

Системный анализ, управление и обработка информации

УДК 62-50

РЕЛЕЙНЫЕ СИСТЕМЫ С ПЕРЕМЕННОЙ СТРУКТУРОЙ И ПАССИВНОЙ АДАПТАЦИЕЙ

А.С. Бакланов, В.Е. Вохрышев

Самарский государственный технический университет
Россия, 443110, г. Самара, ул. Молодогвардейская, 244

Предложены и исследованы алгоритмы управления релейными автоколебательными системами с отрицательным переменным гистерезисом в статической характеристике управляющего устройства и переменной структурой, которые обеспечивают повышение быстродействия системы в переходном процессе и полную инвариантность статических ошибок при постоянных воздействиях и асимметричном управлении. Эффект инвариантности достигается посредством формирования компенсирующих сигналов без активного изменения параметров управляющего устройства. Приведены результаты компьютерного моделирования.

Ключевые слова: релейная система управления, переменная структура, самонастраивающийся алгоритм, статическая ошибка.

Системы с переменной структурой (СПС), введенные в теорию и практику автоматического регулирования С.В. Емельяновым [1], позволяют во многих случаях существенно повысить эффективность управления динамическими объектами. Идея их построения состоит в организации нескольких структур регулятора и смене их путем переключения в процессе управления объектом таким образом, чтобы в наибольшей степени использовать положительные свойства каждой из структур. Практическая ценность релейных систем с переменной структурой определяется возможностью обеспечения в них адаптивности, инвариантности, линеаризации и понижения порядка за счет организации скользящих и квазискользящих процессов в замкнутой системе [2, 3, 4].

Существенным преимуществом релейного управления является также значительное упрощение исполнительного механизма системы за счет снижения требований к его характеристикам.

Релейные системы с симметричным управлением

В настоящей статье предлагаются и исследуются релейные системы с переменной структурой и переменным гистерезисом релейной характеристики управляющего устройства [3], уравнение которого имеет вид

$$U(t) = B \cdot \text{sign}(M(t)). \quad (1)$$

Александр Сергеевич Бакланов, аспирант.

Валерий Евгеньевич Вохрышев (д.т.н., доцент), профессор кафедры «Автоматика и управление в технических системах».

Здесь B – величина управляющего воздействия («полка» реле), sign – знако-
вая функция, принимающая значения $+1$ или -1 ; $+1$ или 0 . В первом случае
управление (1) является симметричным, во втором – асимметричным. Переключе-
ния управления происходят всякий раз, когда функция переключения $M(t)$ об-
ращается в нуль:

$$M(t) = x_0 + k \cdot (x_e(t) - x_0) - x(t),$$

где $x_e(t)$ – экстремальные значения регулируемой координаты $x(t)$ (ее максимум
 $x_{\max}(t)$ или минимум $x_{\min}(t)$), k – постоянный коэффициент, $-1 < k < 1$, x_0 – за-
данное конечное состояние (уставка). Если коэффициент k установлен в диапа-
зоне $0 < k < 1$, переключения управления (1) происходят с опережением по от-
ношению к величине x_0 (причем это опережение поставлено в линейную зави-
симость от амплитуды автоколебаний $A = |x_e(t) - x_0|$), а при $1 < k < 0$ – с запаз-
дыванием. При $k = 0$ уравнение (1) описывает нелинейность типа «идеальное
реле».

Качество управления в релейных системах определяется обычно величиной
амплитуды автоколебаний в установившемся режиме работы и временем затуха-
ния автоколебаний – в переходном. Эти показатели детерминируются динамиче-
скими свойствами объекта и параметрами управления. При изменении коэффи-
циента k в указанном выше диапазоне амплитуда автоколебаний в релейной си-
стеме при прочих равных условиях может существенно изменяться. Это показано
на рис. 1, где приведены результаты компьютерного моделирования замкнутой
релейной системы с управлением (1) (с коэффициентом k , равным соответ-
ственно $0,4$ и $0,9$) и объектом, дифференциальное уравнение которого имеет вид

$$x^{(3)}(t) = 2u - 3x^{(2)} - 2x^{(1)}. \quad (2)$$

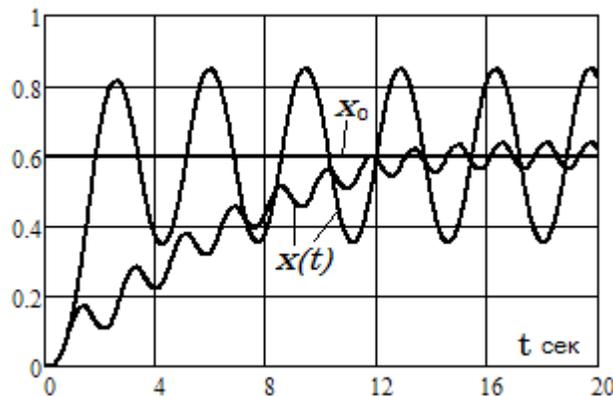


Рис. 1. Переходные процессы в релейной системе с переменным гистерезисом

Из рисунка видно, что амплитуда автоколебаний в установившемся режиме
работы системы во втором случае значительно меньше, чем в первом, однако
время регулирования в ней существенно больше.

Проблема повышения качества управления, таким образом, может быть ре-
шена путем организации двух структур регулятора, которые переключаются в
режимах малых и больших отклонений регулируемой координаты за некоторую

заданную допустимую зону. Ниже приводится закон управления, реализация которого позволяет решить эту задачу:

$$U = \begin{cases} B, \text{если } (xH > x(t) \wedge M > 0 \vee xB < x(t) \wedge M > 0 \vee xH \leq x(t) \wedge M1 > 0 \vee xB \geq x(t) \wedge M1 > 0), \\ -B, \text{если } (xH > x(t) \wedge M \leq 0 \vee xB > x(t) \wedge M \leq 0 \vee xH \leq x(t) \wedge M1 \leq 0 \vee xB \geq x(t) \wedge M1 \leq 0), \end{cases} \quad (3)$$

где

$$M = xH + k_1 \cdot (x_e - xH) - x(t), \text{ если } x(t) < xH; \quad (4)$$

$$M = xB + k_1 \cdot (x_e - xB) - x(t), \text{ если } x(t) > xB; \quad (5)$$

$$M_1 = x_0 + k_2 \cdot (x_e - x_0) - x(t), \quad (6)$$

x_e – экстремальные значения регулируемой координаты $x(t)$, равные ее максимуму или минимуму;

$xH = x_0 - c$, $xB = x_0 + c$ – соответственно величины, определяющие нижнюю и верхнюю границы зоны допустимых отклонений;

k_1 и k_2 – постоянные коэффициенты, величины которых меньше единицы ($0 \leq k_1, k_2 < 1$);

c – половина величины зоны допустимых отклонений;

B – величина управляющего воздействия;

\wedge, \vee – знаки конъюнкции и дизъюнкции.

