия Стьюдента для уровня значимости « α » и числа степеней свободы « $n - 2$ ».

Чтобы расширить вышеуказанный подход на случай зависимости вида

$$f_0(Y) = a_0 + a_1 f_1(X) + \dots + a_k f_k(X), \quad (8)$$

описывающей протекание в организме нескольких взаимоувязанных процессов, необходимо произвести замену переменных:

$$Z = f_0(Y) \quad \text{и} \quad Q = f_1(X) + a_2/a_1 f_2(X) + \dots + a_k/a_1 f_k(X), \quad (9)$$

после чего значение множественного коэффициента корреляции можно рассчитать по формуле (5).

Для того же, чтобы найти по методу наименьших квадратов [3] значения собственно коэффициентов регрессии: a_0, \dots, a_k зависимости вида (8), необходимо решить относительно них систему линейных уравнений:

$$\begin{cases} n \cdot a_0 + a_1 \cdot \sum f_1(x_i) + \dots + a_k \cdot \sum f_k(x_i) = \sum y_i \\ a_0 \cdot \sum f_1(x_i) + a_1 \cdot \sum [f_1(x_i)]^2 + \dots + a_k \cdot \sum [f_k(x_i) \cdot f_1(x_i)] = \sum [y_i \cdot f_1(x_i)] \\ \dots\dots\dots \\ a_0 \cdot \sum f_k(x_i) + a_1 \cdot \sum [f_1(x_i) \cdot f_k(x_i)] + \dots + a_k \cdot \sum [f_k(x_i)]^2 = \sum [y_i \cdot f_k(x_i)] \end{cases}$$

При этом вид функций: $f_0(Y), f_1(X), \dots, f_k(X)$ и их количество выбираются исследователем самостоятельно, исходя из имеющихся теоретических предпосылок о характере описываемого процесса, требований максимизации получаемых в ходе расчета величин r/r_α и $K_{\text{ад}}$ (**коэффициента адекватности уравнения регрессии**), а также минимизации относительной ошибки аппроксимации (ε).

Здесь r_α для зависимостей вида (3) и (4) определяется по формуле (7), а для зависимости вида (8) по формуле

$$r_\alpha = \left\lceil 1 / \left(1 + (n - k + 1) / [F_\alpha k] \right) \right\rceil^{1/2}, \quad (11)$$

где F_α – табличное значение критерия Фишера для уровня значимости « α » и числа степеней свободы: « k » и « $n - k + 1$ », соответственно [4].

$K_{ал}$ и ε определяются по формулам:

$$K_{\text{ад}} = (n - k) \times \sum (Y_{\text{T},i})^2 / \left[k F \times \sum (Y_{\text{T},i} - Y_{\text{э},i})^2 \right] \quad (12)$$

$$\text{и } \varepsilon = 100/n \times \sum (Y_{T,i} - Y_{\text{э},i})/Y_{\text{э},i}, \quad (13)$$

где $Y_{т,i}$ и $Y_{э,i}$ – теоретические, вычисляемые по формуле (8), и экспериментальные значения параметра Y , соответственно [4].

Вышеизложенные методы математического анализа были использованы нами для обработки данных по особенностям индивидуальных реакций крыс, как модельных объектов, в зависимости от дозы и характера

(осторого или хронического) введения им широкораспространенного канцерогена – бензо(а)пирена (БП), для которых ранее использовавшиеся [7, 8] методики обычной парной линейной и экспоненциальной корреляции не позволили выявить каких-либо достоверных зависимостей.

Данные были получены на крысах-самцах линии ЛИО [9] со средней массой тела 150 г, разводки вивария НИИ онкологии им. проф. Н.Н. Петрова. Животные подвергались введению БП однократно (в дозах 100 и 200 мг/кг) или многократно (10 раз через каждые 10 дней по 10 мг/кг). БП вводился внутрибрюшинно в форме водно-липидной эмульсии.

Ранее [7, 8] было показано, что при вышеописанных условиях введения БП индивидуальная чувствительность к данному веществу – выражавшаяся продолжительностью периода от начала введения БП крысам до появления у них первых признаков новообразований – в наибольшей мере зависит от выхода (\pm) -транс-7,8-дигидрокси-7,8-дигидробенз(а)пирена (7,8-БП) у них в моче. Однако величины парных коэффициентов корреляции, вычислявшиеся между данными параметрами, были всё же недостоверны. В связи с этим, а также поскольку БП оказывает на организм животных не только канцерогенное, но и общетоксическое действие, в настоящей работе в качестве параметра, характеризующего индивидуальную чувствительность крыс к присутствию БП, нами была выбрана общая продолжительность жизни животных после начала введения им БП. Данный параметр сравнивался с суммарным выходом 7,8-БП в моче подопытных животных, собираемой в течение первых 5 суток после каждого введения им БП и анализируемой по методикам, описанным в работах [7, 8, 10]. При этом срок – 5 дней был выбран, поскольку, как было показано ранее [7, 8, 10], за это время выводится основное количество БП, после введения его в организм крыс. Крысы наблюдались до своей естественной гибели.

При обработке экспериментальных данных, полученных вышеуказанным способом, предварительно нами был рассмотрен характер изменения среднегрупповых параметров в зависимости от дозы и способа введения БП в организм животных. При этом достоверность различий проверялась, согласно [6], по критерию:

$$|X_1 - X_2| < t(2\alpha, n_1 + n_2 - 2) \times \left[(K_1 + K_2) \times (1/n_1 + 1/n_2) / n_1 + n_2 - 2 \right]^{1/2}, \quad (14)$$

где n_1 и n_2 – объемы двух сравниваемых групп; $K_1 = \sum (x_{1,i} - X_1)^2$, $K_2 = \sum (x_{2,i} - X_2)^2$; $t(2\alpha, n_1 + n_2 - 2)$ – табличное значение критерия Стьюдента для уровня значимости « $2\alpha = 0,1$ » и числа степеней свободы « $n_1 + n_2 - 2$ »; X_1 и X_2 – значения среднегрупповых параметров в сравниваемых группах; $x_{1,i}$ и $x_{2,i}$ – значения индивидуальных показателей в сравниваемых группах.

Полученные данные представлены на рис. 1. Однако основным интерес в нашем исследовании представляли всё же показатели, способные отразить индивидуальную чувствительность живых организмов к действию БП.

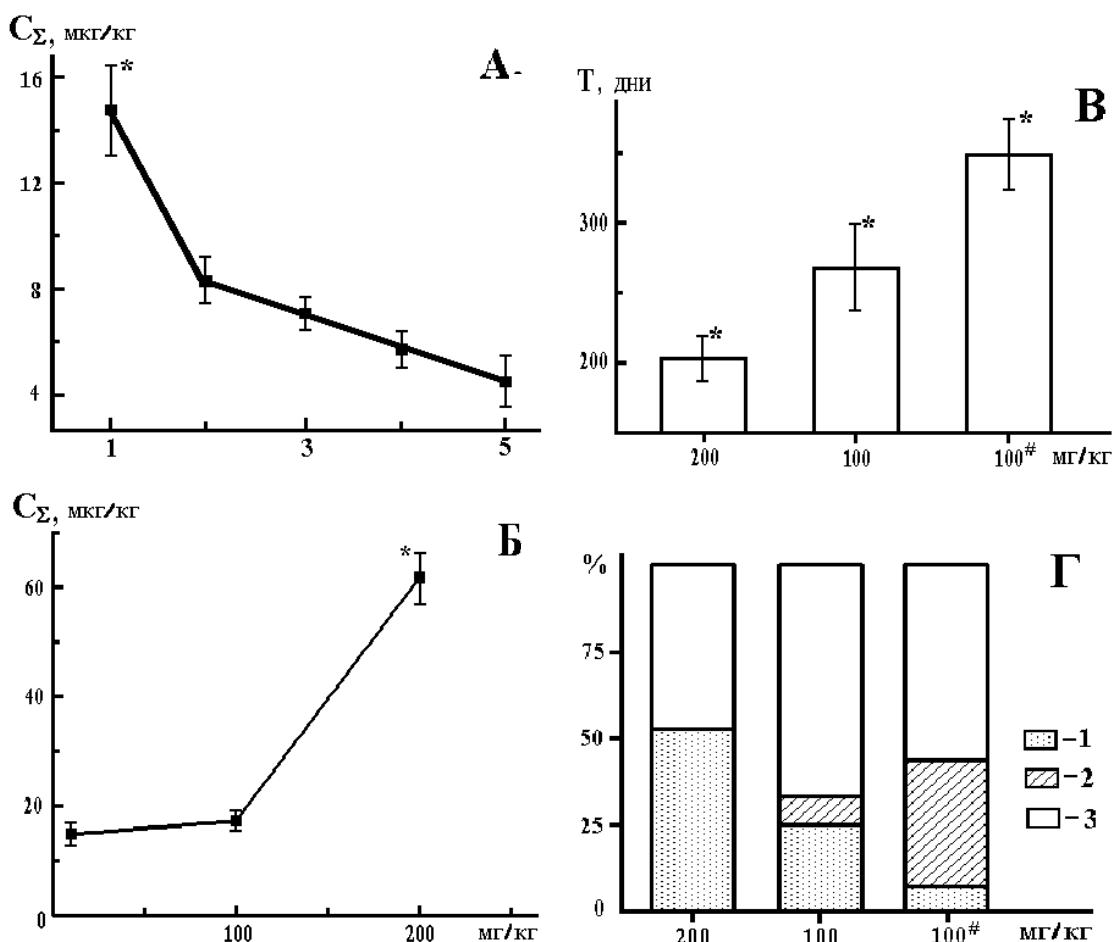


Рис.1. Изменение среднегрупповых параметров в зависимости от дозы вводимого БП и режима его введения: по оси абсцисс показаны: **А** – число инъекций, **Б, В, Г** – общая доза вводимого канцерогена; по оси ординат: **А, Б** – среднее по группе суммарное содержание (\pm)-транс-7,8-дигидрокси-7,8-дигидробенз(а)пирена (7,8-БП) в моче животных за первые 5 суток после введения им БП; **В** – средняя по группе продолжительность жизни крыс; **Г** – процент животных в группе, у которых после введения БП образовывались опухоли внутренних органов (1), подкожные опухоли (2), либо опухолей не обнаруживалось (3). Символом “#” отмечен режим многократного введения (по 10 мг/кг через 10 суток); символом “*” – значения параметра, достоверно ($p < 0,05$) отличающиеся от соседних с ними значений

Здесь после отсеечения аномальных точек по формуле (1) нами также был найден ряд достоверных зависимостей (рис. 2-4), исходя из которых, а также из данных, представленных на рис. 1, можно сделать следующие выводы:

1. БП оказывает на организм не только канцерогенное, но и общее токсическое воздействие, выразившееся в сокращении продолжительности жизни крыс, подвергшихся воздействию БП как при образовании, так и в отсутствии у них опухолей.

2. О дозе и характере (остром или хроническом) поступления БП в организм можно судить по таким параметрам, как средний по группе выход 7,8-БП в моче крыс, а также отношение количества животных, у которых после введения БП образовывались опухоли внутренних органов, к тем из числа животных в группе, у которых образовывались подкожные опухоли, либо опухолей не обнаруживалось.

3. Об индивидуальной чувствительности того или иного животного к присутствию БП (выражавшейся общей продолжительностью жизни крыс после начала введения им БП) можно судить по индивидуальному суммарному выходу 7,8-БП в моче за первые 5 суток после однократного (*острого*) поступления БП в организм (C); либо по отношению суммарных за 5 дней выходов 7,8-БП в моче через месяц и сразу после начала хронического поступления БП в организм (K) (при условии использования предложенного нами метода отсечения аномальных значений параметров, а также функциональных зависимостей вида:

$$\tau = a_1 C \quad \text{и} \quad \tau = a_1 e^K / (K + 1), \quad (15)$$

соответственно).

4. При этом очевидно, что если в случае однократного поступления БП дальнейшая продолжительность жизни животного (τ) зависит, в основном, от того, насколько эффективно канцероген выводится из его организма, то в случае хронического характера поступления БП после некоторого периода «привыкания» организма к присутствию в нем токсиканта «включаются» механизмы ферментативной дезактивации последнего, эффективность которых и оказывает основное влияние на дальнейшую величину τ .

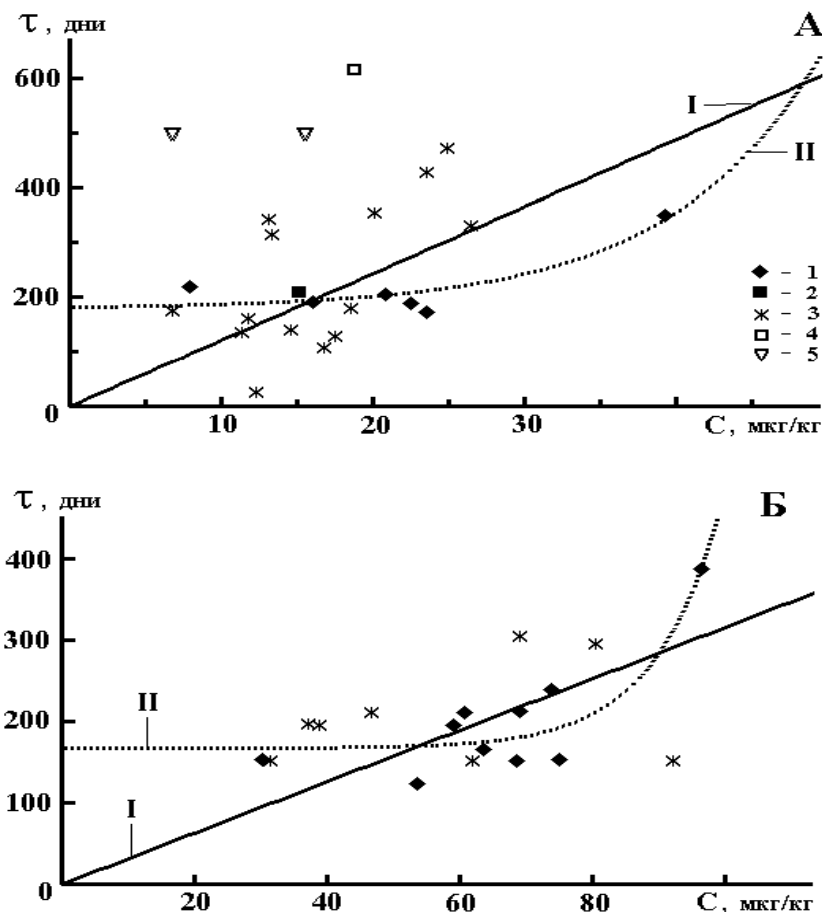


Рис.2. Зависимость индивидуальной продолжительности жизни (τ) крыс от выхода 7,8-БП у них в моче (C) за первые 5 суток после однократного введения БП в дозе 100 (А) и 200 (Б) мг/кг

Условные обозначения на графике: точками 1-3 обозначены экспериментальные данные для животных, у которых после введения БП:

1 – образовывались опухоли внутренних органов, 2 – образовывались подкожные опухоли, 3 – опухоли не образовывались; точками 4 и 5 обозначены данные, отсекаемые по формуле (1), для групп животных 2 и 3, соответственно. Линиями обозначены расчетные уравнения регрессии для: I – всей исследуемой группы животных (рис. А – $\tau = 12,2 \times C$, коэффициент корреляции $r = 0,510$, достоверность $p < 0,05$; рис. Б – $\tau = 3,15 \times C$, $r = 0,484$, $p < 0,05$); II – животных, у которых после введения БП образовывались опухоли внутренних органов (А – $\tau = 178 + 3,23 \times e^{C/10}$, $r = 0,917$, $p < 0,01$; Б – $\tau = 167 + 0,014 \times e^{C/10}$, $r = 0,893$, $p < 0,01$).

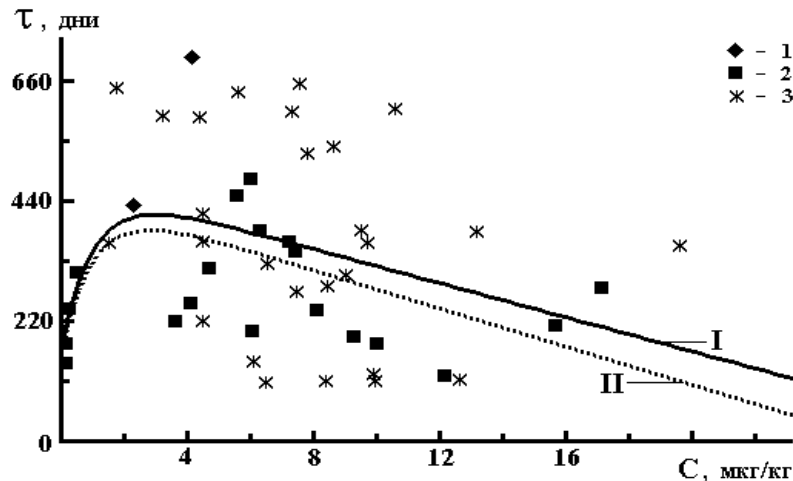


Рис.3. Зависимость индивидуальной продолжительности жизни (τ) крыс от выхода 7,8-БП у них в моче (C) за первые 5 суток после 3-й инъекции при многократном введении БП (в дозе 10 мг/кг – 10 раз через каждые 10 дней)

Условные обозначения на графике для точек – те же, что и на рис. 2. Линиями обозначены расчетные уравнения регрессии для: I – всей исследуемой группы животных ($\tau = 477 - 15,6 \times C - 309 \times e^{-C}$, $r = 0,372$, $p < 0,05$); II – животных, у которых после введения БП образовывались подкожные опухоли ($\tau = 454 - 17,5 \times C - 296 \times e^{-C}$, $r = 0,547$, $p < 0,05$).

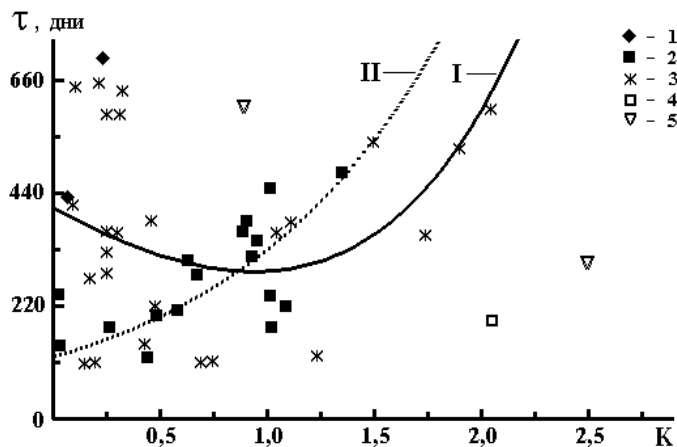


Рис.4. Зависимость индивидуальной продолжительности жизни (τ) крыс от отношения общего содержания 7,8-БП в их моче за первые 5 суток после 3-й и 1-й инъекций (K) при многократном введении БП в организм животных (в дозе 10 мг/кг – 10 раз через каждые 10 дней)

Условные обозначения на графике для точек – те же, что и на рис. 2. Линиями обозначены расчетные уравнения регрессии для: I – всей исследуемой группы животных ($\tau = 265 - 377 \times K + 147 \times e^K$, $r = 0,392$, $p < 0,05$); II – животных, у которых после введения БП образовывались подкожные опухоли ($\tau = 121 \times e^K$, $r = 0,663$, $p < 0,01$).

Вышеприведённые заключения, как мы считаем, могут быть также с достаточным успехом экстраполированы и на людей (с учётом, естественно, различий в скорости метаболизма человека и крысы и т.д.). Это же, в свою очередь, может послужить, в частности, основой для разработки методики, позволяющей выявлять лиц, наиболее подверженных отрицательному воздействию канцерогенных веществ, чтобы иметь возможность применять в дальнейшем по отношению к ним соответствующие меры. Большую информацию о наших работах в этом и иных направлениях (в частности, касающихся использования флуоресцентных красителей для количественного и качественного анализа нуклеиновых кислот, разработки методов экспресс-оценки общей микробиологической загрязнённости воды и т.д.) можно найти на сайте: <http://www.vs1969r.narod.ru/rabota.htm>.

Литература

1. Калиткин Н.Н. Численные методы. – М.: Наука, Физматгиз, 1978. – 512 с.
2. Likhachev A.J., Beniashvili D.Sh., Bykov V.J., Dikun P.P., Tyndyk M.L., Savochkina I.V., Yermilov V.B., Zabezhinski M.A. Biomarkers for individual susceptibility to carcinogenic agents: Excretion and carcinogenic risk of benzo[a]pyrene metabolites. // Environmental Health Perspectives. 1992. V. 98. – P. 211-214.
3. Дьяконов В.П. Справочник по алгоритмам и программам на языке бейсик для персональных ЭВМ. – М.: Наука, Гл. ред. физ.-мат. лит., 1987. – 240 с.
4. Кафаров В.В. Программирование и вычислительные методы в химии и химической технологии. – М.: Наука, 1972. – 488 с.
5. Математико-статистический анализ на программируемых микрокалькуляторах / А.Н. Дубров, А.С. Мхатарян, Л.И. Трошин, И.В. Масленченко. – М.: Финансы и статистика, 1991. – 168 с.
6. Тындык М.Л. Изучение возможности прогнозирования индивидуальной чувствительности к канцерогенному действию бенз(а)пирена по экскреции его метаболитов: Дис. ... канд.биол.наук. – СПб., 1996.
7. Anisimov V.N., Pliss G.B., Iogannsen M.G., Popovich I.G., Romanov K.P. Spontaneous tumors in outbred LIO rats // J.Exp.Clin. Cancer Res. 1989. V. 8. – P. 324-330.
8. Индивидуальные особенности экскреции метаболитов бенз(а)пирена у крыс // Вопр. Онкологии / И.В. Савочкина, П.П. Дикун, М.А. Забежинский, В.А. Ямшанов, А.Я. Лихачев. – 1990. – Т. 36. – № 10. – С. 1221-1226.

*В.С. Сибирцев: Россия, 195221, г. Санкт-Петербург, ул. Ключевая, д. 31, кв. 58,
e-mail: vs1969r@mail.ru.*

ФОРМИРОВАНИЕ «СОБСТВЕННЫХ КЛЮЧЕЙ» ЗАЩИТЫ ИНФОРМАЦИИ

П.Т. Тукабаев

Новороссийский филиал Современной гуманитарной академии

Рассмотрен принцип сохранения личной информации. Причем сохранность информации зависит от доступа к самому процессу существования системы, определяемому индивидуально принятым граничным условиям.

Информационное развитие общества ведет к обязательному индивидуальному и общественному владению информацией, разделенной для доступа по принципу современных универсальных ключей к помещениям гостиничного типа, когда вы владеете ключом от своих апартаментов, горничная – ключом от апартаментов всего этажа, а, главный администратор – универсальным ключом для доступа ко всем помещениям.

Сказанное не исключает наличия информационных «сейфов» для каждой из упомянутых категорий, но иллюстрирует тем самым строение информационного общества, где для выживания личности нельзя скрыть абсолютно все сведения о себе. Психологически это представляется мало комфортным, и защита личной информации постоянно рассматривается как один из важнейших ингредиентов общественной жизни.

Для поиска приемлемых решений более всего внимание обращается на эффективность кодирования предотвращения доступа математическими методами, но возможны и другие пути. В [1] была поставлена достаточно интересная задача создания систем хранения информации, общающихся с человеком, непрерывно идентифицируемым ими не по кодам, ключам, зрачкам и пальцам, а по менталитету и контексту восприятия известных только ему далеких событий. Передать такой контекст, воспоминания прошедших событий в полном объеме кому-либо невозможно даже теоретически.

Для этого сбор информации о ваших делах и поступках должен стать постоянным условием жизни [2], что в общем неплохо, если к этому материалу доступ будете иметь только вы. Для достаточных гарантий этого защита не может быть собрана в одном месте информационной системы, а распределена по всему массиву, должна стать неотъемлемой составляющей хранимых данных не на уровне кодов, но на уровне предистории данных.

Предложенный для этого в [1] математический аппарат требует дальнейшей проработки и накладывает некоторые дополнительные требования к обеспечению работы указанных систем, делает их не самыми дешевыми, но и возможности удовлетворения всех мыслимых требований к аналитическим способностям машины, в условиях безопасного хранения данных, получают весьма интересными.

Действительно, лучшая защита доступа к информации – идентификация собеседника системой такая же, как и в реальном общении – мы всегда начинаем разговор контекстно-зависимо от предыдущего знания собеседника и если по какой-то причине контекст собеседником не воспринимается, мы прекращаем разговор, по крайней мере, до тех пор, пока не разберемся в подлинности собеседника. Общеизвестно, что при этом образ и голос отходят на второй план. Фактически нас интересует «реакция собеседника через накопленный образ» – управление на основе информационной [3,4], а не сигнальной обратной связи.

Уже здесь становится ясно, что защита информации реализуется настройкой системы, которую правомерно назвать аналитической, на каждого конкретного ее оператора, на его понимание контекстов сообщений и предыстории *своего собственного* существования.

Так как обращение некоторого лица (субъекта) в разное время происходит к разным другим лицам (объектам), то ясно, что речь идет об особенностях организации субъектно-объектного взаимодействия, т.е. о ситуации, когда внутренняя структура каждого субъекта (объекта), какова бы она ни была в начальный момент, всегда отличается от структуры любого другого субъекта (объекта). Более того, в каждом отдельном общении вся структура недоступна, она проявляется для взаимодействия только в тех объемах и контекстах, которые сложились в предыдущих актах общения.

В результате получается некоторое построение, обладающее индивидуальностью, не теряемой ни в каком случае. Оно в точности (на уровне возможностей представления естественного языка в обрабатывающей информацию машине) повторяет организационное построение речевого взаимодействия человека.

В принципе, проблема доверия источника и приемника информации друг другу существует всегда. Изначально она трактовалась как проблема помехоустойчивости или помехозащищенности. Здесь этот этап дополнен, с одной стороны, необходимостью контекстного анализа сообщений – «в каком смысле сказано», какая программа интерпретации подразумевалась отправителем для конкретной знаковой посылки. С другой стороны, необходима проверка сообщения на факт добросовестного заблуждения отправителя или даже преднамеренного введения приемника в заблуждение.

Такого рода проблемы не являются надуманными дополнениями или проблемами только защиты, это нормальные проблемы общения высокоразвитых систем как технического, так и биологического уровня, повседневно и многократно решаемые человеком. Аналитическая система сколько-нибудь высокого уровня начинается именно с такого понимания проблем двухстороннего субъектно-объектного общения.

В открытой системе с внешним потребителем сообщений (человеком, например) критерием правильности логических выводов и необходимости их текущих изменений является, естественно, согласие или несогласие потребителя информации с утверждениями, полученными в системе путем логического вывода.

В полностью автоматической системе такого рода критерием может являться только базовый набор правил проблемной области, нарушение которых по какой-либо причине недопустимо, а все остальные выводы эквивалентны формированию «собственной точки зрения» интеллектуальной системы.

Следовательно, семантический поиск может быть обеспечен только при индивидуальной настройке системы на текущую логику пользователя в непрерывном контакте с ним. Кроме того, это означает, что с разными пользователями система будет общаться по-разному. Все как в реальной жизни, когда с собеседниками с разным образом мыслей нам приходится говорить об одном и том же разными словами и в разной логике (или останавливаться перед фактом невозможности достижения взаимопонимания).

Вот мы и подошли к понятию исключительности доступа к такого рода аналитическим системам. Достаточно ясно, что оператор системы войдет с ней в лучший контакт только тогда, когда будет «обучаться вместе с ней». Их общение, понимаемое как индивидуальное совпадение тезаурусов и производства логических выводов, должно быть постоянно и логика мышления подготавливаемого аналитика будет понятна системе как задание на именно такие требования для анализа сообщений, которые *подразумевает* аналитик.

Таким образом мы без затрат на обеспечения безопасности хранимого набора записей получаем *индивидуализацию доступа для определенного класса специально подготовленных людей*. Подробностью и степенью доступности информации можно варьировать, но когда защитным механизмом становится образ мышления и предыстория общения с машиной – защита доступа становится абсолютной.

Можно достаточно уверенно сказать, что такого рода общение с машиной для каждого человека, а не для избранных операторов, достаточно скоро станет неизбежным атрибутом общественной жизни в части информационной безопасности личности и ее информационного мониторинга.

Литература

1. Поляков А.О. Аналитические системы и новые архитектуры машин для обеспечения стратегического анализа: Сб. тр. СПИИРАН. – СПб.: СПИИРАН, 2002.
2. Тукабаев П.Т. Здоровоохранение и системы самосовершенствования // Технология реализации личности. – Краснодар: Краснодар. кн. изд-во, 2001. – С. 10-90.
3. Лачинов В.М., Поляков А.О. Информодинамика или Путь к Миру открытых систем. – СПб.: Изд-во СПбГТУ, 1999. – 432 с.
4. Ерофеев А.А., Поляков А.О. Интеллектуальные системы управления. – СПб.: Изд-во СПбГТУ, 1999. – 264 с.

353925, г. Новороссийск, ул. Пионерская, д. 15, кв. 31, т. 61-55-98,
e-mail: tukabaev@mail.ru.

БИОФИЗИЧЕСКИЙ АСПЕКТ ДИАГНОСТИКИ ГЕОУЧАСТКА*М.А. Ляпустин*

Южно-Российский государственный технический университет (НПИ)

Описан биофизический подход к диагностике залегания пластов горных пород при эниокартировании участка в районе г. Гуково Ростовской области.

В [1] показан опыт эниокартографической диагностики характеристик залегания пластов угля и песчаника на одном из участков Донбасса. Сохранились исходная для эксперимента и контрольная карты. В область перцептивных и когнитивных восприятий оператора биолокации помимо измеряемых (через коммуникативное сравнение с эталоном, образцом, т.е. с изолиниями структурно-геологической карты участка) попали и не измеряемые. К последним относятся типологические черты (или факторы своеобразной общности форм и признаков) структурных элементов геосистемы, особенности пространственной взаимосвязи горных пород в локальном и региональном планах, другие «тонкие» факторы природных объектов.

В упомянутом выше эксперименте объёмная форма пластов представлялась как структурированное пространство, способное резонировать с чувствительным эниомаятником оператора. Колебательной системой выступал комплекс: человек – маятник – распознаваемая форма. Пласты служили системой отсчёта. Вынуждающими (периодически меняющимися) силами в резонансе, по нашему представлению, были известные в физике:

- силы излучения форм пластов сложной структуры;
- силы взаимного давления формализованных на карте пластов;
- объёмные силы, приложенные к частицам исследуемых веществ;
- гравитационные силы на исследуемом участке Донбасса.

Согласно [2] научной основой экстрасенсорных измерений служит метрология нелинейной нейроэлектротермодинамики, нейроинформатики. Такой подход к электротермочастотной природе биорецепции, биочувствительности, биогенерации, интеллектуальным и эмоциональным процессам разработан Г.Б. Богдановым ещё в 1970-1990 гг. на уровне теорий, первичных механизмов, закономерностей, свойств материи порождать мысль.

Рассматривая **информацию** как энергию выхода сведений о данности [1] за пределы **формы**, на вербальном уровне можно уяснить, почему или как множество факторов распознаётся человеком в определённой области восприятия пространства и его связей с биологическими процессами.

Литература

1. Ляпустин М.А. Биотехнология в оценке участка Донбасса // Настоящий сборник. – Новочеркасск, 2003.
2. Богданов Г.Б. Метрология экстрасенсорики. – Киев: Изд-во «Україна», 1991.

МЕТОД ИССЛЕДОВАНИЯ ЛАБИЛЬНОСТИ ЗРИТЕЛЬНОГО АНАЛИЗАТОРА

О.В. Роженцов, И.В. Петухов

Марийский государственный технический университет

Предложен психофизиологический метод исследования лабильности зрительного анализатора и аппаратные средства автоматизации исследований.

Диагностические исследования являются одной из наиболее быстро развивающихся областей науки. При этом современный уровень научно-технического прогресса диктует новые повышенные требования к методам и аппаратным средствам проведения диагностических исследований. Однако совершенствование аппаратных средств и повышение их точности измерений нецелесообразно без усовершенствования методов диагностики и разработки более точных и достоверных диагностических критериев. Особенно это актуально для психофизиологических исследований, которые приобретают все большую популярность благодаря комфортности для испытуемого, бесконтактности и отсутствием долгого подготовительного периода перед проведением исследований.

Одним из наиболее комплексных методов исследований является исследование лабильности, которая отражает динамику процессов в центральной нервной системе [1]. Известны исследования по определению лабильности у стрелков, у летного состава гражданского воздушного флота, школьников во время занятий и на экзаменах [1], гребцов на байдарках, борцов различного класса [2].

При этом принято определять лабильность зрительного анализатора (ЗА), так как в работе ЗА участвуют и высшие корковые центры. Отсюда становятся понятными факты об изменении уровня лабильности в органе зрения под влиянием различных внешних воздействий на человека [1].

Наиболее широко используемым методом определения лабильности ЗА является метод критической частоты световых мельканий (КЧСМ). Мерой оценки лабильности являлась максимальная частота световых мельканий (Гц), при которой испытуемый переставал различать пульсацию светового потока (исчезновение) и начинал различать световые мелькания при постепенном уменьшении частоты пульсаций от максимального значения до минимального (появление) [3].

В то же время метод КЧСМ не дает достоверного определения истинного значения лабильности. Виной тому является явление маскировки, заключающееся во влиянии зрительного восприятия предыдущего светового стимула на зрительное восприятие последующего и наоборот. В случае предъявления испытуемому ритмической последовательности световых импульсов возникает явление последовательной маскировки, в результате чего часть световых импульсов испытуемым не воспринимается [4].

Кроме того, известны и другие методы определения лабильности ЗА [1, 5], однако все они не позволяют определить истинное значение лабильности.

Для исследования лабильности ЗА предлагается предъявлять испытуемому последовательность пар световых импульсов фиксированной длительности $\tau_{\text{имп}}$, как показано на рис. 1.

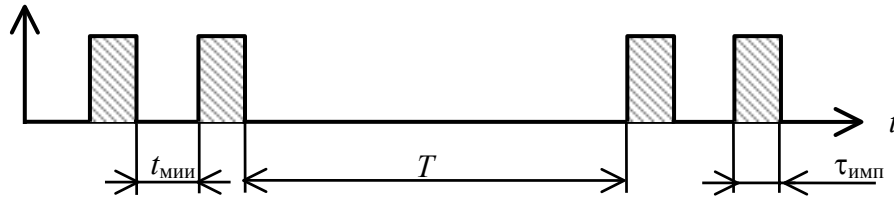


Рис.1. Временная диаграмма предъявляемых световых импульсов для определения лабильности ЗА: $t_{\text{МИИ}}$ – длительность межимпульсного интервала (МИИ) между световыми импульсами в паре; $\tau_{\text{имп}}$ – длительность светового импульса; T – постоянный временной интервал следования пар световых импульсов

Испытуемый в начальный момент времени субъективно воспринимает световые импульсы в паре раздельными. Длительность МИИ $t_{\text{МИИ}}$ между световыми импульсами в паре уменьшают, как показано на рис. 2, до некоторого значения $t_{\text{пор}}$, при котором световые импульсы в паре субъективно сольются в один.

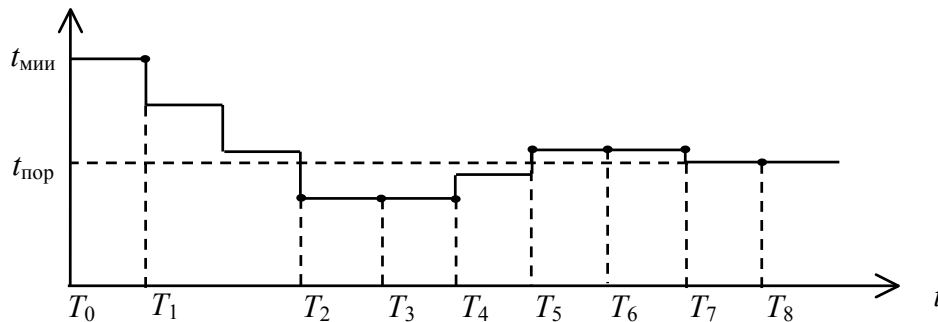


Рис.2. Временная диаграмма изменения длительности МИИ при определении лабильности ЗА

Для определения лабильности на первом этапе измерений (T_1 - T_3) длительности МИИ уменьшают дискретно с шагом 0,4 мс, пока испытуемый не определит момент субъективного слияния двух световых импульсов в паре в один, на втором этапе (T_4 - T_6) измерений длительность МИИ увеличивают дискретно с шагом 0,2 мс, пока испытуемый не определит момент раздельности двух световых импульсов в паре, на третьем этапе измерений (T_7 - T_8) длительность МИИ уменьшают дискретно с шагом 0,1 мс, пока испытуемый не определит момент субъективного слияния двух световых импульсов в паре в один.

Лабильность ЗА определим как значение частоты следования световых импульсов в Гц:

$$F = 1/(\tau_{\text{имп}} + t_{\text{пор}}),$$

где $\tau_{\text{имп}}$ – длительность светового импульса; $t_{\text{пор}}$ – пороговая длительность МИИ между световыми импульсами в паре.

Длительность МИИ $t_{\text{пор}}$ в момент слияния световых импульсов в паре в один будет определять длительность интервала между раздражениями, при котором возбуждение от второго светового импульса попадает в рефрактерную фазу от первого светового импульса, то есть, в терминологии Н.Е. Введенского, будет являться интервалом невозбудимости и определять лабильность ЗА. Поэтому величина, обратно пропорциональная периоду следования световых импульсов в паре, в данный момент времени будет являться лабильностью ЗА.

Постоянный интервал следования пар световых импульсов T выбран равным 1 с на основе литературных данных таким образом, чтобы исключить влияние маскировки между парами световых импульсов.

Разработанный метод исследования лабильности ЗА обладает всеми достоинствами, присущими известным психофизиологическим методам, и позволяет определить истинное значение лабильности.

Для аппаратной реализации разработанного метода был разработан аппаратно-программный комплекс (АПК) исследования лабильности. В состав АПК входит IBM-совместимая ЭВМ, пульт испытуемого и программное обеспечение. Алгоритм программного обеспечения предусматривает регистрацию испытуемых в базе данных, архивирование данных, процедуру начального обучения испытуемого, возможность вывода результатов тестирования как на экран монитора, так и на принтер, возможность проведения тестирования с использованием световых источников разного цвета. Программа снабжена дружественным графическим интерфейсом, удобна в обращении и не требует длительного специального обучения для работы.

Разработанный метод и АПК могут найти применение в офтальмоэргономике, физиологии труда, спортивной и военной медицине.

Литература

1. Дембо А.Г. Причины и профилактика отклонений в состоянии здоровья спортсменов. – М.: Физкультура и спорт, 1981. – 120 с.
2. Методы и портативная аппаратура для исследования индивидуально-психологических различий человека / Н.М. Пейсахов, А.П. Кашин, Г.Г. Баранов, Р.Г. Вагапов; Под ред. В.М. Шадрина. – Казань: Изд-во Казанск. ун-та, 1976. – 238 с.
3. Макаренко Н.В. Лабильность нервной системы у лиц с различным уровнем функциональной подвижности нервных процессов // Физиология человека. – 1990. – Т. 16. – № 2. – С. 51-57.
4. Самойлович Л.А., Труш В.Д. Корковые вызванные потенциалы при последовательной зрительной маскировке // Физиология человека. – 1978. – Т. 4. – № 2. – С. 267-274.
5. Пейсахов Н.М. Закономерности динамики психических явлений. – Казань: Изд-во Казанск. ун-та, 1984. – 235 с.