Уравнением (3) описывается регулятор с отрицательным переменным гистерезисом и зоной допустимых отклонений, внутри которой меняется структура управления. Переключения управления при больших отклонениях осуществляются с опережением по отношению к верхней или нижней границам зоны допустимых отклонений, под управлением функций переключения M , а при малых (за счет изменения его структуры) – по отношению к x_0 , уже под управлением функции переключения M_1 , что и позволяет обеспечить необходимое быстродействие в переходном процессе и заданную точность автоколебаний в установившемся режиме работы. Этот эффект иллюстрируется рис. 2, где приведены переходные процессы в релейной системе управления объектом (2).

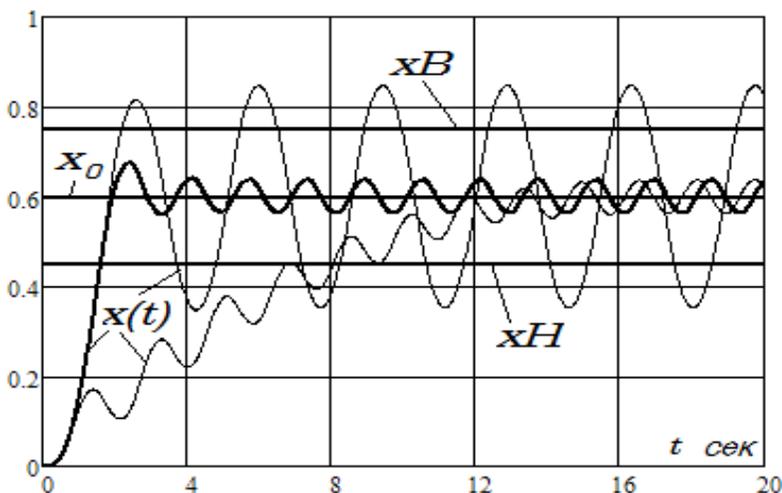


Рис. 2. Процессы в релейной системе с переменной структурой

Здесь коэффициенты k_1, k_2 в управлении (2) установлены равными соответственно 0,4 и 0,9.

Релейные системы с асимметричным управлением

Процессы, представленные на рис. 2, существуют в астатических системах с симметричным управлением. В релейных же системах, работающих по принципу «включено – выключено» или «открыто – закрыто» и содержащих в своей структуре объекты без астатизма, возникают асимметричные относительно x_0 автоколебания. В результате в системе появляется смещение среднего значения автоколебаний относительно уставки в установившемся режиме работы системы, которое понимается здесь как статическая ошибка. Под действием сигнальных и параметрических возмущений, усиливающих эффект смещения, ошибка может выходить за рамки допустимых ограничений.

Ниже предлагается решение данной проблемы на базе методологии синтеза систем в классе самонастраивающихся с переменной структурой и пассивной (сигнальной) адаптацией, когда эффект самонастройки достигается с помощью компенсирующих сигналов, без изменения параметров управляющего устройства [5]. Эта цель достигается посредством модификации закона управления (2):

$$U = \begin{cases} B, \text{ если } (xH > x(t) \wedge M > 0 \vee xB < x(t) \wedge M > 0 \vee xH \leq x(t) \wedge M_1 > 0 \vee xB \geq x(t) \wedge M_1 > 0); \\ 0, \text{ если } (xH > x(t) \wedge M \leq 0 \vee xB > x(t) \wedge M \leq 0 \vee xH \leq x(t) \wedge M_1 \leq 0 \vee xB \geq x(t) \wedge M_1 \leq 0), \end{cases} \quad (7)$$

в котором функция M имеет вид соотношений (4) и (5), а функция M_1 задается уравнением

$$M_1 = x_k(t) + k_2 \cdot (x_0 - x_k(t)) - x(t),$$

где $x_k(t) = k_3 x_0 + k_4 \int_0^t (x_0 - x_{cp}) dt$; k_3 и k_4 – постоянные коэффициенты;

$$x_{cp} = \frac{x_{\max} + x_{\min}}{2}.$$

В этих соотношениях x_0 – уставка (заданное конечное значение регулируемой координаты), а $x_k(t)$ – новое, смещенное на заранее неизвестную величину значение уставки, получаемое за счет масштабирования величины x_0 . Эта операция осуществляется введением в замкнутую систему положительной обратной связи

$$U_{oc} = k_4 \cdot \int_0^t (x_0 - x_{cp}) dt,$$

которая выполняет функцию контура сигнальной (пассивной) адаптации, обеспечивающей устранение статической ошибки, как показано на рис. 3, полученном компьютерным моделированием релейной системы управления объектом, дифференциальное уравнение которого имеет вид

$$x^{(3)}(t) = u - 2x^{(2)} - 1.75x^{(1)} - 0.5x.$$

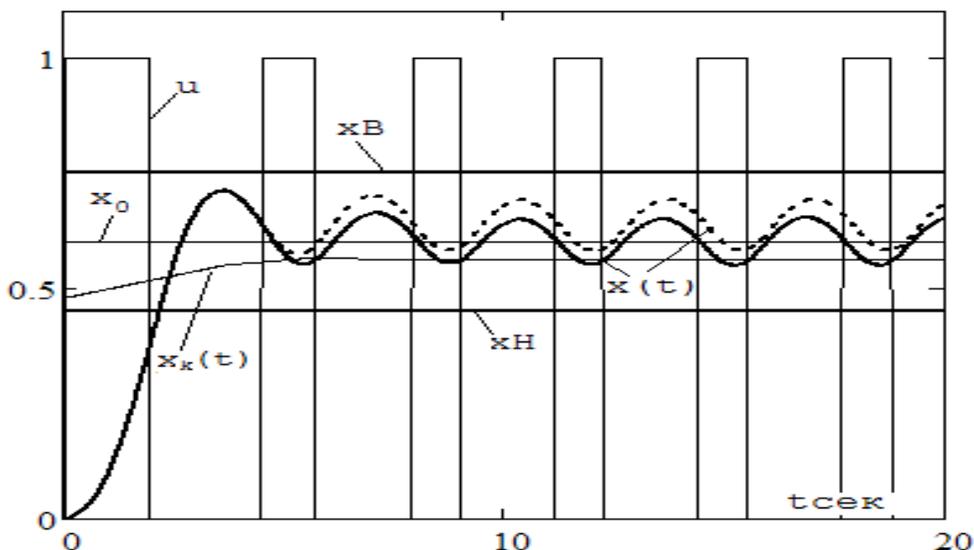


Рис. 3. Процессы в релейной системе с пассивной адаптацией (пунктирная линия – процесс в неадаптивной системе, сплошная – в адаптивной)

Коэффициент k_2 в прямой цепи системы позволяет при больших отклонениях регулируемой координаты (например при пуске, когда $x_0 \gg x$) обеспечить плавный перевод объекта в заданное состояние без перерегулирования.

Смещение задающего воздействия x_0 в функции ошибки позволяет при соответствующем выборе коэффициентов k_2 , k_3 и k_4 , обеспечивающих сходимость процессов в системе во всем диапазоне изменения параметров объекта и среды, устранять статические ошибки при действии как задающих, так и возмущающих параметрических и сигнальных воздействий.

Таким образом, управления (3) и (7) обеспечивают повышение быстродействия и точности стабилизации амплитуды автоколебаний, а также их симметричность относительно уставки путем изменения структуры управляющего устройства и с помощью компенсирующих сигналов при асимметричном управлении посредством автоматического масштабирования задающего воздействия.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. Емельянов С.В. Системы автоматического управления с переменной структурой. – М.: Наука, 1970. – 598 с.
2. Уткин В.И. Скользящие режимы в задачах оптимизации и управления. – М.: Наука, 1981. – 368 с.
3. Рагазин Д.А., Вохрышев В.Е. Квазискользющие процессы в релейных системах с отрицательным переменным гистерезисом // Вестник Самарского государственного технического университета. Сер. Технические науки. – 2008. – № 1(21). – С. 5–9.
4. Методы современной теории автоматического управления. – Т. 5 / Под ред. К.А. Пупкова, Н.Д. Егупова. – М.: Изд. МГТУ им. И.Э. Баумана, 2004. – 784 с.
5. Вохрышев В.Е. Самонастраивающиеся алгоритмы устранения статических ошибок в автоматических линейных и автоколебательных нелинейных системах стабилизации динамических объектов // Вестник Самарского государственного технического университета. Сер. Технические науки. – 2012. – № 4(36). – С. 19–24.

Статья поступила в редакцию 18 февраля 2015 г.

RELAY SYSTEMS WITH VARIABLE STRUCTURE AND PASSIVE ADAPTATION

A.S. Baklanov, V.E. Vokryshev

Samara State Technical University
244, Molodogvardeyskaya st., Samara, 443100, Russian Federation

The following paper suggests and studies the algorithms to control the relay automatic oscillation systems with negative variable hysteresis in a static characteristics of controlling device and variable structure which provide the advanced rapidity of the system during transition period and full invariance of static mistakes under constant impact and non-symmetrical control. The invariability effect of is reached by means of forming the compensating signals without active change of controlling device parameters. The paper shows the results of computer modeling.

Keywords: *Relay direction system, variable structure, self-adapting algorithm, static mistake.*

*Aleksandr S. Baklanov, Postgraduate Student.
Valeriy E. Vokryshev (Dr. Sci. (Techn.)), Professor.*

УДК 621.317

ОЦЕНКА МЕТОДИЧЕСКОЙ ПОГРЕШНОСТИ ИЗМЕРЕНИЯ ПАРАМЕТРОВ ИЗ-ЗА ОТКЛОНЕНИЯ РЕАЛЬНЫХ СИГНАЛОВ ОТ ГАРМОНИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ*

Ю.М. Иванов

Самарский государственный технический университет
Россия, 443100, г. Самара, ул. Молодогвардейская, 244

E-mail: fuego27@rambler.ru

Исследуется новый метод измерения параметров гармонических сигналов, основанный на формировании дополнительных сигналов напряжения и тока и выявлении моментов переходов входных сигналов через ноль. При реализации метода возможен сдвиг дополнительных сигналов в каналах напряжения и тока на различные углы, что позволяет исключить погрешности, обусловленные неидеальностью фазосдвигающих блоков, осуществляющих формирование дополнительных сигналов. Приводятся результаты анализа погрешности метода, обусловленной отклонением реального сигнала от гармонической модели. Полученные результаты позволяют выбирать оптимальные значения углов сдвига фаз фазосдвигающих блоков с точки зрения точности измерения параметров.

Ключевые слова: гармонические сигналы, параметры, мгновенные значения, дополнительные сигналы, фазосдвигающие блоки, погрешность, модель.

Измерение и контроль параметров гармонических сигналов (ПГС) широко используется в научных исследованиях и промышленности. В настоящее время получили распространение методы измерения ПГС (среднеквадратических значений напряжения и тока, активной и реактивной мощности) по мгновенным значениям напряжения и тока, не связанным с периодом входного сигнала. Методы обеспечивают в общем случае время измерения менее периода входного сигнала [1].