О ВЛИЯНИИ ПОГРЕШНОСТИ СТЕНДОВЫХ ИЗМЕРЕНИЙ ЧАСОВОГО РАСХОДА ТОПЛИВА ДВИГАТЕЛЯ ВНУТРЕННЕГО СГОРАНИЯ НА ТОЧНОСТЬ РАСЧЕТА ПОКАЗАТЕЛЕЙ ТОПЛИВНОЙ ЭКОНОМИЧНОСТИ АВТОМОБИЛЯ

А.Н. Филькина, Н.М. Филькин

Открытое акционерное общество «Ижмаш-Авто», г. Ижевск

Рассмотрены проблемы обеспечения точности расчетных исследований показателей топливной экономичности автомобиля и адекватности разработанной математической модели движения автомобиля реально исследуемому объекту за счет организационных мероприятий, выполняемых при определении семейства нагрузочных характеристик двигателя в лабораторных условиях.

В исследованиях численными методами влияния различных параметров автомобиля на его топливную экономичность и при оптимизации некоторых его конструктивных параметров, например, передаточных чисел и количества ступеней трансмиссии, в качестве исходных данных берется семейство нагрузочных характеристик двигателя, представляющее собой трехмерный массив точек (Q_i, N_i, n_i) , где Q_i – часовой (в кг/ч) или удельный (г/(кВт·ч)) расход топлива; N_i – нагрузка двигателя (кВт); n_i – частота вращения коленчатого вала (мин⁻¹). Численные значения массива определяются в лабораторных условиях при испытании двигателя на специализированном стенде.

В зависимости от условий движения частота вращения коленчатого вала и мощность, развиваемая двигателем, непрерывно изменяются. Поэтому при использовании дискретных значений (Q_i, N_i, n_i) необходимо проводить интерполяцию, например, с помощью интерполяционного полинома Лагранжа, для определения расходов топлива при некоторых промежуточных значениях нагрузок двигателя и частот вращения. Следовательно, при моделировании движения автомобиля на ПЭВМ используется функциональная зависимость

$$Q_{\text{инт}} = Q_{\text{инт}}(N, n),$$

где N, n – соответственно текущие значения мощности двигателя и частоты вращения его коленчатого вала.

Функциональная зависимость $Q_{\text{инт}}(N, n)$, построенная по результатам стендовых испытаний, отличается от истинной зависимости семейства нагрузочных характеристик $Q = Q(N, n)$, соответствующего работе двигателя на автомобиле в дорожных условиях, на некоторую абсолютную погрешность, значение которой можно записать в виде $\Delta Q = \Delta Q(N, n) = Q_{\text{инт}}(N, n) - Q(N, n)$. На практике для принятия решений по изменению конструкции автомобилей в исследованиях топливной экономичности и особенно в задачах оптимизации конструктивных параметров автомобиля необходимо минимизировать погрешность ΔQ , значение которой для заданного двигателя с соответствующим навесным оборудованием (топливная система, система выпуска и др.) включает следующие составляющие:

$$\Delta Q = \Delta Q_{\text{си}} + \Delta Q_{\text{атм}} + \Delta Q_{\text{окр}} + \Delta Q_{\text{топл}} + \Delta Q_{\text{инт}} + \Delta Q_{\text{уи}} + \Delta Q_{\text{сл}},$$

где $\Delta Q_{\text{си}}$ – суммарная погрешность, учитывающая погрешности систем измерения расхода топлива стендового и дорожного оборудования; $\Delta Q_{\text{атм}}$ – погрешность, зависящая от атмосферных условий при стендовых испытаниях двигателя и дорожных испытаниях автомобиля; $\Delta Q_{\text{окр}}$ – погрешность округления, включающая погрешности стендовых и дорожных испытаний; $\Delta Q_{\text{топл}}$ – погрешность, учитывающая различия качества топлива лабораторных и дорожных испытаний; $\Delta Q_{\text{инт}}$ – погрешность расчета и интерполяции при построении $Q_{\text{инт}}(N, n)$; $\Delta Q_{\text{уи}}$ – погрешность различия условий работы двигателя на стенде и в составе автомобиля; $\Delta Q_{\text{сл}}$ – другие случайные погрешности, неучтенные в вышеперечисленных погрешностях.

При минимизации суммарной погрешности ΔQ необходимо руководствоваться следующими рекомендациями: для лабораторных и дорожных исследований необходимо применять современное испытательное оборудование, имеющее достаточно большую точность измерения, для минимизации погрешности $\Delta Q_{\text{си}}$; при доказательстве адекватности математической модели движению реального автомобиля необходимо выполнять лабораторные и дорожные испытания с близкими значениями параметров атмосферных условий для минимизации $\Delta Q_{\text{атм}}$; погрешность $\Delta Q_{\text{окр}}$ мала в сравнении с другими составляющими суммарной погрешности и ее повышение не даст существенного уточнения суммарного значения ΔQ ; для минимизации $\Delta Q_{\text{топл}}$ следует контролировать соответствие топлива требованиям соответствующих стандартов; для повышения точности расчета (уменьшения $\Delta Q_{\text{инт}}$) следует увеличивать количество стендовых испытаний в области наиболее характерных режимов работы двигателя при движении автомобиля; состав навесного оборудования при испытаниях двигателя на стенде должен выбираться из условий минимизации погрешности $\Delta Q_{\text{уи}}$.

При доказательстве адекватности математической модели движения автомобиля, используемой в расчетных исследованиях, после выполнения вышеперечисленных рекомендаций следует проводить дорожные испытания автомобиля с двигателем, прошедшим лабораторные стендовые испытания. При выполнении исследований топливной экономичности с целью создания наиболее оптимальной (рациональной) конструкции автомобиля необходимо иметь усредненный массив (Q_i, N_i, n_i) , полученный по результатам испытаний на протяжении заданного промежутка времени выборки двигателей различных комплектаций, предусмотренных конструкторской документацией (например, различные карбюраторы, топливные насосы, элементы электрооборудования и т.п.), т.е. в качестве компонент Q_i массива (Q_i, N_i, n_i) необходимо брать

$$Q_i = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m Q_{ij},$$

где m – количество двигателей, прошедших стендовые испытания.

КОНТРОЛЬ КАЧЕСТВА ИНФОРМАЦИИ КАК ФАКТОР ПОВЫШЕНИЯ ДОСТОВЕРНОСТИ СТАТИСТИЧЕСКИХ ВЫВОДОВ И ПРОГНОЗОВ

Э.И. Ткачук

Южно-Российский государственный технический университет (НПИ)

Исследовано влияние погрешностей первичной обработки и передачи информации на достоверность статистических выводов и прогнозов. Показано, что отсутствие контроля качества информации может быть эквивалентно потере 99 % и более объема экспериментальных данных.

Разработка фундаментальной проблемы инженерной геологии – теории формирования свойств горных (прежде всего глинистых) пород – в значительной мере базируется на изучении закономерностей изменения, взаимосвязей и поведения свойств этих пород как системных объектов. Такое изучение требует большого объема экспериментальных данных и широкого привлечения литературных, фондовых и архивных материалов. Однако практически неизбежное присутствие в этих материалах существенных погрешностей первичной обработки и передачи информации (далее – погрешностей информации) значительно снижает достоверность результатов их анализа [1]. Более того, распределение упомянутых погрешностей подчиняется закону Коши, в связи с чем полученные результаты могут отличаться от истинных на величину, значение которой непредсказуемо. Поэтому процессу изучения параметров распределения, взаимосвязей и поведения свойств должен предшествовать контроль качества информации [2].

Эффективность процедуры контроля качества информации на достоверность статистических выводов и прогнозов рассматривается на примере одной из простейших задач – оценки важного классификационного показателя глинистых пород – числа пластичности I_p [3]:

$$I_p = W_L - W_p, \quad (1)$$

где значения влажности на границе текучести W_L и на границе раскатывания W_p определяются в лабораторных условиях.

Зависимость (1) представляет собой частный случай уравнения множественной регрессии типа $Y = a + bX + cZ$, в котором $a = 0,0$; $b = 1,0$; $c = -1,0$; коэффициент множественной корреляции $R = 1,0$. Кроме того, из (1) следует прямо пропорциональная зависимость I_p от W_L :

$$I_p = d + eW_L, \quad (2)$$

где d и e – эмпирические коэффициенты.

Легко показать, что в случае независимости W_L и W_p уравнение (2) характеризуется коэффициентом корреляции $r_{I_p-W_L} = 0,701$ (для зависимости I_p от W_p значение $r = -0,701$). Однако W_L и W_p , как правило, взаимосвязаны. Это приводит к значениям $r_{I_p-W_L}$, достигающим 0,8...0,9 и более, чем обусловлены многие попытки оценок I_p по результатам определения W_L .

В качестве объекта исследований выбраны лессовые породы Чарвакской котловины и прилегающих территорий (далее – Чарвакской котловины) Узбекистана [4]. Выбор этого объекта обусловлен значительным объемом экспериментальных данных (459 преимущественно обобщенных значений I_p , W_L , W_p и других показателей), которые опубликованы и позволяют проверить результаты анализа информации.

Статистическая обработка упомянутых данных в целом показала, что зависимость I_p от W_L ($I_p = -3,52 + 0,46W_L$) характеризуется значением $r = 0,547$, что недостаточно даже для предварительных оценок. Более того,

$$I_p = 0,79 + 0,51W_L - 0,29W_p. \quad (3)$$

Эмпирическое уравнение (3) резко отличается от зависимости (1), в частности, искажает коэффициенты множественной регрессии в 2-3 раза, характеризуется значением $r = 0,596$ и среднеквадратичной погрешностью оценки I_p , равной 2,17 %, что на два порядка превышает точность записей обобщенных значений I_p , W_L и W_p , приведенных в [4].

Отмеченные обстоятельства свидетельствуют о наличии значительных погрешностей информации. Для выявления этих погрешностей рассчитаны значения $\Delta I_p = W_L - W_p - I_p$. Такая процедура позволила, прежде всего, выявить грубую ошибку информации о пределах и числе пластичности аллювиальных отложений голодностепского комплекса, вскрытых шурфом 26 на глубине свыше 10 м, где значения W_L , W_p , I_p перепутаны и $\Delta I_p = -44$ % [4, с. 86]. В связи с тем, что другие погрешности (рис. 1) не идентифицированы, выполнена последовательная отбраковка значений свойств, погрешности которых превышают $|\Delta I_p|$. Полученные результаты приведены в таблице, где N^* – число отбракованных значений признаков; N^*/N – их отношение к общему числу определений, выраженное в %; σ_{Δ} – стандарт ΔI_p , %; I_p – среднее значение числа пластичности, σ_{I_p} – его стандарт, %; $r_{I_p-I_p'}$ – коэффициент корреляции значений I_p , приведенных в [4] и I_p' , рассчитанных по формуле (1); $\sigma_{\text{усл}}$ – условный стандарт I_p , полученный по эмпирическим зависимостям (3), остальные обозначения прежние.

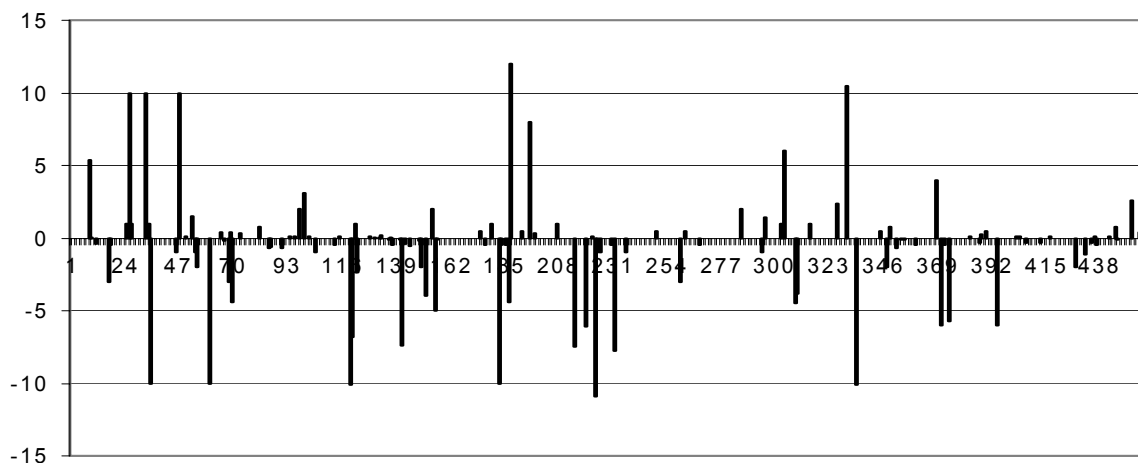


Рис.1. Погрешности информации о 459 значениях пределов и числа пластичности отложений Чарвакской котловины после исправления одной грубейшей ошибки

Как следует из таблицы, погрешности информации незначительно сказываются на средних значениях I_p , увеличивают σ_{I_p} и в наибольшей мере влияют на коэффициенты корреляции, коэффициенты регрессии и условный стандарт I_p . При этом наибольшее увеличение тесноты взаимосвязей показателей свойств и уменьшение условных стандартов происходит при отбраковке 2-5 % общего числа определений, включающих наиболее грубые погрешности ($|\Delta I_p| = 5-10\%$ и более). При отбраковке вариантов, включающих абсолютные погрешности, превышающие 0,4 % (равные 0,5 % и более, $N^* = 85$, $N^*/N = 18,5\%$, $\sigma_{I_p} = 2,52\%$, см. таблицу), коэффициенты регрессии уравнения (1) несущественно отличаются от теоретических, $\sigma_{\text{усл}} = 0,076\%$, $R = 0,99955$.

Таблица

Изменение параметров распределения и взаимосвязей пределов и числа пластичности лессовых пород Чарвакской котловины при последовательной отбраковке вариантов, включающих погрешности информации

$ \Delta I_p $	N^*	N^*/N	σ_Δ	$I_p, \%$	σ_{I_p}	r_{I_p-WL}	$r_{I_p-I_p'}$	c	R	e	$\sigma_{\text{усл}}$
45	0	0	2,91	10,64	2,70	0,547	0,572	-0,29	0,596	0,46	2,17
12	1	0,2	2,08	10,61	2,64	0,644	0,750	-0,52	0,761	0,55	1,71
11	2	0,4	2,00	10,63	2,61	0,670	0,769	-0,51	0,783	0,57	1,62
10,5	3	0,7	1,94	10,63	2,61	0,680	0,780	-0,52	0,795	0,58	1,58
10,2	4	0,9	1,87	10,63	2,61	0,680	0,789	-0,55	0,801	0,58	1,56
10	6	1,3	1,76	10,63	2,62	0,680	0,808	-0,61	0,815	0,58	1,52
9,8	10	2,2	1,50	10,64	2,63	0,700	0,849	-0,70	0,854	0,63	1,37
8	13	2,8	1,26	10,67	2,61	0,730	0,892	-0,74	0,897	0,66	1,15
7	17	3,7	1,03	10,66	2,62	0,750	0,925	-0,82	0,929	0,69	0,97
6	19	4,1	0,94	10,66	2,62	0,756	0,936	-0,86	0,938	0,70	0,91
5	24	5,2	0,71	10,64	2,60	0,769	0,963	-0,94	0,962	0,70	0,71
4	28	6,1	0,57	10,61	2,57	0,778	0,976	-0,94	0,976	0,70	0,56
3	32	7,0	0,44	10,63	2,56	0,778	0,985	-0,96	0,985	0,71	0,44
2	37	8,1	0,33	10,63	2,58	0,783	0,992	-0,98	0,992	0,72	0,33
1	46	10,0	0,24	10,63	2,55	0,784	0,996	-0,98	0,995	0,71	0,25
0,75	62	13,5	0,14	10,65	2,54	0,776	0,998	-0,99	0,998	0,71	0,15
0,5	68	14,8	0,12	10,67	2,51	0,772	0,999	-1,00	0,999	0,71	0,13
0,4	85	18,5	0,06	10,64	2,52	0,771	0,999	-1	0,999	0,70	0,08
0,3	89	19,4	0,05	10,63	2,52	0,770	1,000	-1	1,000	0,70	0,06
0,2	95	20,7	0,03	10,62	2,53	0,771	1	-1	1	0,70	0,05
0,1	107	23,3	0,02	10,62	2,56	0,777	1	-1	1	0,72	0,02
0,05	123	26,8	0,01	10,64	2,55	0,775	1	-1	1	0,71	0,02
0,02	130	28,3	0,00	10,60	2,52	0,776	1	-1	1	0,71	0,00

Эффективность процедуры контроля качества информации (рис. 2) оценена количественно. Так, при наличии несущественных погрешностей ($|\Delta I_p|$ менее 0,5 %, $N = 374$) условный стандарт среднего значения I_p , $\sigma_{\text{ср}} = 0,0039\%$, точность оценки математического ожидания I_p для 90 %-ной надежности (критерий Стьюдента $t_\alpha = 1,65$ [4]), $\varepsilon_{I_p} = 0,0064\%$. Для всей выборки ($N = 459$) $\sigma_{\text{ср}} = 0,102\%$, $\varepsilon_{I_p} = 0,168\%$: точность оценок I_p

ухудшилась в 26 раз. Получение на порядок более высокой точности обеспечивается даже в том случае, если лишены существенных погрешностей результаты определений пределов и числа пластичности характеризуются числом степеней свободы, равным 1 ($t_\alpha = 6,31$, $\varepsilon_{lp} = 0,0246$). Иными словами, реализация процедуры контроля качества информации привела в данном случае к потере 18,5 % ее объема, а отсутствие такого контроля эквивалентно потере 99,3-99,8 % экспериментальных данных.

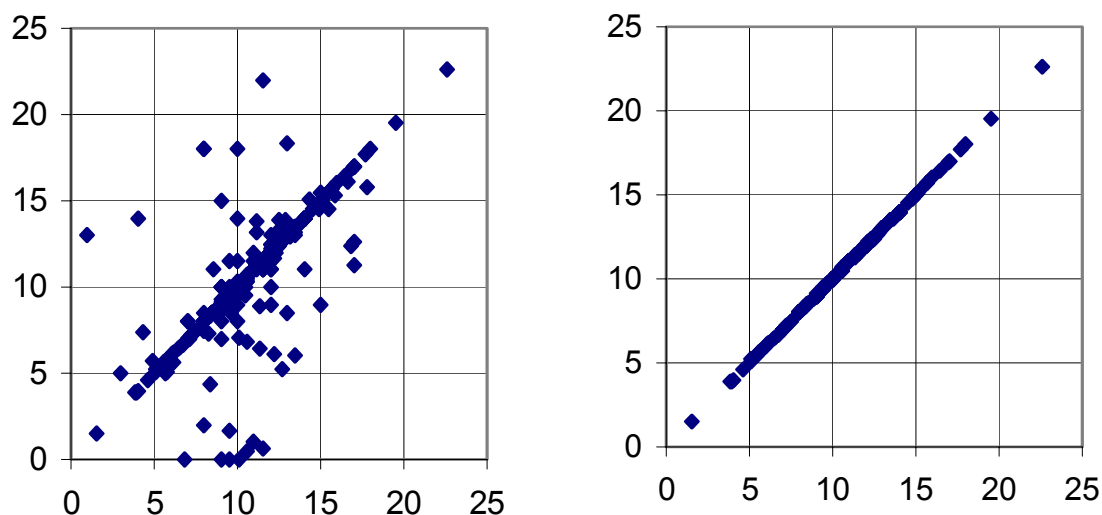


Рис.2. Поля корреляции значений числа пластичности, приведенных в [4] и рассчитанных по формуле (1) до и после отбраковки существенных погрешностей

Работа выполнена при финансовой поддержке в форме гранта Е02-9.0-75 Министерства образования Российской Федерации.