Дальнейшее сокращение времени измерения возможно за счет формирования дополнительных сигналов, сдвинутых относительно входных по фазе, и определении ПГС по мгновенным значениям входных и дополнительных сигналов [2].

При реализации данных методов формируются дополнительные сигналы напряжения и тока, сдвинутые по фазе относительно входных на одинаковые углы $\Delta\alpha$.

Однако это может привести к возникновению дополнительной погрешности, которая обусловлена отличием углов сдвига фазосдвигающих блоков (ФБ), формирующих дополнительные сигналы в каналах тока и напряжения [3].

В [4] автором предложен новый метод измерения ПГС, при реализации которого углы сдвига фаз ФБ для дополнительных сигналов напряжения и тока мо-

*Работа выполнена при финансовой поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (грант 13-08-00173).

Юрий Михайлович Иванов (к.т.н.), с.н.с. кафедры «Информационно-измерительная техника».

гут отличаться друг от друга.

Метод заключается в том, что в момент перехода входного тока через ноль одновременно измеряют первые мгновенные значения входного напряжения и сдвинутого относительно него по фазе на угол $\Delta\alpha_1$ дополнительного напряжения, первое мгновенное значение дополнительного тока, сдвинутого по фазе относительно входного на угол $\Delta\alpha_2$; в момент перехода входного напряжения через ноль одновременно измеряют вторые мгновенные значения входного и дополнительного сигналов тока и второе мгновенное значение напряжения. ПГС определяют по измеренным мгновенным значениям сигналов.

Временные диаграммы, поясняющие метод, представлены на рис. 1.

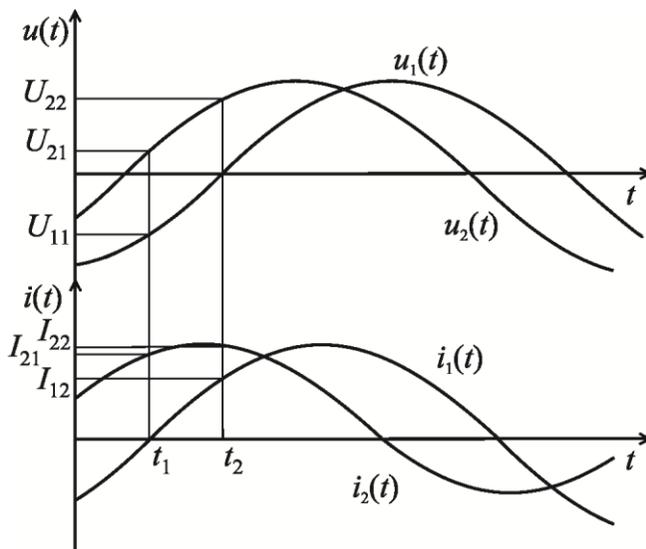


Рис. 1. Временные диаграммы, поясняющие метод

Входные и дополнительные сигналы напряжения и тока, имеющие гармонические модели, соответствуют следующим выражениям:

$$u_1(t) = U_m \sin \omega t; \quad i_1(t) = I_m \sin(\omega t + \varphi); \quad u_2(t) = U_m \sin(\omega t + \Delta\alpha_1); \\ i_2(t) = I_m \sin(\omega t + \varphi + \Delta\alpha_2),$$

где U_m, I_m – амплитудные значения сигналов напряжения и тока;

ω – угловая частота входного сигнала;

φ – угол сдвига фаз между входными сигналами напряжения и тока.

В момент времени t_1 , когда сигнал $i_1(t)$ переходит через ноль, мгновенные значения входного напряжения, дополнительных сигналов напряжения и тока будут равны

$$U_{11} = U_m \sin(-\varphi); \quad U_{21} = U_m \sin(\Delta\alpha_1 - \varphi); \quad I_{21} = I_m \sin \Delta\alpha_2.$$

В момент времени t_2 , когда сигнал $u_1(t)$ переходит через ноль, мгновенные значения входного тока, дополнительных сигналов напряжения и тока примут вид

$$I_{12} = I_m \sin \varphi; \quad U_{22} = U_m \sin \Delta\alpha_1; \quad I_{22} = I_m \sin(\Delta\alpha_2 + \varphi).$$

Используя мгновенные значения сигналов, можно определить основные ПГС:

– среднеквадратические значения (СКЗ) напряжения и тока

$$U_{CK3} = \frac{\sqrt{2}|U_{11}U_{22}U_{21}|}{\sqrt{4U_{11}^2U_{21}^2 - (U_{21}^2 + U_{11}^2 - U_{22}^2)^2}}; \quad (1)$$

$$I_{CK3} = \frac{\sqrt{2}|I_{12}I_{22}I_{21}|}{\sqrt{4I_{12}^2I_{22}^2 - (I_{22}^2 + I_{12}^2 - I_{21}^2)^2}}; \quad (2)$$

– активную (AM) и реактивную (PM) мощности

$$P = \frac{|U_{11}U_{22}U_{21}|I_{12}(I_{22}^2 - I_{12}^2 + I_{21}^2)}{\sqrt{\left[4U_{11}^2U_{21}^2 - (U_{21}^2 + U_{11}^2 - U_{22}^2)^2\right] \left[4I_{12}^2I_{22}^2 - (I_{22}^2 + I_{12}^2 - I_{21}^2)^2\right]}}; \quad (3)$$

$$Q = \frac{I_{12}|U_{11}U_{22}U_{21}|}{2\sqrt{\left[4U_{11}^2U_{21}^2 - (U_{21}^2 + U_{11}^2 - U_{22}^2)^2\right]}}. \quad (4)$$

Определение ИХГС в соответствии с (1) – (4) справедливо только в том случае, если $\varphi \neq \pi l$, где $l = 0; 1$.

Если $\varphi = \pi l$, то входные сигналы напряжения и тока одновременно переходят через ноль. В этом случае производится измерение мгновенных значений дополнительных сигналов напряжения и тока.

Через произвольный (в общем случае) интервал времени Δt измеряют мгновенные значения входных и дополнительных сигналов напряжения и тока. ПГС определяют по измеренным мгновенным значениям сигналов.