Литература

1. Ткачук Э.И. Оценка качества первичной обработки и передачи информации о физико-механических свойствах горных пород // Инженерная геология. – 1991. – № 3. – С. 78-96.
2. Ткачук Э.И. Контроль качества информации о свойствах глинистых пород // Теория, методы и средства измерений, контроля и диагностики: Материалы II Междунар. науч.-практ. конф. – Новочеркасск: ЮРГТУ (НПИ), 2001. – Ч. 1. – С. 52-57.
3. Ломтадзе В.Д. Инженерная геология. Инженерная петрология. – Л.: Недра, 1984. – 511 с.
4. Мавлянов Г.А., Умарова Г.Х., Шерматов М.Ш. Инженерно-сейсмологическое районирование Чарвакской котловины и прилегающих территорий. – Ташкент: Фан, 1982. – 176 с.
5. Ткачук Э.И. Статистические методы при решении инженерно-геологических задач. – Новочеркасск: НПИ, 1975. – 97 с.

346428, г. Новочеркасск, ул. Просвещения, 132, ЮРГТУ (НПИ), каф. ГГиИГ,
т. 55-352, 2-78-23, e-mail: etkachuk@mail.ru.

ОПЫТ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ СРОКА СЛУЖБЫ ГИДРОГЕНЕРАТОРОВ

К.К. Кетнер, Я.А. Дирба, С.Я. Витолина

Рижский технический университет,

У.М. Скопанс

АО Латвэнерго

Приведены результаты обработки многолетних вибродиагностических измерений различных элементов гидроагрегатов электростанций на реке Даугава (Западная Двина). На основании анализа собранной базы данных показана возможность прогнозирования состояния различных узлов гидроагрегатов.

Разработка новых более совершенных методов и средств технической диагностики турбо- и гидрогенераторов является весьма актуальной. Это объясняется главным образом тем, что в последнее время резко возрастает число агрегатов, находящихся в эксплуатации и формально превышающих нормативные сроки службы. Особенно важно разработать указанные вопросы для прогнозирования дальнейшего использования крупных машин и разработки необходимых мероприятий по их реконструкции и продлению срока службы.

Опыт последних лет показывает, что новые и эффективные возможности технической диагностики гидрогенераторов (ГГ) связаны с применением компьютерной техники для непрерывного контроля (мониторинга) непосредственно во время эксплуатации. Таким образом, полученная информация позволяет персоналу не только осуществлять оперативные мероприятия по обеспечению оперативной эксплуатационной надежности, но и планировать мероприятия по ремонту и модернизации агрегатов, исходя из их реального технического состояния [1].

Анализ последних публикаций ведущих стран в области эксплуатации крупных генераторов (Россия, США, Швеция и др.) позволяет выделить следующие тезисы.

Компьютеризованные системы технической диагностики генераторов (КСТДГ) используют как традиционные, так и новейшие методы и средства. Эти системы часто строятся как открытые, в которые можно легко интегрировать методы и средства для контроля новых параметров генераторов и новые методы для более эффективного хранения, передачи, обработки и использования информации.

В новейших КСТДГ используется самодиагностика для контроля автоматизированных датчиков, передачи, воспроизводства и достоверности информации.

Одной из сложнейших и важнейших задач в процессе создания КСТДГ является определение объективных критериев и разработка такой методологии, которая делает возможным информацию, полученную в процессе мониторинга, испытаний и ремонта, после сравнения с аналогичной

информацией подобных агрегатов использовать для комплексной оценки технического состояния и принятия решения о дальнейшей эксплуатации генератора. Особо следует подчеркнуть, что решения должны приниматься с учетом экономических, экологических и других последствий, которые могут последовать в случае, если в процессе мониторинга или испытаний обнаруженные отклонения будут развиваться и вызовут аварию генератора. Возможные затраты на ремонтные работы при этом имеют первостепенное значение.

В КСТДГ перспективными являются интегральные методы, которые позволяют определять одновременно дефекты в различных элементах и узлах гидрогенераторов, например:

- одновременный контроль вибраций датчиками, расположенными в различных, с точки зрения вибраций, критических точках гидроагрегата;
- локальный контроль превышения параметров;
- контроль искрения и появления электрической дуги с помощью емкостных датчиков, расположенных в различных частях машины;
- определение коротких замыканий в обмотке возбуждения генератора, используя измерительные катушки в воздушном зазоре;
- контроль формы воздушного зазора посредством оптических и емкостных датчиков.

Большие перспективы связаны с внедрением сканирующих устройств технического состояния генератора для отслеживания за всем процессом развития различных дефектов в генераторах. Данный подход может быть реализован, например, следующим образом. Расположенные в междуполюсном пространстве ротора датчики непрерывно сканируют поверхность статора. Для локального определения температуры статора используется линия термодатчиков. Электрический разряд в пазах статора сканируется при помощи дипольной антенны с ферритовым сердечником. Величину воздушного зазора измеряют расположенные в нем индуктивно связанные катушки. Межвитковые короткие замыкания в катушках статорной обмотки сканируются путем измерения магнитного поля в воздушном зазоре с помощью датчиков Холла. Ослабление креплений обмоток в пазах и в лобовых частях контролируют три микрофона, измеряющие шумы. Вибрации ротора контролируют датчики ускорений.

В качестве следующего шага в развитии КСТДГ можно рассматривать экспертные системы диагностики и принятия решения, которые используют базы данных о самых различных неисправностях генераторов и позволяют оперативно определить диагноз, а также необходимые мероприятия по сохранению работоспособности агрегатов. Ожидается, что экспертные системы особенно эффективно можно будет использовать для реального прогнозирования срока службы агрегатов, исчерпавших по нормативным документам и проектам предусмотренное время.

Обязательным условием эффективной работы КСТДГ является создание автоматизированной базы данных генераторов. В такой базе должны храниться все данные о режимах работы, о проведенных ремонтных рабо-

тах, фиксированных дефектах и отклонениях и т.д. Естественно, что данные такой базы должны быть включены в общую информационную сеть [2-3].

Ниже приводятся результаты вибродиагностики гидроагрегатов электростанций на реке Даугава (Западная Двина). Измерения вибраций проводятся регулярно один раз в квартал начиная с 1997 года. Они выполняются согласно требованиям нормативных документов о контроле вибраций гидроагрегатов. Измерения проведены в 18 точках на опорных конструкциях и на статоре. На рис. 1. показан один из примеров расположения точек измерения на гидроагрегате Плявиньской ГЭС. Для оценки вибраций в качестве измеряемого параметра выбрано перемещение. Оценка производится по критериям, определенными нормативными документами. Собранные данные служат основой для создания базы данных гидроагрегатов каскада гидроэлектростанций на реке Даугава (Западная Двина). Анализ полученных данных позволяет сделать некоторые общие выводы, например: вибрации подшипников турбины большинства гидроагрегатов Плявиньской ГЭС на стороне верхнего бьефа сравнительно больше, чем в остальных местах. Измерения вибраций на статоре несут меньше информации, чем на опорных конструкциях.

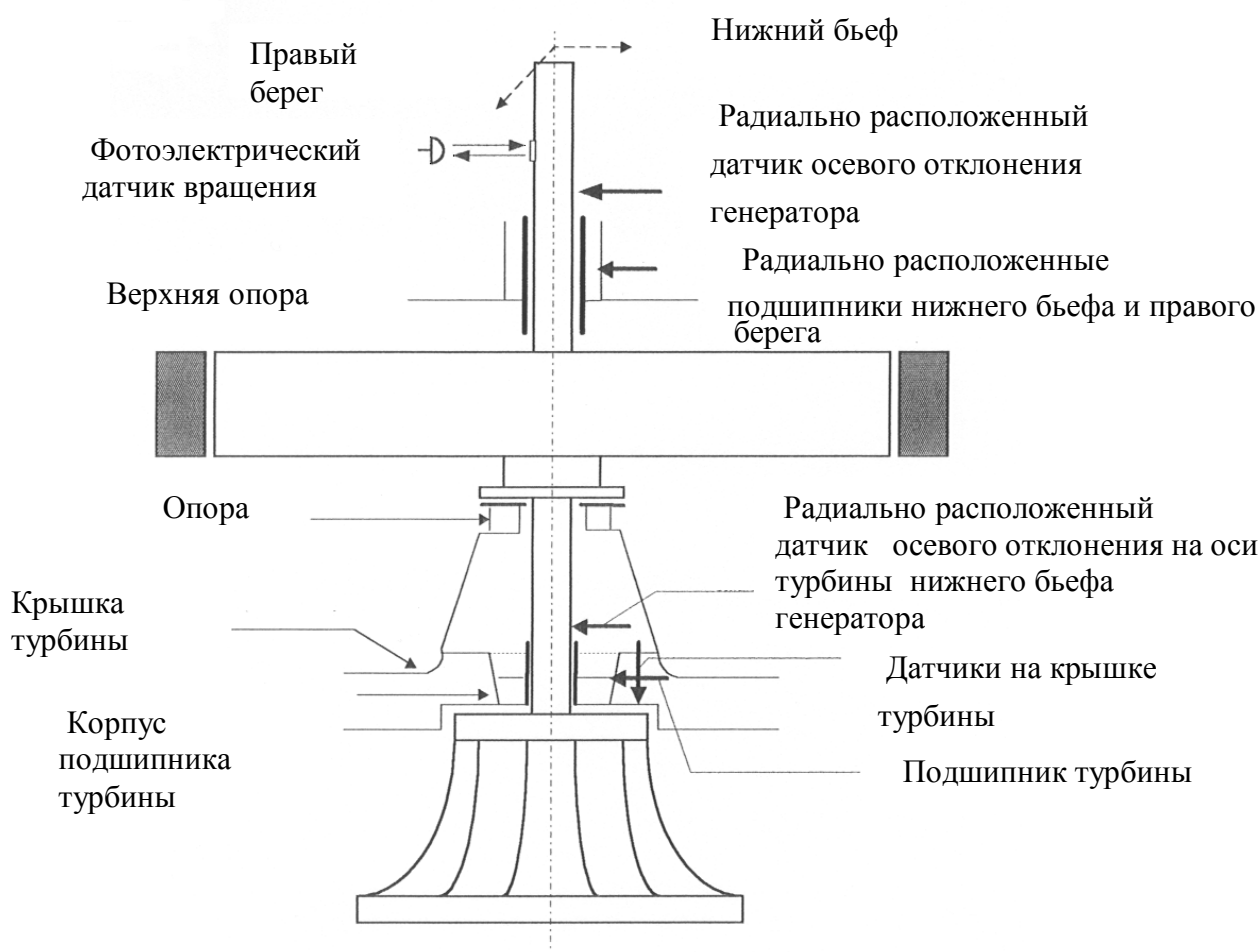


Рис.1. Расположение точек замера вибраций на гидроагрегате Плявиньской ГЭС

О надежности работы гидроагрегата можно судить по характеру и величине вибраций в отдельных его узлах. Для некоторых узлов, например опорных конструкций, разработаны критерии и уровни оценки вибраций. В то же время для некоторых узлов и характерных точек агрегата такие нормативы пока отсутствуют. Поэтому необходимо определить эталонный спектр, по отношению к которому оценивать вибрации всех узлов, подвергаемых диагностике. В данном случае при проведении вибродиагностики гидроагрегатов на реке Даугава в качестве эталонных использовались соответствующие расчетные средние значения. Используя графики изменения вибраций во времени и тренды, можно определить те узлы, вибрации которых превышают средние значения. Полученные результаты также позволяют оценить скорость нарастания вибраций и прогнозировать, когда эти значения достигнут недопустимых величин. Места проведенных замеров поясняются в таблице 1. В табл. 2 и рис. 2 в качестве примера показаны результаты вибродиагностики для первого генератора Плявиньской ГЭС.

Таблица 1

Места расположения датчиков на гидроагрегате

Место проведения замера на гидроагрегате	Nr
1	2
Радиально расположенный датчик верхней опоры верхнего бьефа	1
Вертикально расположенный датчик верхней опоры верхнего бьефа	2
Радиально расположенный датчик верхней опоры левого берега	3
Вертикально расположенный датчик верхней опоры левого берега	4
Радиально расположенный датчик верхней опоры нижнего бьефа	5
Вертикально расположенный датчик верхней опоры нижнего бьефа	6
Радиально расположенный датчик верхней опоры правого берега	7
Вертикально расположенный датчик верхней опоры правого берега	8
Вертикально расположенный датчик упорного подшипника правого берега	9
Вертикально расположенный датчик упорного подшипника верхнего бьефа	10
Вертикально расположенный датчик упорного подшипника левого берега	11
Вертикально расположенный датчик упорного подшипника нижнего бьефа	12

1	2
Вертикально расположенный датчик крышки турбины правого берега	13
Вертикально расположенный датчик крышки турбины верхнего бьефа	14
Вертикально расположенный датчик крышки турбины левого берега	15
Вертикально расположенный датчик крышки турбины нижнего бьефа	16
Радиально расположенный датчик подшипника турбины правого берега	17
Радиально расположенный датчик подшипника турбины верхнего бьефа	18
Радиально расположенный датчик подшипника турбины правого берега	19
Радиально расположенный датчик подшипника турбины нижнего бьефа	20

Таблица 2

Оценка состояния вибраций узлов 1 гидрогенератора Плявиньской ГЭС

№ места располо- жения датчика	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
Сегменты подшип- ников																				
Лопатки турбины																				
Лопатки упр. аппа- рата																				

Примечание –

– Величины вибраций растут и смогут превысить 2-кратные средние значения;

– Величины вибраций уже превышают 2-кратные средние значения.

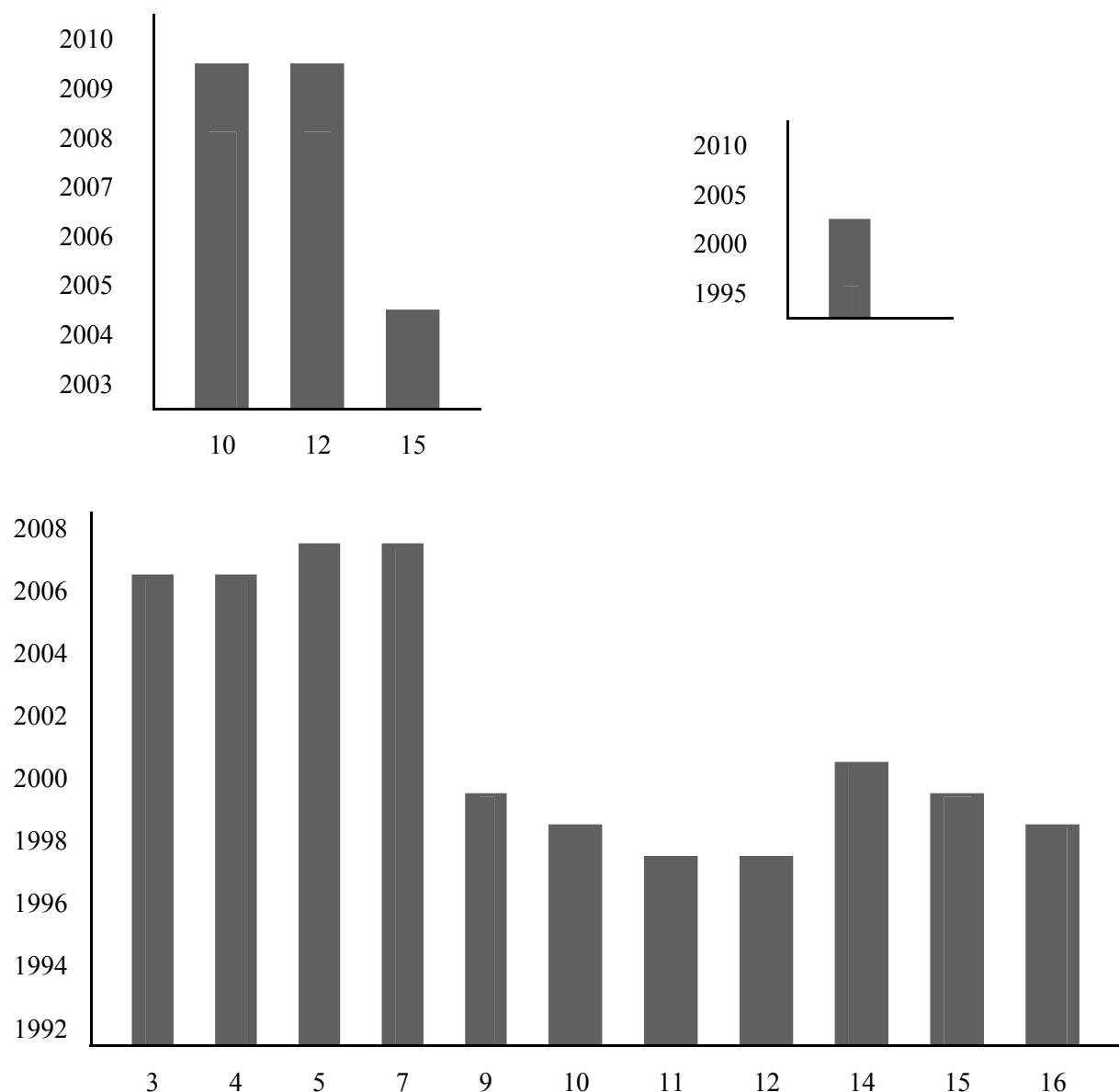


Рис.2. Прогноз нарастания вибраций по годам и достижения ими недопустимых значений в местах замера для узлов 1 гидроагрегата Плявиньской ГЭС:
 а) сегменты подшипников; б) лопатки управляющего аппарата; в) лопатки турбины.

Проведенные исследования подтверждают вывод о том, для своевременного обнаружения дефектов гидроагрегатов, прогноза длительности безотказной работы, увеличения межремонтного периода и как следствие экономии значительных материальных средств, необходимо широко использовать современные методы контроля технического состояния агрегатов, в том числе и диагностику. Поэтому от метода планово-предупредительных ремонтов необходимо переходить к системе прогнозируемого надзора.

Литература

1. Dirba J., Skopans U., Vitoliņa S. Vibrational diagnostics of hidroelectric sets in the Daugavas HPS. Scientific proceedings of Riga Technical university. Power and electrical engineering. V. 7., p. 89-93.
2. Разработка и внедрение новых нетрадиционных методов контроля состояния турбо- и гидрогенераторов. СПб, 1996. – 118 с.

3. Барков А.В., Баркова Н.А., Азовцев А.Ю. Мониторинг и диагностика роторных машин по вибрации. – СПб.: Наука, 2000. – 170 с.

*LV 1010, Latvia, Riga Kronvalda b.l., Phone +371 7089926,
e-mail: ketners@avene.eef.rtu.lv.*

УДК 536.531.658.52.011

ПОВЫШЕНИЕ ЭФФЕКТИВНОСТИ ФОРСИРОВАННЫХ ИСПЫТАНИЙ НА ОСНОВЕ МЕТРОЛОГИЧЕСКОГО АНАЛИЗА

Р.Е. Тайманов, Н.П. Мусеева
ГНЦ РФ «ВНИИМ им. Д.И. Менделеева»

Показана эффективность применения метрологического исследования при разработке и анализе результатов форсированных испытаний датчиков. Обоснована процедура форсированных испытаний термопреобразователей сопротивления, ориентированная на отработку технологии производства изделий повышенной надежности.