Рассматриваемый метод предназначен для измерения параметров гармонических сигналов. При отклонении реальных сигналов от гармонической модели неизбежно возникает погрешность.

Произведем оценку данного вида методической погрешности, используя предложенную в [5] методику. Методика заключается в определении погрешности измерения параметров сигналов как функции, аргументы которой заданы приближенно с погрешностями, соответствующими отклонению реального сигнала от гармонической модели.

В случае, когда аргументы будут соответствовать наибольшим отклонениям реального сигнала от интерпретирующей модели, предельные значения погрешностей в соответствии с (1) – (4) примут вид

$$\Delta U_{CK3} = \left[|(U_{CK3})'_{U_{11}}| + |(U_{CK3})'_{U_{21}}| + |(U_{CK3})'_{U_{22}}| \right] \Delta U_m; \quad (5)$$

$$\Delta I_{CK3} = \left[|(I_{CK3})'_{I_{21}}| + |(I_{CK3})'_{I_{12}}| + |(I_{CK3})'_{I_{22}}| \right] \Delta I_m; \quad (6)$$

$$\Delta P = \left[|(P)'_{U_{11}}| + |(P)'_{U_{21}}| + |(P)'_{U_{22}}| \right] \Delta U_m + \left[|(P)'_{I_{21}}| + |(P)'_{I_{12}}| + |(P)'_{I_{22}}| \right] \Delta I_m; \quad (7)$$

$$\Delta Q = \left[|(Q)'_{U_{11}}| + |(Q)'_{U_{21}}| + |(Q)'_{U_{22}}| \right] \Delta U_m + |(Q)'_{I_{12}}| \Delta I_m, \quad (8)$$

где $\Delta U_{\max} = U_{1m} \sum_{k=2}^{\infty} h_{uk}$ и $\Delta I_{\max} = I_{1m} \sum_{k=2}^{\infty} h_{ik}$ – предельные абсолютные погрешно-

сти аргументов, соответствующие наибольшим отклонениям гармонических моделей от реальных сигналов; U_{1m} и I_{1m} – амплитудные значения первых гармоник сигналов; $h_{uk} = \frac{U_{mk}}{U_{1m}}$ и $h_{ik} = \frac{I_{mk}}{I_{1m}}$ – коэффициенты k -тых гармоник напряжения и тока.

Используя (1) – (4), с учетом абсолютных погрешностей (5) – (8) можно определить относительные погрешности измерения СКЗ напряжения и тока и приведенные погрешности измерения АМ и РМ:

$$\delta_{U_{СКЗ}} = \frac{\sum_{k=2}^{\infty} h_{uk} [\cos(\Delta\alpha_1 - \varphi)\cos\Delta\alpha_1 + |\cos\Delta\alpha_1 \cos\varphi| + |\cos(\Delta\alpha_1 - \varphi)\cos\varphi]}{\sqrt{1 + \sum_{k=2}^{\infty} h_{uk}^2 |\sin\Delta\alpha_1 \sin\varphi \sin(\Delta\alpha_1 - \varphi)}}; \quad (9)$$

$$\delta_{I_{СКЗ}} = \frac{\sum_{k=2}^{\infty} h_{ik} [\cos(\varphi + \Delta\alpha_2)\cos\Delta\alpha_2 + |\cos\Delta\alpha_2 \cos\varphi| + |\cos(\varphi + \Delta\alpha_2)\cos\varphi]}{\sqrt{1 + \sum_{k=2}^{\infty} h_{ik}^2 |\sin\Delta\alpha_2 \sin\varphi \sin(\Delta\alpha_2 + \varphi)}}; \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \gamma_P = & \frac{\sum_{k=2}^{\infty} h_{uk} |\cos\varphi| [\cos(\Delta\alpha_1 - \varphi)\cos\Delta\alpha_1 + |\cos\Delta\alpha_1 \cos\varphi| + |\cos(\Delta\alpha_1 - \varphi)\cos\varphi]}{\sqrt{1 + \sum_{k=2}^{\infty} h_{uk}^2} \sqrt{1 + \sum_{k=2}^{\infty} h_{ik}^2 |\sin\Delta\alpha_1 \sin\varphi \sin(\Delta\alpha_1 - \varphi)}} + \\ & + \frac{\sum_{k=2}^{\infty} h_{ik} \{ |\sin\Delta\alpha_2| [|1 + \cos(\varphi + \Delta\alpha_2)\cos\varphi| + |\cos(\varphi + \Delta\alpha_2)|] + |\sin(\varphi + \Delta\alpha_2)\cos(\varphi + \Delta\alpha_2)| \}}{\sqrt{1 + \sum_{k=2}^{\infty} h_{uk}^2} \sqrt{1 + \sum_{k=2}^{\infty} h_{ik}^2 |\sin\varphi \sin(\Delta\alpha_2 + \varphi)| \sin^2\Delta\alpha_2}}; \quad (11) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \gamma_Q = & \frac{\sum_{k=2}^{\infty} h_{uk} [\cos(\Delta\alpha_1 - \varphi)\cos\Delta\alpha_1 + |\cos\Delta\alpha_1 \cos\varphi| + |\cos(\Delta\alpha_1 - \varphi)\cos\varphi]}{\sqrt{1 + \sum_{k=2}^{\infty} h_{uk}^2 |\sin\Delta\alpha_1 \sin\varphi \sin(\Delta\alpha_1 - \varphi)}} + \\ & + \frac{\sum_{k=2}^{\infty} h_{ik}}{\sqrt{1 + \sum_{k=2}^{\infty} h_{ik}^2} \sqrt{1 + \sum_{k=2}^{\infty} h_{uk}^2}}. \quad (12) \end{aligned}$$

Анализ выражений (9) – (12) показывает, что погрешности измерения параметров сигналов зависят от гармонического состава сигналов, угла сдвига фаз между первыми гармониками напряжения и тока φ и углов сдвига фаз фазосдвигающих блоков $\Delta\alpha_1$ и $\Delta\alpha_2$.