Введение. В последние годы для средств измерений, по крайней мере, для датчиков, предназначенных для использования в автоматизированных системах управления ответственного назначения, обострилась потребность увеличения длительности межповерочных интервалов до 10-15 лет, в идеале – до срока службы.

Решение этой задачи технически подготовлено достижениями современной технологии. Серьезный психологический тормоз – необходимость пересмотра представлений о метрологическом обеспечении разработки и производства средств измерений (контроля, диагностики), поскольку именно на этих этапах роль метрологии должна быть существенно повышена при снижении ее на последующих этапах жизненного цикла.

Только метрологический анализ факторов, влияющих на погрешность, их ранжирование по степени значимости и вероятности возрастания позволяет разработать средства измерений с автоматической диагностикой сохранения метрологических характеристик в допуске [1-3].

На наш взгляд, только результаты метрологического исследования дают возможность обосновать и процедуру форсированных испытаний, позволяющих выделить в технологическом процессе и довести до необходимого качественного уровня операции, чреватые скрытым дефектом, которые могли бы привести к неприемлемому возрастанию погрешности средства измерений в процессе многолетней эксплуатации.

Доказательству этого последнего утверждения на опыте применения метрологического анализа при разработке методики форсированных испытаний термосопротивлений платиновых (ТСП) повышенной надежности и посвящено дальнейшее изложение.

Технические требования к датчикам такого рода регламентированы в ГОСТ 6651, соответствующем международному стандарту МЭК 751 [4].

Анализ процессов, происходящих в платиновых термометрах сопротивления. Исследованию надежности рабочих ТСП различных конструкций посвящено много работ [5-9]. Их анализ показывает, что основными причинами, приводящими к изменению сопротивления термометров в процессе эксплуатации, являются следующие:

- напряжения и деформации платиновой проволоки, возникающие при нагреве и охлаждении термометра, обусловленные конструкцией чувствительного элемента (ЧЭ), разностью температурных коэффициентов платины, изоляционного каркаса, засыпки;
- загрязнение платиновой проволоки примесями из каркаса и засыпки, особенно интенсивное при температурах выше 500 °С;
- для платины высокой чистоты – окисление поверхности при длительной работе в диапазоне 100-350 °С;
- нарушение герметичности корпуса термометра, увеличение электрической проводимости материала каркаса и засыпки из-за попадания влаги в чувствительный элемент.

В [5] рассмотрены многолетние исследования стабильности ТСП советского производства, выполненные под руководством В. Лаха в семидесятых годах.

Публикации более поздних лет описывают методы форсированных испытаний, применяемые при анализе надежности ТСП, изготовленных зарубежными фирмами.

В частности, В. Mangum опубликовал результаты исследования 94 платиновых термометров, изготовленных 15 фирмами [6]. Испытания предусматривали 10 циклов, каждый из которых включал:

- градуировку в термостате методом сличения с образцовым термометром при температурах 0, 20, 40, 60, 80, 100 °С;
- выдержку в печи при температуре 235 °С в атмосфере аргона 24 ч;
- повторную градуировку в прямой и обратной последовательности.

В результате испытаний 2 из 94 термометров вышли из строя (разрыв ЧЭ). Остальные выявили три типа нестабильности:

- 39 ТСП постепенно снизили сопротивление $R(0\text{ °С})$ в температурном эквиваленте на (2 – 900) мК;
- 34 повысили его в температурном эквиваленте на (1 – 120) мК;
- 19 характеризовались отклонениями в пределах $\pm (2-20)$ мК.

Для 90 % термометров отмечен гистерезис значений сопротивления при градуировке в прямом и обратном направлении. Эффект был объяснен конденсацией влаги на изоляции ЧЭ при измерениях в точке 0 °С. Для проверки гипотезы ТСП градуировали последовательно при 0 °С и 40 °С. Разница показаний сухого и влажного ТСП достигала 40 мК.

В [7] приведены данные L. Crovini и др. о стабильности ТСП при воздействии температурных циклов в диапазоне от –200 °С до +400 °С. Из 18 термометров у 4-х появилась погрешность более 0,02 °С. При градуи-

ровке в диапазоне 0-500 °С отмечался гистерезис в пределах (1-17) мК. Расхождение двух градуировок в диапазоне (0-630) °С достигало 180 мК.

Для отбора стабильных проволочных ТСП в керамическом корпусе ими рекомендовано до градуировки проводить следующую процедуру испытаний:

- циклический нагрев-охлаждение в диапазоне от –196 °С (жидкий азот) до 100 °С. Для 100-Омных ТСП сопротивление должно остаться стабильным в пределах 10 МОм;

- циклический нагрев-охлаждение в диапазоне от 0 °С до максимальной рабочей температуры. Для 100-Омных ТСП сопротивление должно остаться стабильным в пределах 20 МОм;

- измерение сопротивления изоляции между выводами и корпусом ТСП. Оно должно быть не менее 1000 МОм при комнатной температуре и не менее 5 МОм при 600 °С;

- выдержка при максимальной рабочей температуре в течение не менее 24 часов, а затем при температуре 450 °С – до 1-2 часов.

Z. Jiré и др. исследовали на стабильность 32 рабочих ТСП [8]. После термоциклов в диапазоне (0-500) °С у 70 % ТСП в керамическом корпусе погрешность возросла в пределах 0,05 °С. Долговременная выдержка при максимальной температуре привела к росту погрешности менее чем на 0,1 °С у 7 ТСП.

В США опубликованы данные о форсированных испытаниях 30 ТСП с целью оценки возможно достижимой точности и стабильности термометров при длительной работе в диапазоне 0-300 °С [9].

Испытания проводились 3 года по следующему плану:

- выдержка в печи при максимальной рабочей температуре 1,5 года;
- вибрация при повышенной температуре в течение 2 месяцев;
- выдержка при температуре 400 °С в течение 3 дней;
- термоциклы от максимума до минимума диапазона – 2 недели.

После каждого этапа испытаний проводилась градуировка.

В результате испытаний 17 % ТСП вышли из строя; 20 % – показали нестабильность (0,6-3) °С, 63 % – были стабильны в пределах $\pm 0,2$ °С. Во время градуировки наблюдался гистерезис 0,01 °С для новых ТСП, 0,3 °С – для старых, прослуживших несколько лет.

После стабилизации монотонный дрейф погрешности не отмечен.

Общим для всех рассмотренных исследований является оценка надежности ТСП с использованием операций длительного нагрева при максимальной рабочей температуре и при температуре 235-450 °С, серии термоциклов с максимальным или близким к нему размахом, вибрационной нагрузки. То обстоятельство, что при всех методиках часть ТСП испытания выдерживала, свидетельствует, что применяемые операции не избыточно жесткие даже по меркам 80-90 годов. Различие методик заставляет проанализировать задачи каждой из названных операций, их последовательность и параметры.

Разработка процедуры форсированных испытаний ТСП как инструмента для выявления дефектов технологического процесса. Одним из основных факторов, приводящих к изменениям сопротивления ЧЭ, является высокая температура. Для ТСП критической является зона от 500 °С, где происходит активация движения металлических примесей в платину из окружающей атмосферы, растет подвижность точечных дефектов и дислокаций в кристаллической решетке платины, ускоряется рост крупных зерен.

Поэтому следует ожидать, что ТСП с пределом применения до 500 °С, более стабильны и долговечны. В то же время, для эффективного снятия остаточного напряжения проволоки после изготовления ЧЭ, необходим нагрев до 650 °С, активирующий и окисление примесей в платине и изоляции.

Как показывает опыт, сопротивление ЧЭ при стабилизирующем отжиге, как правило, падает в пределах 0,3 °С, причем продолжительность дрейфа обычно не превышает 100-200 ч. Отжиг должен быть последней операцией в технологическом процессе изготовления ЧЭ, но при форсированных испытаниях, ориентированных на контроль качества выполнения этого процесса, длительный высокотемпературный нагрев – первой.

Эту операцию следует проводить при температурах, превышающих верхний предел на 20 °С с периодическими промежуточными измерениями сопротивления ТСП в точке 0 °С (или другой реперной температурной точке).

На этой стадии анализ характера изменения сопротивления в реперной точке позволяет выявить наиболее грубые дефекты технологии:

- положительный дрейф сопротивления может быть объяснен плохой герметизацией, приводящей к загрязнению и окислению поверхности платины ЧЭ, а также возникновением пластических деформаций;
- отрицательный дрейф связан с недостаточной стабилизацией ТСП;
- скачки сопротивления могут означать замыкание витков ЧЭ, т.е. дефект конструкции или брак при монтаже.

Вторым фактором, способствующим выявлению технологических дефектов в ТСП, являются резкие изменения его температуры, воздействующие, в первую очередь, на места соединения разнородных материалов с различающимися температурными коэффициентами.

Избыточная жесткость закрепления спирали порождает на этой стадии напряжения в ЧЭ, в итоге – нестабильность сопротивления и гистерезис. Некачественная сварка разрушается, что проявляется в скачках сопротивления или обрывах цепи. Соединение некачественной глазури с металлом выводов ЧЭ теряет герметичность, что обнаруживается по возрастанию сопротивления в реперной точке.

При форсированных испытаниях резкие изменения температуры реализуют, последовательно нагревая и охлаждая изделие. Термоциклы следовало бы проводить с небольшим перекрытием границ рабочего диа-

пазона термометра, но для упрощения процедуры для ТСП, работающих в области положительных температур, достаточно нагревать термометр от комнатной температуры до температуры, на $20\text{ }^{\circ}\text{C}$ превышающей предел применения. Для области отрицательных рабочих температур можно использовать в качестве нижнего предела термоцикла точку кипения азота. После серии термоциклов должны проводиться измерения сопротивления в реперной точке.

Третьим фактором, порождающим рост погрешности ТСП, являются механические вибрации, разрушающие слабые исходно или ослабленные термоциклами элементы конструкции.

Это обстоятельство побуждает проводить испытания на вибростенде после воздействия на ТСП термоциклов или перемежать серии термоциклов с вибрационным воздействием, а затем – измерением сопротивления в реперной точке. Наряду с дефектами, перечисленными выше, вибрация может выявить недостаточную жесткость конструкции в одном из направлений, например, возможность замыкания витков спирали ЧЭ, что легко обнаружить по уровню скачкообразного изменения сопротивления.

Длительность выдержки при высокой температуре, количество и параметры термоциклов и вибрационного воздействия определяют для процедуры форсированных испытаний с учетом требований к ТСП, изготавливаемым в конкретном технологическом процессе, и экономических ограничений.

Четвертым фактором, который мог бы оказать влияние на погрешность ТСП, является увеличение проводимости изоляции, шунтирование ею ЧЭ. В общем случае, этот эффект может иметь место и при высоких температурах, и при нормальных, и при низких. Зависит он от свойств изолирующего материала каркаса, засыпки и глазури.

Если принять, что на производстве сопротивление между выводами ЧЭ и корпусом ТСП при максимальной рабочей температуре измерено непосредственно, а сопротивление между парами выводов – косвенно, причем результаты удовлетворяют требованиям ГОСТ 6651, вероятность нарастания погрешности при эксплуатации из-за этого фактора в области высоких температур крайне мала. Иное дело – область нормальных и низких температур, где сопротивление изоляции ЧЭ может измениться в результате проникновения влаги из окружающей среды.

Выдержка ТСП при высоких температурах, воздействие термоциклов и вибрации – все это может привести к нарушению герметичности конструкции. Поэтому после проведения трех этапов форсированных испытаний целесообразно завершить их проверкой ЧЭ на герметичность.

Для этой операции целесообразна следующая методика.

Выдержать ТСП при температуре выше $300\text{ }^{\circ}\text{C}$ в течение 6 часов, обеспечив полную просушку ЧЭ. Измерить сопротивление ТСП в какой-либо реперной температурной точке в области положительных температур. (Наилучшим вариантом является точка плавления галлия $-29,7646\text{ }^{\circ}\text{C}$ или затвердевания индия $-156,5985\text{ }^{\circ}\text{C}$. Можно также использовать высокоста-

бильный жидкостный термостат для интервала 40-80 °С). После измерений погрузить ТСП в жидкий азот и выдержать в нем в течение 0,5 ч. Повторить измерения в реперной точке и сравнить полученные результаты. В том случае, если герметичность ЧЭ нарушена, глубокое охлаждение ТСП приводит к конденсации влаги из проникающего воздуха на изоляции ЧЭ, и сопротивление, измеренное после охлаждения термометра, будет несколько ниже, чем первоначальное сопротивление. Если ЧЭ герметичен, такого эффекта не будет.

Таким образом, можно рекомендовать следующую процедуру форсированных испытаний:

- длительное воздействие температуры, несколько превышающей максимальную рабочую,
- серия термоциклов с перекрытием рабочего диапазона,
- воздействие вибрации.

На этих стадиях основной метрологической характеристикой, анализируемой в процессе испытаний, является сопротивление ЧЭ при 0 °С.

На завершающей стадии проводится испытание на герметичность.

Для метрологического анализа последствий воздействия операций форсированных испытаний на ТСП повышенной надежности требуются:

- средство измерения сопротивления с погрешностью не более 0,0005 Ом,
- термометр с погрешностью (при 0 °С) не более 0,002 °С,
- термостат с погрешностью 0,02 °С для воспроизведения температуры плавления льда,
- точные термостаты для воспроизведения температуры в диапазонах 30-100 °С и 300-650 °С,
- печь для отжига,
- вибростенд.

Выводы:

Метрологический анализ способен существенно повысить эффективность форсированных испытаний.

Метрологический анализ потенциальных источников погрешности датчиков позволяет определить эффективные виды воздействий, которые могут быть использованы в процедуре форсированных испытаний.

Метрологический анализ результатов операций форсированных испытаний датчиков дает возможность выявлять скрытые дефекты технологического процесса, включая те из них, которые не проявляют себя в первые годы эксплуатации.

Действенность метрологического анализа последствий операции форсированных испытаний существенно зависит от инструментального оснащения метролога. Лишь при использовании средств измерений высших разрядов можно рассчитывать на выявление «малых» технологических дефектов, которые приводят к погрешности, нарастающей до неприемлемых значений лишь за 10-15 лет, но от того не менее опасных.

В частности, метрологический анализ позволил существенно повысить эффективность разработки и анализа результатов форсированных испытаний, имеющих целью отработку технологического процесса изготовления надежных термопреобразователей сопротивления платиновых.

Обоснована процедура испытаний, включающая операции длительного нагрева при температуре, несколько превышающей максимальную рабочую, циклического нагрева и охлаждения с перекрытием рабочего диапазона, вибрационного воздействия, испытаний на герметичность.

Литература

1. Сапожникова К.В., Тайманов Р.Е., Кочугуров В.В. Метрологический контроль как компонент диагностики гибких производственных систем и робототехнических комплексов // Испытания, контроль и диагностирование гибких производственных систем. – М.: Наука. – 1988. – С. 269-273.
2. Тайманов Р.Е., Сапожникова К.В. Метрологическое обеспечение средств измерительной техники, встраиваемых в оборудование // Российская метрологическая энциклопедия. – СПб.: Лики России, 2001. – С. 260-262.
3. R. Taymanov, K. Sapozhnikova: Intelligent measuring instruments. Maximum Reliability. Minimum metrological maintenance // Proceedings. of the XVII IMEKO World Congress, 2003, Dubrovnik, Croatia. – P. 1094-1097.
4. IEC 751, amendment 2, 1995-07.
5. Датчики для измерения температуры в промышленности / Г.В. Самсонов, А.И. Киц, О.А. Кюздени В.И., Лах и др. – Киев: Наукова думка, 1972.
6. Mangum B.W. Stability of small industrial PRTs // Journal of research of the NBS. – 1984 – v. 89. – N 4. – P. 305-316.
7. L. Crovini, A. Actis, G. Coggiola, A. Mangano. Precision calibration of Industrial Platinum Resistance Thermometers // Temperature: Its Measurement and Control in Science and Industry, vol. 6, New York: AIP, 1992. – P. 1077-1082.
8. Z. Jipie, F. Kai, W. Shuyuan, Y. Quanfa. Investigation on the R-T relationship above 0 °C and the stability of industrial platinum resistance thermometers // Temperature: Its Measurement and Control in Science and Industry, vol. 6, New York: AIP, 1992. – P. 433-438.
9. H.M. Hashemian, K.M. Petersen. Achievable accuracy and stability of industrial RTDs// Temperature: Its Measurement and Control in Science and Industry, vol. 6, New York: AIP, 1992. – P. 427-432.

196135, г. Санкт-Петербург, а/я 164, т. (812)323-96-24, e-mail: taymanov@vniim.ru.

УДК 543.08:006.91

ЛАБОРАТОРНАЯ УСТАНОВКА ДЛЯ ИССЛЕДОВАНИЯ И ОЦЕНКИ МЕТРОЛОГИЧЕСКИХ ХАРАКТЕРИСТИК ПОТЕНЦИОМЕТРИЧЕСКИХ АНАЛИЗАТОРОВ

Н.Ф. Никитенко, И.Р. Чебанов

Южно-Российский государственный технический университет (НПИ)

Обсуждаются структура и принцип построения измерительной установки, предназначенной для градуировки, определения метрологических характеристик и оценки помехоустойчивости электронных рН-метров.

Лабораторная установка предназначена для измерения активности ионов водорода (рН), окислительно-восстановительного потенциала (Е_и) и температуры (t, °С) водных растворов, а также для градуировки и метрологических испытаний рН-метров [1].

Лабораторная установка включает в себя:

- рН метр типа рН-150М;
- комплекс электродов для измерения водородного показателя рН и Е_и;
- датчик температуры контролируемого раствора;
- имитатор электронной системы И-02;
- магазин сопротивлений для имитации датчика температуры (термометр сопротивления).

Последние два прибора установки предназначены для градуировки электронного преобразователя рН-метра.

Измерение рН, Е_и и t осуществляется в цифровой форме с помощью электронного измерительного преобразователя (рН-метра типа рН-150М) и набора электродов, рН-метр имеет следующие характеристики (табл. 1)

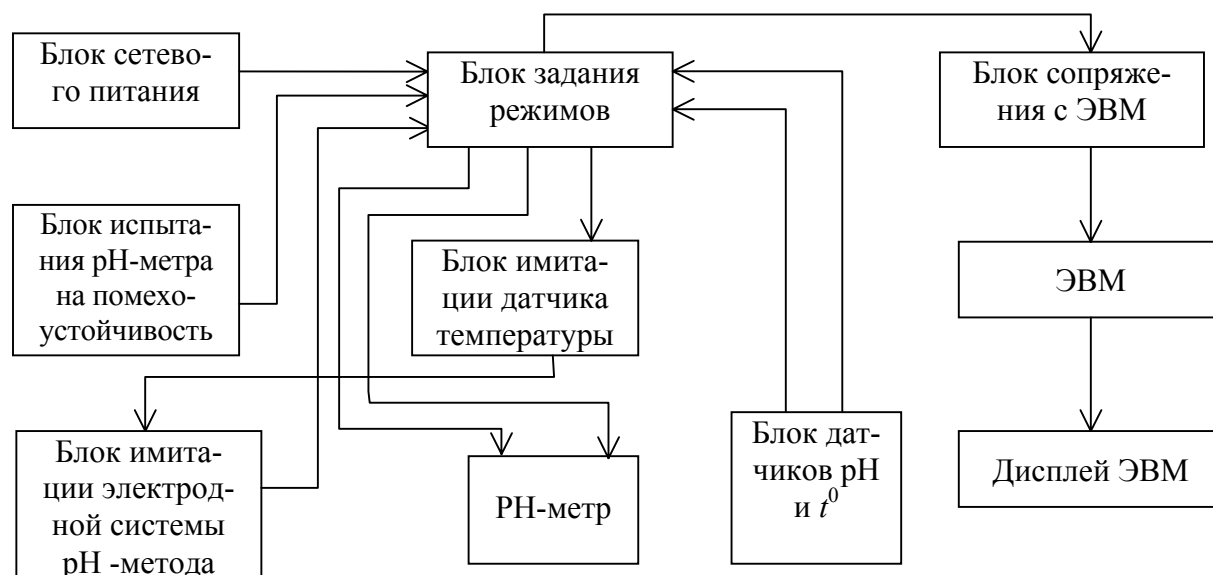
Таблица 1

Характеристики рН-метра

Измеряемая величина	Единица измерения	Диапазон измерения	Цена единицы младшего разряда (дискретность)
Активность Н ⁺	рН	–1,0 ÷ +14	0,01
Окислительно-восстановительный потенциал	мВ	1999 ÷ +1999	1,0
Температура анализируемой среды	°С	10 ÷ +100	1,0

Структурная схема стенда включает в себя следующие блоки (рис. 1):

- 1) блок сетевого питания (БСП);
- 2) блок задания режимов работы стенда (БЗР);
- 3) блок имитации датчика температуры – терморезистора (магазин сопротивлений типа МСР) (БИТ);
- 4) блок испытания рН-метра на помехоустойчивость (БИП);
- 5) блок имитации электродной системы датчика для измерения рН-показателя (БИЭС);
- 6) прибор для измерения рН, Е_и и t° (рН-метр типа рН-150М);
- 7) измерительный блок (измерительный пост), включающий в себя измерительный и вспомогательный датчики рН и терморезисторы, датчик температуры (термометр сопротивления).