На рис. 2 и 3 представлены графики зависимости относительных погрешностей измерения СКЗ напряжения и тока от φ и $\Delta\alpha_1$ ($\Delta\alpha_2$) в соответствии с (9) и (10) при наличии в сигналах первой и третьей гармоник с $h_{u3} = h_{i3} = 0,1\%$.

На рис. 4 и 5 представлены графики зависимости приведенных погрешностей измерения АМ и РМ от φ и $\Delta\alpha_1$ ($\Delta\alpha_2$) в соответствии с (11) и (12) при наличии в сигналах первой и третьей гармоник с $h_{u3} = h_{i3} = 0,1\%$.

Анализ рис. 2–5 показывает существенную зависимость погрешностей как от угла сдвига фаз φ , так и от углов сдвига фаз ФБ.

При этом меньшие значения погрешностей имеют место для $\Delta\alpha_1$ ($\Delta\alpha_2$), соответствующих 60–90° (при $\varphi \neq \Delta\alpha$). В случае если $\varphi = \Delta\alpha$, знаменатели выражений (9), (11) и (12) обращаются в ноль, что соответствует разрывам графиков на рис. 2, 4 и 5.

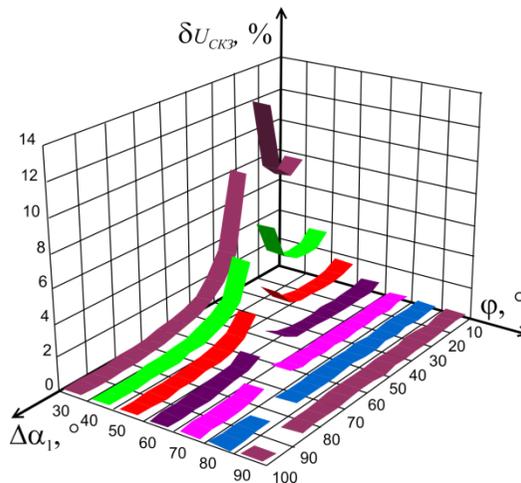


Рис. 2. Графики зависимости $\delta_{U_{СКЗ}}$ от $\Delta\alpha_1$ и φ

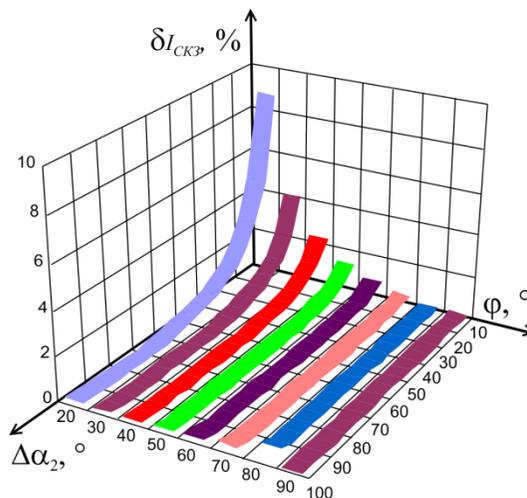


Рис. 3. Графики зависимости $\delta_{I_{СКЗ}}$ от $\Delta\alpha_2$ и φ

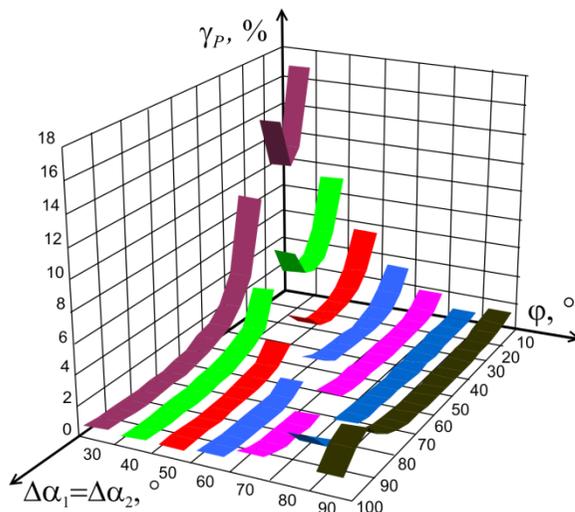


Рис. 4. Графики зависимости γ_P от $\Delta\alpha_1=\Delta\alpha_2$ и φ

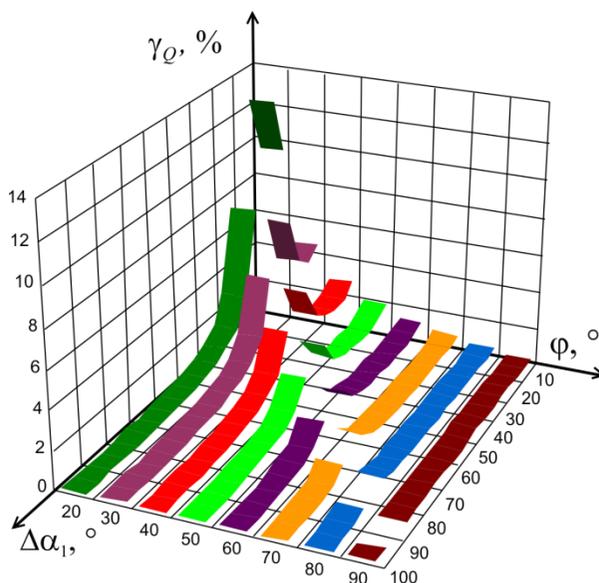


Рис. 5. Графики зависимости γ_P от $\Delta\alpha_1$ и φ

Полученные результаты позволяют выбирать оптимальные значения углов сдвига фаз ФБ с точки зрения точности измерения параметров.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. Мелентьев В.С., Батищев В.И. Аппроксимационные методы и системы измерения и контроля параметров периодических сигналов. – М.: Физматлит, 2011. – 240 с.
2. Мелентьев В.С., Иванов Ю.М., Сеницын А.Е. Методы измерения интегральных характеристик на основе формирования дополнительных сигналов // Вестник Самарского государственного технического университета. Сер. Технические науки. – 2013. – № 2 (38). – С. 56–63.
3. Мелентьев В.С., Иванов Ю.М., Сеницын А.Е. Анализ погрешности измерения интегральных характеристик гармонических сигналов из-за отклонения углов сдвига фаз в каналах напряжения и тока // Современные информационные технологии: Сб. статей междунар. науч.-техн.

- конф. – Пенза: ПГТА, 2013. – Вып. 17. – С. 79–82.
4. *Иванов Ю.М.* Повышение точности измерения интегральных характеристик при использовании пространственного и временного разделения мгновенных значений гармонических сигналов // Проблемы автоматизации и управления в технических системах: Сб. статей Междунар. науч.-техн. конф. – Пенза, 2013. – С. 152–155.
 5. *Мелентьев В.С., Иванов Ю.М., Муратова В.В.* Анализ погрешности метода измерения интегральных характеристик, обусловленной отклонением формы сигнала от гармонической модели // Вестник Самарского государственного технического университета. Сер. Физико-математические науки. – 2013. – № 2 (31). – С. 80–84.

Статья поступила в редакцию 25 января 2015 г.

ASSESSMENT OF THE METHODOLOGICAL ERROR OF PARAMETERS MEASUREMENT DUE THE DEVIATION OF THE REAL SIGNALS FROM THE HARMONIC MODEL

Ju.M. Ivanov

Samara State Technical University
244, Molodogvardeyskaya st., Samara, 443100, Russian Federation

The paper studies a new method of measuring the parameters of harmonic signals: it is based on the formation of additional voltage and current signals and identification of points of zero transitions of input signals. During the implementation of the method there can be the multi-angle shifting of additional signals in the voltage and current channels, which allows to exclude the errors caused by the non-ideal structure of phase-shifting units used for formation of those additional signals. The paper gives the results of the analysis of the method error caused by the deviation of the real signal from the harmonic model. The obtained results allow to choose optimal values of phase angle of phase-shifting units in terms of parameter measurement accuracy.

Keywords: *harmonic signals, parameters, instant values, additional signals, phase-shifting units, an error, mode.*

УДК 621.317

**ПОВЫШЕНИЕ ТОЧНОСТИ ИЗМЕРЕНИЯ ЧАСТОТЫ ЗА СЧЕТ
КОРРЕКЦИИ МГНОВЕННЫХ ЗНАЧЕНИЙ ГАРМОНИЧЕСКИХ
СИГНАЛОВ*****В.С. Мелентьев**Самарский государственный технический университет
Россия, 443100, г. Самара, ул. Молодогвардейская, 244

E-mail: vs_mel@mail.ru

Рассматривается новый метод измерения частоты гармонических сигналов, основанный на формировании дополнительного сигнала напряжения и выявлении моментов переходов сигналов через ноль. Предлагается структурная схема средства измерения, реализующего метод. Реализация метода обеспечивает исключение погрешности, которая обусловлена неидеальностью фазосдвигающих блоков, осуществляющих формирование дополнительных сигналов за счет коррекции мгновенных значений дополнительного сигнала. Приводятся результаты анализа погрешности метода, обусловленной отклонением реального сигнала от гармонической модели. Полученные результаты позволяют выбирать соответствующие аппаратные средства и параметры измерительного процесса в зависимости от предъявляемых требований по точности и времени измерения и заданного диапазона частот.

Ключевые слова: гармонические сигналы, частота, мгновенные значения, дополнительные сигналы, фазосдвигающие блоки, погрешность, коррекция.

Для решения задач испытаний и контроля энергообъектов и электротехнического оборудования, автоматизированного управления технологическими процессами требуется создание методов и средств измерения параметров периодических сигналов, включая частоту. Кроме того, очень часто некоторые физические величины с помощью датчиков предварительно преобразуются в сигналы, информативным параметром которых является частота [1].

Современные методы и средства измерения (СИ) частоты низкочастотного диапазона основаны в основном на ее преобразовании в интервалы времени, длительность которых затем определяют цифровыми методами. Среди цифровых методов измерения длительности временных интервалов наиболее распространенным является метод последовательного счета. Кроме того, часто используются модификации данного метода (метод задержанных совпадений, нониусный метод), обеспечивающие повышение точности измерения [2]. При использовании данных методов время измерения не может быть менее периода входного сигнала. В связи с этим задача создания методов и СИ частоты, обеспечивающих высокое быстродействие и точность, является актуальной. Особенно остро стоит проблема сокращения времени измерения частоты при контроле параметров датчиков с низкочастотным выходным сигналом, осуществляющих контроль перемещения, а также при определении скорости изменения частоты.

*Работа выполнена при финансовой поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (грант 13-08-00173).

Владимир Сергеевич Мелентьев (д.т.н., проф.), заведующий кафедрой «Информационно-измерительная техника».

В [3] было предложено для сокращения времени измерения частоты сигналов, форма которых близка к гармонической, использовать аппроксимационный подход, основанный на привлечении априорной информации о модели измерительного сигнала для определения его параметров. В качестве модели периодического сигнала обычно выбирают гармоническую с последующей оценкой погрешности, обусловленной несоответствием принятой модели виду реального сигнала.

Дальнейшее сокращение времени измерения обеспечивают методы, основанные на формировании дополнительных сигналов, сдвинутых относительно входных по фазе [4], и определении частоты по мгновенным значениям входного и дополнительных сигналов.

Однако реализация данных методов может привести к погрешности по напряжению (погрешности по модулю) фазосдвигающих блоков (ФСБ), осуществляющих формирование дополнительных сигналов. Амплитуда входного сигнала может отличаться от амплитудного значения сигнала на выходе ФСБ [5].

В статье рассматривается новый метод измерения частоты гармонического сигнала, реализация которого обеспечивает исключение погрешности по модулю ФСБ за счет коррекции мгновенных значений дополнительного сигнала.