**Рис.1. Структурная схема учебного лабораторного стенда
«Потенциометрический анализатор для измерения рН»**

Блок сетевого питания (БСП) предназначен для питания всех блоков стенда напряжением, в том числе: регулируемым переменным напряжением (0÷55 В); регулируемым постоянным напряжением (0÷55 В); нерегулируемым напряжением ~5 В. БСП содержит вольтметр для измерения напряжения внутреннего напряжения блока, а также для измерения (индикации) внешнего напряжения $\approx U_x$ постоянного или переменного тока.

Блок задания режимов (БЗР) работы стенда предназначен для выбора и коммутации режимов стенда и режимов датчиков. С помощью БЗР могут быть заданы следующие режимы стенда:

- 1) режим измерения с помощью рН-метра;
- 2) режим исследования рН-метра на помехоустойчивость;
- 3) режим измерения с компьютерной обработкой;
- 4) режим исследования медицинских рН-зондов.

Для контроля метрологических характеристик аналого-цифровых преобразователей рН-метра в блоке предусмотрено два режима работы информационных устройств отдельно для датчиков рН и датчика температуры:

- 1) режим работы с датчиками (рН и t°);
- 2) режим работы с имитатором датчиков рН и t° .

Блок имитации датчика температуры (БИДТ) выполнен в виде магазина сопротивлений типа МСР. Градуировочная характеристика термометра сопротивления датчика используется в рН-метре для коррекции показателей рН и при любой температуре в интервале -10°C до $+100^\circ \text{C}$ определяется уравнением:

$$R_t = 903,3 + [3,70875 (t - 20)]. \quad (1)$$

Значения номинальных сопротивлений при различной температуре приведены в табл. 2.

Таблица 2

**Значения номинальных сопротивлений термокомпенсатора
при различной температуре**

Температура, °С	–10	0	20	40	60	80	100
Сопротивление термокомпенсатора, Ом	1014,6	977,5	903,3	829,1	755,0	680,8	606,6

Блок испытания рН метров на помехоустойчивость (БИП) предназначен для испытания работоспособности рН-метров в условиях сетевых помех. БИП реализован в виде трансформаторного источника питания питаемого напряжением ~24 В, частоты 50 Гц от блока сетевого питания. Блок вырабатывает два сигнала $f = 50 \text{ Гц}$: один (E_1) с регулировкой напряжения в диапазоне (0 ÷ 50) мВ, другой (E_2) – регулировкой напряжения в диапазоне (0 ÷ 1) В. Выбор E_1 или E_2 осуществляется с помощью клавишного переключателя.

Блок имитации электродной системы (БИЭС) датчиков для измерения рН предназначен для калибровки, определения градуировочной характеристики и других характеристик электронного преобразователя рН-метра в зависимости от изменений внутреннего сопротивления электродной системы, уровня помех, эквивалентной ЭДС «земля-раствор», эквивалентного сопротивления вспомогательного электрода и др.

В качестве **измерительного прибора** в стенде использован рН-метр с аналого-цифровым преобразователем типа рН-150М.

рН-метр является портативным прибором с сетевым и автономным питанием. Прибор, кроме рН, измеряет также показатель Еh и температуру t° . При этом с помощью термокомпенсатора автоматически вносится коррекция показателей рН и рассчитываются ЭДС электродной системы согласно зависимости

$$E = -E_{\text{и}} - (54,197 + 0,1984 t_p)(\text{pH}_x - \text{pH}_{\text{и}}),$$

где $E_{\text{и}}$, $\text{pH}_{\text{и}}$ – координаты изопотенциальной точки стеклянного электрода.

В основу работы рН-метра положен потенциометрический метод измерения рН и Еh контролируемого раствора. При измерении рН (или Еh) раствора используется система, состоящая из измерительного и вспомогательного электродов. В качестве измерительного электрода при измерении рН используется стеклянный электрод, а в качестве вспомогательного хлор-серебряный электрод (рис. 2)

При измерении окислительно-восстановительного потенциалов Еh в качестве измерительного электрода используется редоксметрический электрод (платиновый), в качестве вспомогательного – хлорсеребряный (рис. 3).

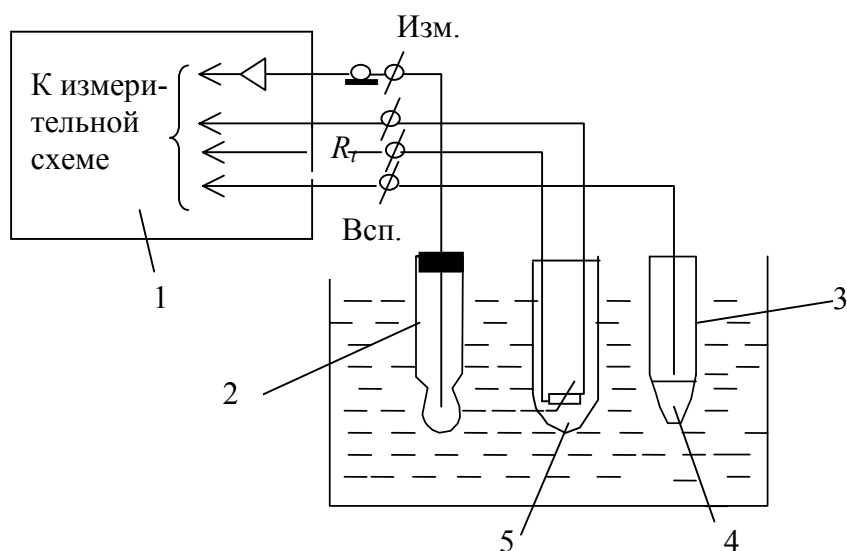


Рис.2. Схема подключения электродной системы при измерении pH и температуры:

1 – преобразователь pH и температуры, 2 – измерительный стеклянный электрод, 3 – вспомогательный электрод, 4 – электролитический ключ, 5 – термокомпенсатор

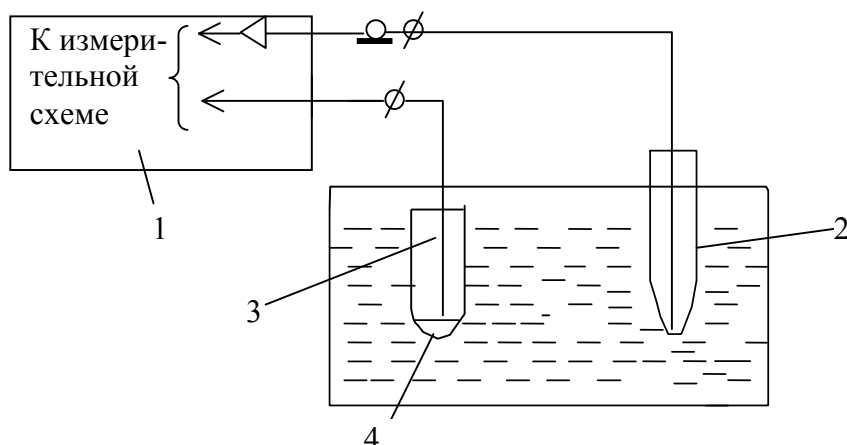


Рис.3. Схема подключения электродной системы при измерении Eh:

1 – преобразователь pH-150M, 2 – измерительный (редоксметрический) электрод, 3 – вспомогательный электрод, 4 – электролитический ключ

Измерительный блок (ИБ) выполнен в виде измерительной позиции (поста), состоящего из потенциометрических датчиков для измерения pH (или Eh), терморезисторного датчика температуры и подвижной подставки для кювет с контролируемым раствором. Потенциометрические датчики pH (Eh) выполнены в виде комплекта из 2-х электродов: измерительного pH (или Eh) и вспомогательного (хлор-серебряного) электрода. Измерительный блок может быть укомплектован комбинированными потенциометрическими Eh датчиками pH (или Eh). Конструктивно эти датчики объединяют в одном корпусе измерительный и вспомогательный электрод. Для непосредственного измерения pH (или Eh) мяса и мясопродуктов, а также хлебобулочных изделий в производственных условиях pH-

метр может быть снабжен комплектом датчиков pH (Eh) и температуры, объединенных конструктивно и снабженных специальным держателем с ножевым устройством.

Литература

1. Автоматизация и средства контроля производственных процессов в нефтяной и нефтехимической промышленности: Серия справочников. Кн. 4. Приборы для автоматического анализа состава и свойств вещества / А.Ф. Анисимов, В.С. Иванов, А.В. Казаков – М.: Недра, 1979. – 624 с.

УДК 519.2.076: 633.15

МОДЕЛИ СВЯЗИ УРОЖАЙНОСТИ И ФАКТОРОВ УПРАВЛЕНИЯ

В.М. Игнатьев

Новочеркасская государственная мелиоративная академия

Предлагаются регрессионные модели связи урожайности с.-х. культур и факторов управления: внесения удобрений и проведения инвестиционных мероприятий.

К факторам управления, которые влияют на производство с.-х. культур, можно отнести внесение минеральных и органических удобрений, проведение оросительных, осушительных и селекционных мелиораций, инвестирование в с.-х. производство.

На урожайность с.-х. культур значительное влияние оказывают метеорологические факторы. Но их влияние в различных климатических зонах и регионах нашей страны различно. Для Южного Федерального округа для основных с.-х. культур ранее были получены зависимости урожайности от основных метеорологических факторов [1]. Число исходных метеорологических факторов – 14. Наблюдались следующие метеорологические факторы: температура воздуха; относительная влажность; скорость ветра; осадки; начальная влажность почвы; испаряемость; солнечная радиация; фотосинтетическая активная радиация; радиационный баланс; продолжительность солнечного сияния; сумма температур воздуха больше 10°C; коэффициент увлажнения; дефицит влажности воздуха; сумма дефицитов влажности воздуха. Степень взаимосвязи в полученных регрессионных уравнениях высокая и очень высокая по значению коэффициента линейной корреляции для расчетной и фактической урожайности.

Наряду с метеоусловиями значительное влияние оказывают водные мелиорации, к которым относятся орошение и осушение. Зависимости урожайности для основных с.-х. культур, выращиваемых в Южном Федеральном округе, получены и описаны в статье [2]. Основными наблюдаемыми исходными факторами (9 факторов) являлись: плотность почвы; наименьшая влагоемкость; уровень питания азотом; уровень питания фосфором; уровень питания калием; оросительная норма; гидротермический коэффициент; обеспеченность по дефициту водного баланса. Результа-

рующий фактор – урожайность – имеет значительную и высокую степень взаимосвязи с исходными факторами. Коэффициенты детерминации для культур равны: озимая пшеница – 0,507; кукуруза на зерно – 0,575; соя на зерно – 0,68; картофель – 0,998; кукуруза на силос – 0,612; люцерна – 0,5; сорго на зерно 0,388. Влияние селекционных мелиораций можно учесть только для отдельных полевых опытов.

Для оценки влияния управляемых с.-х. производством факторов в регионах России рассмотрим удельные инвестиции на один гектар (in), руб.; внесение минеральных удобрений (x) на один гектар посева сельскохозяйственных культур (в пересчете на 100 % питательных веществ); внесение органических удобрений (z) на один гектар посева с.-х. культур. Результирующий фактор (y) – урожайность культуры в весе после доработки. Исходные данные за 8 лет для регионов РФ выбирались из справочника [3].

Лучшие уравнения регрессии, полученные для основных с.-х. культур, приведены в таблице.

Таблица

**Уравнения урожайности с.-х. культур в зависимости
от факторов уравнения**

С.-х. культура	Вид уравнения	Количество данных	Коэффициент корреляции
Зерновые	$y = 8,53 x^{0,27} z^{-0,093} in^{-0,07}$	592	0,534
Овощные	$y = -5,02 \ln x + 14,51 \ln z - 8,55 \ln in + 202,76$	592	0,33
Подсолнечник	$y = 3,6x^{0,16} z^{0,048} in^{0,156}$	312	0,475
Картофель	$y = 99,2 x^{-0,867} z^{5,722} in^{9,175}$	608	0,305
Сахарная свекла	$y = 15,57 \ln x + 3,21 \ln z - 0,91 \ln in + 111,2$	264	0,523

В уравнениях таблицы используются следующие обозначения: y – урожайность с.-х. культуры, ц/га; x – внесение минеральных удобрений, кг/га; z – внесение органических удобрений т/га; in – удельные инвестиции, руб./га. Коэффициент корреляции между расчетными значениями урожайности для зерновых культур и сахарной свеклы и фактическими значениями указывает на значительную взаимосвязь этих параметров. Для остальных с.-х. культур, приведенных в таблице, значение коэффициента корреляции соответствует умеренной взаимосвязи параметров.

Полученные уравнения регрессии применимы на рамочных значениях исходных данных и показывают тенденцию изменения урожайности с.-х. культуры при изменении управляющих факторов. Урожайность зерновых увеличивается от внесения минеральных удобрений. Для картофеля урожайность повышается от внесения органических удобрений. Урожайность овощных повышается от внесения минеральных удобрений и проведения орошения. Урожайность сахарной свеклы в среднем по РФ увеличивается в зависимости от внесения всех видов удобрений и мелиорантов [4].

Литература

1. Игнатьев В.М., Ильинская И.Н. Модели урожайности сельскохозяйственных культур при определенных метеоусловиях // Моделирование. Теория, методы и средства: – Новочеркасск: Темп, 2001. – Ч. 2. – С. 21-24.
2. Игнатьев В.М., Ильинская И.Н. Статистические модели прибавки урожайности сельскохозяйственных культур // Методы и алгоритмы прикладной математики в технике, медицине и экономике. – Новочеркасск: Темп, 2002. – Ч. 3. – С. 11-12.
3. Регионы России. Стат. сборник. – М.: Госкомстат России, 2001. – Т. 1, 2.
4. Игнатьев В.М., Пелевина А.Б. Оценка эффективности внесения почвенных мелиорантов // Экологические системы и приборы, 2002. – № 10. – С. 38-39.

УДК 338.31:330.43(075.8)

ОЦЕНКА РЫНОЧНОЙ СТОИМОСТИ НЕКОТОРЫХ РОССИЙСКИХ ЦЕННЫХ БУМАГ МЕТОДОМ ОЦЕНКИ КАПИТАЛЬНЫХ АКТИВОВ

А.А. Шабалин

Южно-Российский государственный технический университет (НПИ)

Одним из инструментов оценки рыночной стоимости финансовых активов является модель оценки капитальных активов (САРМ), в которой определяются риски финансового актива: residual risk и systematic risk. Коэффициенты модели, соответствующие рискам актива, определяют оценку стоимости финансового актива за исследуемый период и зависимость стоимости актива от колебаний на фондовом рынке.

В условиях повышения колебаний котировок ценных бумаг на российском фондовом рынке, которое происходит в последнее время, методы оценки рыночной стоимости финансовых активов фирм приобретают актуальность и практическую значимость.

В настоящее время имеются достаточно «тонкие» математико-статистические инструменты такой оценки (в частности, модели ICAPM, ART, GMM и др.). В качестве общепризнанного способа определения инвестиционной привлекательности акций используется простая и хорошо экономически обоснованная модель оценки капитальных активов (САРМ – Capital Asset Pricing Model), разработанная Шарпом, Линтнером и Моссиным в 1960-х годах прошлого века.

Capital Asset Pricing Model (САРМ) – модель оценки доходности финансовых активов, служит теоретической основой для ряда различных финансовых технологий по управлению доходностью и риском, применяемых при долгосрочном и среднесрочном инвестировании в акции. САРМ рассматривает доходность акции в зависимости от поведения рынка в целом.

Согласно САРМ, суммарный риск по конкретному виду акций состоит из двух факторов: несистематический риск (residual risk), степень которого измеряется коэффициентом альфа (α) и систематический или неизбежный риск (systematic risk), измеряемый коэффициентом бета (β). Математическое представление уравнения модели САРМ:

$$\mu_i^f = \alpha_i + \mu_0 + \beta_i \cdot (\mu_p - \mu_0), \quad (1)$$

где μ_i^f – средняя доходность i -го актива; μ_0 – доходность безрискового актива; μ_p – ожидаемая доходность портфеля ценных бумаг.

Численная реализация модели CAPM. Получим коэффициенты модели CAPM для следующих ценных бумаг: обыкновенные акции (о.а.) РАО «ЕЭС России» (EESR); о.а. ОАО «Лукойл» (LKOH); о.а. ОАО «Ростелеком» (RTKM); о.а. Сбербанк России (SBER); а.о. ОАО «НК «ЮКОС» (UYKO); а.о. ОАО «Сибнефть» (SIBN); а.о. ОАО «Татнефть» (TATN); а.о. АО «Свердловэнерго» (SVEN). Безрисковым активом (risk-free asset) выбрана государственная краткосрочная бескупонная облигация – ГКО 21165. В качестве рыночного портфеля возьмем поочередно несколько фондовых индексов: ММВБ, ММВБ 10, ТехноСи.

Котировки ценных бумаг выражены в рублях; взяты с торгов на российском фондовом рынке – ММВБ. Источники: www.finam.ru, www.micex.ru, www.rbc.ru. Временной интервал, исходя из которого определялась статистическая информация (котировки ценных бумаг): с 20.01.2003 по 20.06.2003 г. По котировкам ценных бумаг определим их доходность (вследствие недостатка информации по дивидендам исследуемых акций, в доходности они не учтены).

Рекуррентная формула определения доходности ценных бумаг:

$$\mu_i^f[j] = \frac{\tau_i[j] - \tau_i[j-1]}{\tau_i[1]} + \mu_i^f[j-1], \quad (2)$$

где $\tau_i[j]$ – стоимость ценной бумаги i в момент j ;

Строим линейную регрессию с переменными $Y = \mu_i^f - \mu_0$; $X = \mu_p^{1..3} - \mu_0$.

Полученные значения представлены в таблице.

Таблица

Коэффициенты построенной регрессии

Безрисковый актив ГКО 21165	ММВБ			
	α	B	R^2	Станд. ошиб. урав.
о.а. РАО «ЕЭС России»(EESR)	-0,0511	2,4118	0,91	0,0911
о.а. ОАО «Лукойл»(LKOH)	-0,0617	0,6831	0,87	0,0322
о.а. ОАО «Ростелеком»(RTKM)	-0,0090	1,0231	0,91	0,0392
о.а. Сбербанк России(SBER)	0,0039	0,9144	0,96	0,0240
о.а. ОАО «НК «ЮКОС»(UYKO)	0,0202	0,7787	0,81	0,0469
о.а. ОАО «Татнефть» (TATN)	0,0402	1,0208	0,89	0,0430
о.а. ОАО «Сибнефть» (SIBN)	-0,0003	0,5277	0,69	0,0431
о.а. АО «Свердловэнерго»(SVEN)	0,1817	1,0993	0,70	0,0894

Анализ. Необходимо отметить, что R^2 построенных регрессий высок, около 90 %, что говорит о высокой точности объяснения статистических данных построенным уравнением регрессии, причем стандартная ошибка регрессионных уравнений не высока.

Вывод. Общей «тенденции» коэффициентов α нет, одни из них положительны, другие отрицательны, то есть наблюдается недооцененность или переоцененность исследуемых ценных бумаг в рассмотренный период времени на этом рынке, есть индивидуальные параметры α = доходность фактическая минус доходность равновесная. Но данный показатель слабо значим и его можно корректировать путем диверсификации портфеля ценных бумаг.

Коэффициент β по одной и той же ценной бумаге различается при использовании разных фондовых индексов. Самые высокие значения β рассчитаны с индексом ТехноСи, далее идет ММВБ и самое малое значение коэффициента при ММВБ 10. Возможно это объясняется количеством входящих в портфель бумаг. При изменении доходности «большого» портфеля, отдельная бумага в меньшей степени влияет на его доходность, чем если бы это был «малый» портфель.

Таким образом, были выявлены следующие актуальные положения, которые могут иметь значение для инвесторов. Самый рискованный актив EESR имеет самую большую доходность, следовательно, его необходимо приобретать при создании агрессивных портфелей. Финансовый актив SVEN имеют высокую доходность, более вероятно из-за внешних факторов и приобретение его должно быть связано с оценкой его внутренней структуры управления предприятием. Минимально рискованные активы LKOH и SIBN имеют самую низкую доходность, необходимы для формирования консервативных портфелей. Ценные бумаги RTKM, SBER, TATN имеют коэффициент β около единицы, что говорит о возможности включения их в сбалансированные портфели. УΥКО – весьма привлекательный актив, имеющий низкий коэффициент неизбежного риска и при этом доходность на уровне RTKM, SBER, TATN. Данный актив можно приобретать как для сбалансированных, так и консервативных портфелей.

Подытоживая, можно отметить, что точный расчет показателей β модели CAPM необходим финансовым менеджерам, чтобы выбрать активы, которые наилучшим образом соответствуют их стратегии инвестирования.

Литература

1. Крутик А.Б., Никольская Е.Г. Инвестиции и экономический рост предпринимательства. – СПб.: Лань, 2000. – 544 с.
2. Модельяни Ф., Миллер М., Сколько стоит фирма? – М.: ЭКСМО, 1999. – 270 с.
3. Сальков А.П. О применимости коэффициента бета при оценке стоимости акций // www.arni.ru
4. Шарп У.Ф., Александер Г.Дж., Бэйли Дж. В. Инвестиции / Пер. с англ. – М.: Инфра-М, 1997.

5. Cochrane J. H. Asset Pricing. – Chicago, 2000 // [www-gsb.uchicago.edu /fac/john.cochrane /research /papers](http://www-gsb.uchicago.edu/fac/john.cochrane/research/papers) Cochrane
6. Nurminski E.A. Статическая теория ценообразования (CAPM) // www.dvo.ru /studio /finmath
7. CAPM – модель ценообразования основных активов // www.e-mastertrade.ru/ru/main

346411, г. Новочеркасск, ул. Желябова, 79, т. 4-15-25, e-mail: Shabalin@bk.ru.

УДК 504.03 : 338.24

ОБ ИСПОЛЬЗОВАНИИ МЕТОДА АНАЛИЗА КРИТИЧЕСКИХ КОНТРОЛЬНЫХ ТОЧЕК В ПРОЦЕССЕ ОБЕСПЕЧЕНИЯ ОРГАНИЗАЦИИ ПЕРСОНАЛОМ

И.Б. Адова, К.П. Филипов, Е.Г. Кузнецова

Новосибирский государственный технический университет,
АНО «Новосибсерттификация»

Представленные результаты исследования описывают возможности использования методов контроля качества (в частности, метода анализа критических контрольных точек) в управлении персоналом как одним из ресурсов, обеспечивающих процессы жизненного цикла товара (услуги) и менеджмента в организации. Описанная методика применяется в рамках подготовки документов по сертификации.

Международные стандарты ИСО семейства 9000;2000 в области менеджмента Качества основаны на новых принципах менеджмента организации. Одним из них является процессный подход, который предполагает моделирование и документирование (описание) особо ответственных бизнес-процессов, необходимых для обеспечения гарантий безопасности и Качества товара или услуги Потребителю. К числу таких процессов относится и процесс обеспечения Персоналом.

Менеджмент Персонала подвержен эволюции и зависит от многих факторов, влияющих на условия деятельности организации. Главным фактором, изменившим отношение к человеческим ресурсам за счет повышения требований к их Качеству, несомненно, является конкурентная борьба предприятий и организаций. Приоритетным принципом менеджмента становится ориентация на Потребителя. Если раньше «кадры» на российском предприятии практически не подлежали выбору и оценке (распределение молодых специалистов любого уровня подготовки, воспитательные мероприятия с нарушителями дисциплины и «бракоделами», формальная аттестация через 2-3 года), то в настоящее время «кадры» переведены в категорию ресурсов. Требования к Человеческим ресурсам (Персоналу¹) теперь устанавливаются не только технологическим процессом, как ранее, но и всеми другими процессами менеджмента организации и процессами жизненного цикла продукции или услуг. При этом определяется уровень за-

¹ Именно ввиду значимости, мы обозначаем Персонал, как и другие ключевые характеристики Качества, с прописной буквы.

трат на Персонал с учетом ответственности за Качество. Процесс обеспечения Персоналом подлежит мониторингу, т.е. наблюдению с целью соблюдения требований к **временным, стоимостным и качественным** характеристикам процесса, его способности обеспечивать гарантии Качества и безопасности Потребителям на всех стадиях жизненного цикла продукта, производимого предприятием. Качество персонала рассматривается нами как динамическая система, развивающаяся в процессе функционирования организации. Это предопределяет необходимость постоянного отслеживания состояния системы качества персонала (компетентности, мотивации и личностных характеристик). Круг методов диагностики данного специфического ресурса достаточно обширен – от общих (статистических методов, методов экономического анализа, социологических методов и т.п.) до специфических. К их числу нами отнесен **метод анализа критических контрольных точек**. Этот анализ является основой международной системы безопасности и качества пищевых продуктов НАССР, но его использование актуально в любых процессах, особо ответственных для обеспечения гарантий безопасности и качества для Потребителей.

Критические контрольные точки определяются при моделировании и устанавливаются в блок-схеме процесса обеспечения Персоналом, блок-схеме subprocessа контроля Качества Персонала.

Определению критических контрольных точек предшествует анализ рисков и видов дефектов, критических для Качества Персонала. К **критическим дефектам процесса обеспечения Персоналом** относятся дефекты, которые при устранении или в своих последствиях создают для предприятия следующие виды рисков:

- риск нанесения материального ущерба предприятию за счет непроизводительных потерь ресурсов всех видов (возвраты продуктов деятельности на доработку, утилизация неисправимой продукции или других продуктов деятельности),
 - риск упущенной выгоды (потеря Заказчиков, Клиентов),
 - риск привлечения Руководителя предприятия к ответственности,
 - риск получения штрафных санкций за нарушения законодательных документов,
- риск получения штрафных санкций за нарушения внешних нормативных стандартов (СНиПов, СанПиНов и т.п.),
- риск получения штрафных санкций от Заказчиков за нарушения условий договоров о поставках.

Эти дефекты, критические для Качества и безопасности процесса обеспечения Персоналом, объединены в следующий перечень:

- несоответствие маркетинговой информации о рынке труда, образовательных и страховых услугах фактическому состоянию (неправильный выбор источников и методов получения информации, дезинформация, несвоевременность получения информации, неактуальность данных и т.п.),
- отсутствие или проведение неквалифицированной оценки Претендента на должность и последующий найм,

- ошибки в расстановке или перемещениях Персонала,
- отсутствие или ненадлежащий уровень вводного инструктажа при найме на работу,
- отсутствие должностной инструкции с указанием цели, задач должности, требований к компетентности, подчиненности и замещения, ответственности, полномочий, обязанностей (либо наличие формальной или устаревшей должностной инструкции),
- отсутствие действий со стороны руководства по вовлечению Персонала в реализацию стратегии и политики в области Качества,
- отсутствие управленческого учета в процессе обеспечения Персоналом (плановые задания, отчетность, анализ отклонений фактических показателей от их планового (нормативного) уровня),
- отсутствие корректирующих и предупреждающих появление дефектов действий (несвоевременный инструктаж при обновлении процессов, экономия на внутрифирменном обучении),
- негативные психологические реакции Персонала (отрицательная или неконкурентоспособная мотивация Персонала, необоснованные наказания, некорректное поведение Руководителей, неблагоприятный психологический климат в коллективе, т.е. недостаточно развитая корпоративная культура),
- отсутствие постоянного обучения (повышение квалификации и переподготовка), узкая специализация Персонала, неспособность реагировать на изменения стратегии.

Учитывая перечисленные дефекты, определяется точка возможного возникновения каждого из них, так называемая дефектоносная процедура или операция. Эти операции получают название критических контрольных точек.

Следующим этапом является установление в Матрице ответственности и Карте субпроцесса следующих параметров:

- мониторинга полномочий и ответственности,
- статуса и периодичности контроля,
- методов и средств (ресурсов) контроля,
- форм записей данных о результатах контроля,
- форм документов управленческого учета, участвующих в принятии управленческих решений.

Таким образом, квалифицированное документирование и внедрение процессного подхода к обеспечению соответствия Персонала установленным бизнес-процессам, стратегией предприятия и политикой в области Качества позволяет Руководителю за счет мониторинга в критических контрольных точках сократить риски получения материального ущерба со стороны одного из видов ресурсов – Персонала. Современные высокоразвитые предприятия и организации с высоким уровнем корпоративной культуры рассматривают Персонал как часть Капитала, отслеживая не только затраты на него, но и отдачу.

Впервые нами проведена попытка применения метода анализа критических контрольных точек на ряде новосибирских предприятий, формирующих систему управления по МС ИСО 9000; 2000. Опыт показал положительные результаты. Работа в этом направлении продолжается.

УДК 338:331

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ДИАГНОСТИКА УПРАВЛЕНИЯ ПЕРСОНАЛОМ ПРЕДПРИЯТИЯ

И.В. Разумович

Новосибирский государственный технический университет

Обосновывается необходимость усиления внимания к экономическим аспектам управления персоналом (управлению затратами на персонал и оценке их эффективности) и предлагается методика диагностики управления затратами на персонал.

Переход к рыночной экономике заставил многих руководителей российских предприятий сосредоточить внимание на управлении материальными и финансовыми ресурсами. Управление персоналом долгое время оставалось на втором плане. В настоящий момент происходит переосмысление роли персонала на предприятии, персонал рассматривается уже не только как ресурс, а в большей степени как потенциал. Становится понятно, что руководители предприятия могут добиться успеха в будущем, только сохраняя и преумножая человеческий капитал. Для этого необходимо разрешить противоречие между потребностями персонала и финансовыми возможностями предприятия и разработать адекватную ожиданиям предприятия и персонала систему мотивации и стимулирования, что требует усиления внимания к экономическим аспектам управления персоналом – управлению затратами на персонал и оценке их эффективности.

Первый шаг к управлению затратами на персонал – их диагностика. Разработанная нами диагностика управления затратами на персонал включает в себя два этапа. Первый этап – сбор и анализ затрат на персонал на предприятии – позволяет установить закономерности и выявить факторы, влияющие на уровень затрат на персонал, а также построить систему показателей для анализа, планирования и контроля. Особенность этого этапа состоит в том, что сбор и анализ затрат на персонал на предприятии – достаточно сложная задача. В стандартных формах бухгалтерской отчетности нет обобщенного показателя «затраты на персонал», поэтому необходимо работать с первичными документами.

Анализ затрат на персонал на одном из предприятий легкой промышленности г. Новосибирска проводился нами по следующим направлениям:

- анализ затрат на оплату труда и социальное обеспечение;
- анализ затрат на культурно-бытовое обслуживание персонала и улучшение жилищных условий;

- анализ затрат на набор, отбор, первичную оценку и развитие персонала;
- анализ затрат на правовое и информационное обеспечение управления персоналом.

После определения состава затрат на персонал на анализируемом предприятии и выявления особенностей его работы переходим ко второму этапу диагностики – оценке эффективности затрат. На этом этапе нами была разработана диагностическая таблица, представляющая собой комплекс показателей, связанных с деятельностью персонала и производственными, финансовыми и социальными результатами предприятия. Для ее разработки использовались работы А.Я. Кибанова и соавторов, С.В. Шекшни, Р.А. Яковлева, Ю.Г. Одегова, Т.В. Никоновой, Е.В. Маслова и др. В состав диагностической таблицы нами были включены следующие блоки показателей:

- общеэкономические показатели деятельности предприятия;
- показатели, характеризующие структуру и динамику персонала;
- инновационные показатели;
- показатели производительности труда, использования рабочего времени и затрат на персонал;
- показатели условий труда;
- показатели социального развития.

На основе этой таблицы был проведен анализ и оценена эффективность затрат на персонал на вышеназванном предприятии за период с 1999 по 2001 гг. В состав общеэкономических показателей были включены: темпы роста выручки, себестоимости продукции и прибыли; стоимость внеоборотных активов и основных фондов; доля нематериальных активов в объеме внеоборотных активов; удельный вес основных фондов производственного назначения в общем объеме основных фондов.

В состав показателей, характеризующих структуру и динамику персонала, включаются: численность персонала; доля производственного, непромышленного и административного персонала; образовательная структура персонала; структура персонала по продолжительности работы на предприятии и возрастная структура персонала; текучесть персонала.

В блок показателей производительности труда, использования рабочего времени и затрат на персонал были выбраны: показатели производительности труда, объема реализации и прибыли на одного сотрудника; количества отработанного времени; затрат от потерь от брака; средней заработной платы по категориям персонала.

В состав показателей, характеризующих условия труда, включены: потери рабочего времени, в том числе из-за болезней и травм.

Завершающим анализом оценки стал блок показателей социального развития, в его состав включены: расходы на социальные выплаты, предусмотренные законом; расходы на дополнительные социальные выплаты; расходы на содержание социальной инфраструктуры; а также структура фонда накопления, фонда социальной сферы и фонда потребления предприятия.

После проведения анализа и выбора ключевых показателей деятельности предприятия, соответствующих генеральным целям, необходимо составить бюджет затрат на персонал. В заключение, отметим, что предприятия вынуждены работать в условиях отсутствия нормативной базы показателей оценки затрат на отраслевом и региональном уровнях, поэтому управление затратами на персонал является важным этапом в процессе эффективного управления персоналом.

630092, г. Новосибирск, пр. К. Маркса, 20, т. 46-24-87, e-mail: ir_raz@fb.nstu.ru.

УДК 629.113

ДИАГНОСТИРОВАНИЕ НЕКОТОРЫХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ УПРАВЛЯЕМОСТИ И УСТОЙЧИВОСТИ АВТОМОБИЛЯ НА ДИНАМИЧЕСКОМ ПОЛНООПОРНОМ СТЕНДЕ С БЕГОВЫМИ БАРАБАНАМИ

В.З. Русаков

Южно-Российский государственный университет экономики и сервиса

Рассмотрена актуальная проблема изменения эксплуатационных свойств (на примере управляемости и устойчивости) автомобиля. Выполнен теоретический анализ возможности оценки основных показателей этих свойств в стендовых условиях. Исследование проведено на базе разработанного на кафедре «Автомобильный сервис, организация и безопасность движения» ЮРГУЭС диагностического стенда (а.с. СССР №1323901).

В процессе эксплуатации автомобилей в рулевом приводе и переднем мосте происходят выработки узлов и сопряжений, приводящие к возникновению повышенного свободного хода рулевого колеса (РК), снижая большинство параметров устойчивости и управляемости. Оценка этого снижения и его влияния на основные показатели безопасности дорожного движения чрезвычайно важная проблема, решить которую в некоторой степени можно путем проведения стендовых испытаний АТС на динамических полноопорных стендах с беговыми барабанами.

Эта уверенность основывается на следующих соображениях. Основные параметры устойчивости и управляемости АТС, такие как изменение курсового угла, характеристики подруливания и легкости управления, наличие зон нечувствительности и запаздывания рулевого управления, однозначно связаны с такими показателями, как боковая сила в пятне контакта управляемых колес с дорожной поверхностью, усилие на рулевом колесе и свободный ход рулевого колеса. Значения этих показателей в настоящее время доступны к измерению при проведении стендовых испытаний. И в этом аспекте основной проблемой уже является обеспечение адекватности списываемых со стенда показателей их аналогам, измеряемым при дорожных ходовых испытаниях.

Таким образом, исследования снижения некоторых параметров устойчивости и управляемости АТС будем проводить на универсальном динамическом полноопорном стенде с беговыми барабанами (рис. 1), разра-

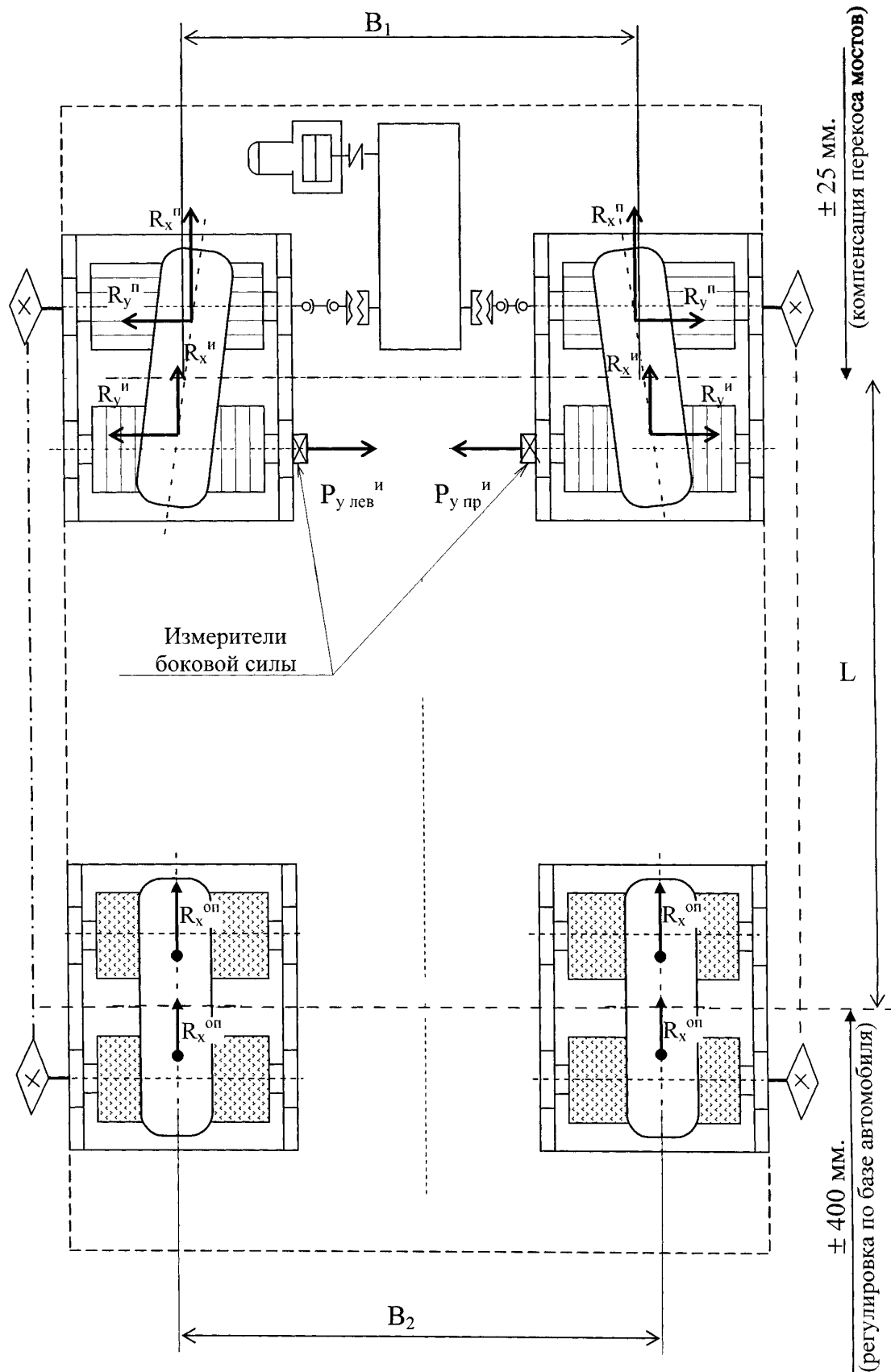


Рис.1. Принципиальная схема динамического полноопорного стенда с беговыми барабанами

ботанном на кафедре «Автомобильный сервис, организация и безопасность движения» ЮРГУЭС (а.с. № 1323901). Колеса передней оси приводятся во вращение передними беговыми барабанами посредством асинхронного электродвигателя. Кроме того, имеется возможность привода от двигателя автомобиля как переднеприводного, так и заднеприводного, привода во вращение колеса обеих осей автомобиля через цепную передачу между барабанами передней и задней секций.

Другой, немаловажной особенностью данного стенда является возможность самоориентации автомобиля, имеющего непараллельность возможного расположения осей передних и задних колес и барабанов стенда. Без подобной самоориентации измеренные боковые силы на передних управляемых колесах неизбежно будут содержать компоненту, вызванную данной непараллельностью, что осложнит адекватную интерпретацию данных сил для анализа и оценки параметров согласно целей исследования. На данном стенде эта задача решена использованием силового метода ориентации автомобиля на стенде, разработанного А.А. Филимоновым [1]. В его основу положено силовое равновесие колес в поперечном направлении в процессе качения по свободно вращающимся барабанам. Ось ведущих неуправляемых колес всегда перпендикулярна направлению прямолинейного движения автомобиля. Это можно использовать для точной ориентации автомобиля на стенде при условии, что ведущие колеса установлены на барабанах, оси которых строго параллельны поперечной оси стенда. Далее ведущие колеса прокручивают эти барабаны, и в результате взаимодействия сил, возникающих в местах контакта роликов и колес, ведущая ось автоматически при прокрутке занимает положение на стенде, соответствующее прямолинейному движению АТС. Управляемые же колеса устанавливаются в нейтральное положение по отношению к продольной оси стенда поворотом руля. При этом критерием правильности установки колес в прямолинейное положение в данном случае может служить как уменьшение величины схождения при их отклонении от нейтрального положения, так и равенство боковых сил на измерительных датчиках опорных барабанов.

Проведем теоретический анализ возможности адекватного использования измеряемого значения силы $P_{y \text{ лев(пр)}}^{\text{и}}$ для анализа изменения курсового угла при аналогичном дорожном испытании на примере переднего левого колеса переднеприводного (рис. 2) и заднеприводного (рис. 3) автомобиля.

Известно, что если на эластичное колесо действует при его качении по плоской поверхности боковая сила P_y^{δ} , то перемещение центра колеса не будет совпадать с направлением плоскости его вращения, составляя с этой плоскостью угол увода δ , который при небольших значениях (до 8°) можно приближенно найти по следующей формуле:

$$\delta = \frac{P_y^{\delta}}{K_{\text{ув}}},$$

где $K_{\text{ув}}$ – коэффициент сопротивления уводу.

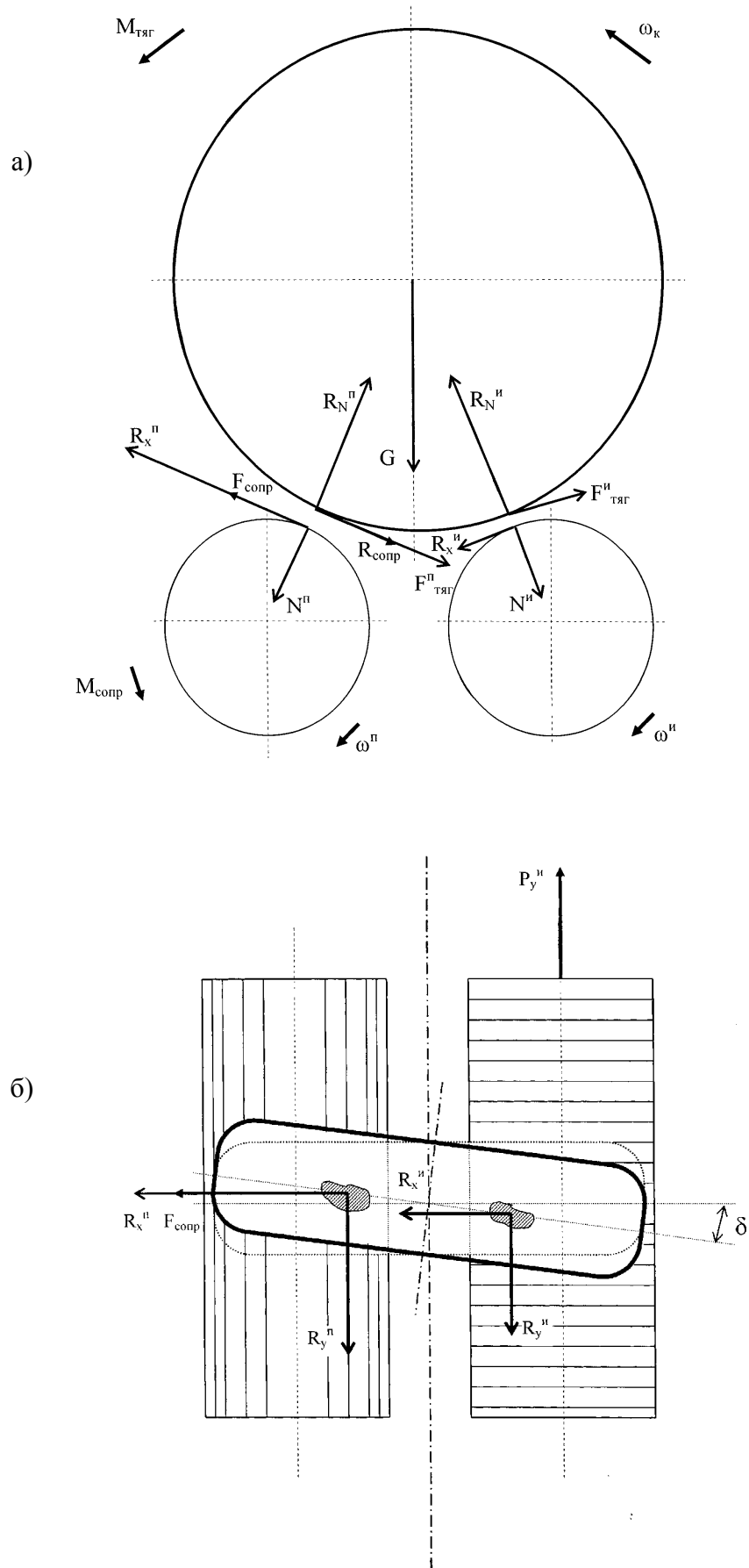
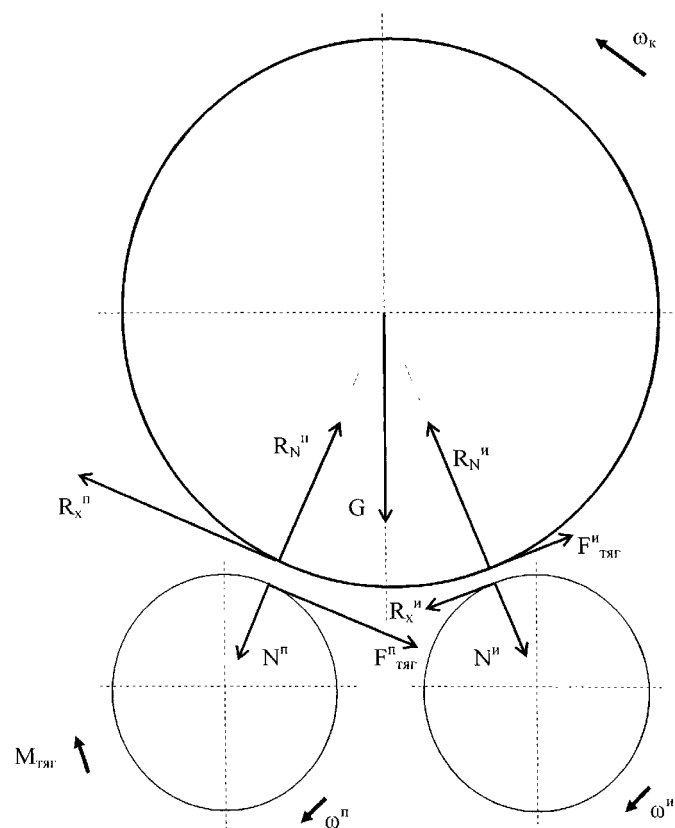


Рис.2. Схема привода от двигателя автомобиля (передний привод):
 а) фронтальный вид; б) вид сверху

а)



б)

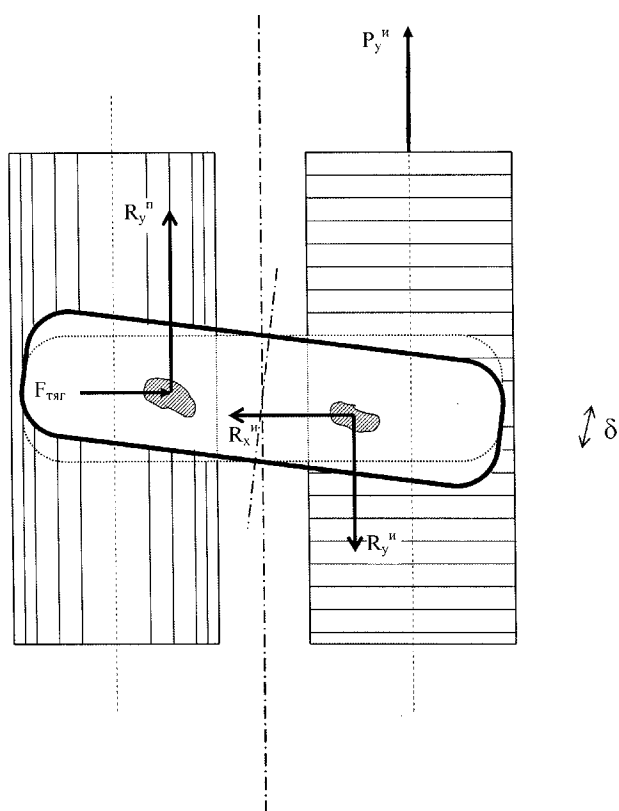


Рис.3. Схема привода от электродвигателя барабана (задний привод):
а) фронтальный вид; б) вид сверху

Естественно предположить, что если на колесо извне боковая сила не действует, а колесо установлено таким образом, что его направление перемещения образует с плоскостью вращения определенный угол $\delta_{\varepsilon, \alpha}$ (колесо установлено со сходимением и развалом), то в пятне контакта колеса с опорной поверхностью появится боковая сила $P_y^{\partial'}$, которую также можно определить зависимостью $P_y^{\partial'} = K_{yb} \cdot \delta_{\varepsilon, \alpha}$. Для конкретного типа шин и условий эксперимента величина K_{yb} будет зависеть от нормальной нагрузки, действующей на колесо. Для практического использования можно использовать формулу, предложенную Р. Смилиеем и В. Горном:

$$K_{yb} = C(A - B \cdot G_k) \cdot G_k,$$

где A, B, C – коэффициенты, зависящие от конструкции шины. Таким образом, зная нагрузку и тип шин, можно определить K_{yb} , а задаваясь величиной угла и влиянием развала-схода $\delta_{\varepsilon, \alpha}$ – определить величину боковой силы в пятне контакта при качении колеса, установленного со сходимением.

Если рассматривать качение колеса по беговым барабанам стенда, то нормальная нагрузка, приходящаяся на колесо G_k , распределяется между барабанами по известным зависимостям. Таким образом, можно предположить, что боковая сила в пятнах контакта колеса с барабанами, вызванная качением колеса со сходимением, будет равна:

$$P_y^{\Pi'} = C(A - B \cdot G_k^{\Pi}) \cdot G_k^{\Pi} \cdot \delta_{\varepsilon, \alpha} = C(A - B \cdot (G_k - G_k^{\Pi})) \cdot (G_k - G_k^{\Pi}) \cdot \delta_{\varepsilon, \alpha}, \quad (1)$$

где индексы Π и Π' относят соответствующие параметры к приводному и измерительному барабану соответственно.

Очевидно, что $P_y^{\text{ст}'} = P_y^{\Pi'} + P_y^{\Pi'}$ будет в несколько раз больше $P_y^{\partial'}$, измеренной в дорожных условиях. Это обусловлено значительным различием пятна контакта шины с опорной поверхностью при дорожных и стендовых испытаниях.

Если принять предложенное утверждение Я.М. Певзнера и Г.А. Гаспарянца о том, что боковая сила в пятне контакта пропорциональна боковой деформации шины в данной точке опорной поверхности, то можно записать

$$dP_y'' = \lambda_{\text{ш}} \cdot y \cdot dx,$$

где $\lambda_{\text{ш}}$ – коэффициент, зависящий от упругих свойств шин; y – боковая деформация шины

$$y = x - \text{tg} \delta_{\varepsilon} + y_n \approx x \cdot \delta_{\varepsilon} + y_n,$$

где y_n – боковая деформация в начальной точке контакта.

Обозначив длину пятна контакта с барабаном через $l_{\text{и(п)}}$ и проинтегрировав уравнение (1) от 0 до $l_{\text{и(п)}}$, получаем:

$$P_y^{\text{и(п)''}} = \lambda_{\text{ш}} y_n \cdot l_{\text{и(п)}} + \lambda_{\text{ш}} \delta_{\varepsilon, \alpha} \frac{(l_{\text{и(п)}})^2}{2}.$$

Приняв $\lambda_{ш} \cdot l_{и(п)} = C_{и(п)}$ – коэффициент боковой жесткости шины в контакте шины с барабанами, получим:

$$P_y^{и(п)''} = C_{и(п)} \cdot y_n + \frac{C_{и(п)} \cdot l_{и(п)}}{2} \cdot \delta_{\varepsilon, \alpha}.$$

Так как при малых $\delta_{\varepsilon, \alpha}$, $y_n \approx 0$, то $P_y^{и(п)''} \approx \frac{C_{и(п)} \cdot l_{и(п)}}{2} \cdot \delta_{\varepsilon, \alpha}$.

В конкретных условиях эксперимента определение $C_{и(п)}$ и $l_{и(п)}$ не представляет трудностей.

Итак, суммарная боковая сила на стенде равна:

$$P_y^{ст''} = P_y^{и''} + P_y^{п''} = \frac{C_{и} \cdot l_{и} + C_{п} \cdot l_{п}}{2} \cdot \delta_{\varepsilon, \alpha},$$

а коэффициент перевода боковой силы F , снимаемой на стенде, в значение боковой силы F , вызывающей тот же боковой увод шины $\delta_{\varepsilon, \alpha}$ при качении по дороге, будет равен

$$K_{пер} = \frac{2C(A - B \cdot G_k^{и}) \cdot G_k^{и} + 2C(A - B \cdot [G_k - G_k^{и}])[G_k - G_k^{и}]}{C_{и} \cdot l_{и} + C_{п} \cdot l_{п}} = \\ = \frac{2CAG_k - 2CBG_k^2 + 4CBG_k G_k^{и} - 4CBG_k^{и2}}{C_{и} l_{и} + C_{п} l_{п}},$$

где $C \approx 100 \dots 140$ – для различных типов шин;

$$A = 0,714 G_k \sqrt{\frac{B_{ш}^2}{D_0^3}}; \\ B = \frac{B_{ш}}{D_0^3},$$

где $B_{ш}$ – ширина профиля недеформированной шины; D_0 – свободный диаметр шины.

Таким образом, целью работы является создание математического аппарата, позволяющего путем инструментального контроля на универсальном диагностическом стенде отслеживать изменение некоторых параметров устойчивости и управляемости АТС в процессе эксплуатации, а также выявление и анализ влияния наработок в агрегатах, узлах и механизмах АТС на изменение данных параметров и на снижение безопасности движения и прогнозирование критических значений указанных наработок по условиям безопасности движения.

Литература

1. Филимонов А. Силовой метод ориентации автомобилей на диагностических стендах // Автомобильный транспорт. – № 1. – 1970.

СОДЕРЖАНИЕ

Предисловие	3
Сибирцев В.С., Тындык М.Л. Установление характера зависимости между двумя параметрами на примере данных по особенностям индивидуальных реакций живых организмов на присутствие бензо(а)пирена	4
Тукабаев П.Т. Формирование «собственных ключей» защиты информации	12
Ляпустин М.А. Биофизический аспект диагностики геоучастка	15
Роженцов О.В., Петухов И.В. Метод исследования лабильности зрительного анализатора	16
Филькина А.Н., Филькин Н.М. О влиянии погрешности стендовых измерений часового расхода топлива двигателя внутреннего сгорания на точность расчета показателей топливной экономичности автомобиля	19
Ткачук Э.И. Контроль качества информации как фактор повышения достоверности статистических выводов и прогнозов	21
Кетнер К.К., Дирба Я.А., Витолина С.Я., Скопанс У.М. Опыт прогнозирования срока службы гидрогенераторов	25
Тайманов Р.Е., Моисеева Н.П. Повышение эффективности форсированных испытаний на основе метрологического анализа	31
Никитенко Н.Ф., Чебанов И.Р. Лабораторная установка для исследования и оценки метрологических характеристик потенциометрических анализаторов	37
Игнатьев В.М. Модели связи урожайности и факторов управления	42
Шабалин А.А. Оценка рыночной стоимости некоторых российских ценных бумаг методом оценки капитальных активов	44
Адова И.Б., Филипов К.П., Кузнецова Е.Г. Об использовании метода анализа критических контрольных точек в процессе обеспечения организации персоналом	47
Разумович И.В. Экономическая диагностика управления персоналом предприятия	50
Русаков В.З. Диагностирование некоторых показателей управляемости и устойчивости автомобиля на динамическом полноопорном стенде с беговыми барабанами	52

Научное издание

**Теория, методы и средства измерений,
контроля и диагностики**

Материалы IV Международной научно-практической конференции
Часть 3

Редактор: Е.В. Кулыгина
Компьютерная верстка: М.К. Аверьянова

Подписано в печать 10.11.03 г.
Формат 60x84 1/16. Бумага офсетная. Печать оперативная.
Печ. л. 3,75. Уч.-изд. л. 4,80. Тираж 100 экз. Заказ 47-1444.

Центр оперативной полиграфии
Южно-Российского государственного технического университета (НПИ)
346428, г. Новочеркасск, ул. Просвещения, 132, тел. 55-222