Метод заключается в формировании двух дополнительных сигналов напряжения, сдвинутых по фазе на углы $\Delta\alpha$ и $2\Delta\alpha$ относительно входного. Причем в момент перехода через ноль дополнительного напряжения, сдвинутого относительно входного на $2\Delta\alpha$, измеряют первые мгновенные значения входного и дополнительного сигнала, сдвинутого относительно входного на угол $\Delta\alpha$. В момент перехода через ноль дополнительного напряжения, сдвинутого относительно входного на $\Delta\alpha$, измеряют второе мгновенное значение входного напряжения. Через образцовый интервал времени Δt с момента первого перехода через ноль одновременно измеряют мгновенные значения входного и дополнительного сигнала, сдвинутого относительно входного на $\Delta\alpha$. Частоту определяют по измеренным мгновенным значениям напряжения с учетом вычисленного корректирующего коэффициента, определяющего соотношение между амплитудными значениями входного и дополнительного сигналов.

Временные диаграммы, поясняющие метод, представлены на рис. 1.

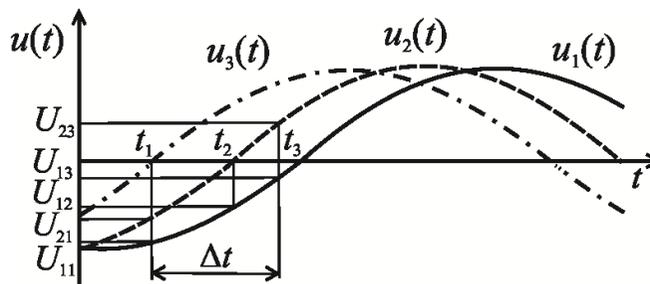


Рис. 1. Временные диаграммы, поясняющие метод

Для входного гармонического напряжения $u_1(t) = U_{m1} \sin \omega t$ дополнительные сигналы примут вид $u_2(t) = U_{m2} \sin(\omega t + \Delta\alpha)$, $u_3(t) = U_{m3} \sin(\omega t + 2\Delta\alpha)$, где U_{m1} , U_{m2} , U_{m3} – амплитудные значения входного, первого и второго дополнительных напряжений соответственно; ω – угловая частота.

В момент времени t_1 , когда сигнал $u_3(t)$ переходит через ноль, мгновенные значения входного и дополнительного напряжения $u_2(t)$ будут равны

$$U_{11} = U_{m1} \sin(-2\Delta\alpha); U_{21} = U_{m1} \sin(-\Delta\alpha).$$

В момент времени t_2 , когда сигнал $u_2(t)$ переходит через ноль, мгновенное значение входного сигнала примет вид $U_{12} = U_{m1} \sin(-\Delta\alpha)$.

Через образцовый интервал времени Δt с момента перехода через ноль напряжения $u_3(t)$ (момент времени t_3) мгновенные значения входного и дополнительного сигнала $u_2(t)$ будут равны

$$U_{13} = U_{m1} \sin(\omega\Delta t - 2\Delta\alpha); U_{23} = U_{m2} \sin(\omega\Delta t - \Delta\alpha).$$

Погрешность по напряжению ФСБ может быть оценена коэффициентом

$$k_m = \frac{U_{m2}}{U_{m1}} = \left| \frac{U_{21}}{U_{11}} \right|.$$

С помощью данного коэффициента можно скорректировать мгновенное значение дополнительного напряжения:

$$U'_{23} = \frac{U_{23}}{k_m} = U_{m1} \sin(\omega\Delta t - \Delta\alpha).$$

Используя мгновенные значения, можно определить частоту сигнала:

$$f = \frac{1}{2\pi\Delta t} \arcsin \frac{|U'_{23}U_{11} - U_{12}U_{13}| \sqrt{4U_{12}^2 - U_{11}^2}}{2U_{12}^3}. \quad (1)$$

Анализ показывает, что частота сигнала не зависит от величины угла сдвига фазы $\Delta\alpha$.

Схема средства измерения, реализующего метод, приведена на рис. 2.

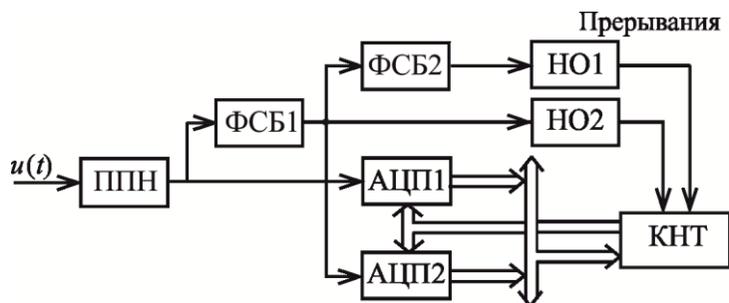


Рис. 2. Схема СИ, реализующего метод

СИ содержит: первичный преобразователь напряжения ППН, два фазосдвигающих блока ФСБ1 и ФСБ2, осуществляющих сдвиг сигналов на угол $\Delta\alpha$, аналого-цифровые преобразователи АЦП1 и АЦП2, два нуля-органа НО1 и НО2 и контроллер КНТ.

Частота сигнала определяется согласно выражению (1) методически точно только для гармонических сигналов.

Проведем анализ погрешности из-за отклонения реального сигнала от гармонической модели, используя методику, предложенную в [6]. Методика заключается в оценке погрешности результата измерения частоты как функции, аргу-

менты которой заданы приближенно с погрешностью, соответствующей отклонению модели от реального сигнала.

Если в качестве аргументов использовать наибольшие отклонения реального сигнала от гармонической модели, предельная абсолютная погрешность определения частоты сигнала примет вид

$$\Delta f = \left[\left| \frac{\partial f}{\partial U_{11}} \right| + \left| \frac{\partial f}{\partial U_{12}} \right| + \left| \frac{\partial f}{\partial U_{13}} \right| + \left| \frac{\partial f}{\partial U'_{23}} \right| \right] \Delta U_{\max}, \quad (2)$$

где $\Delta U_{\max} = U_{m1} \sum_{k=2}^{\infty} h_k$ – максимальное отклонение сигнала от гармонической модели; U_{m1} – амплитудное значение первой гармоники напряжения; U_{mk} – амплитудное значение k -й гармоники напряжения; $h_k = \frac{U_{mk}}{U_{m1}}$ – коэффициент k -ой гармоники напряжения.

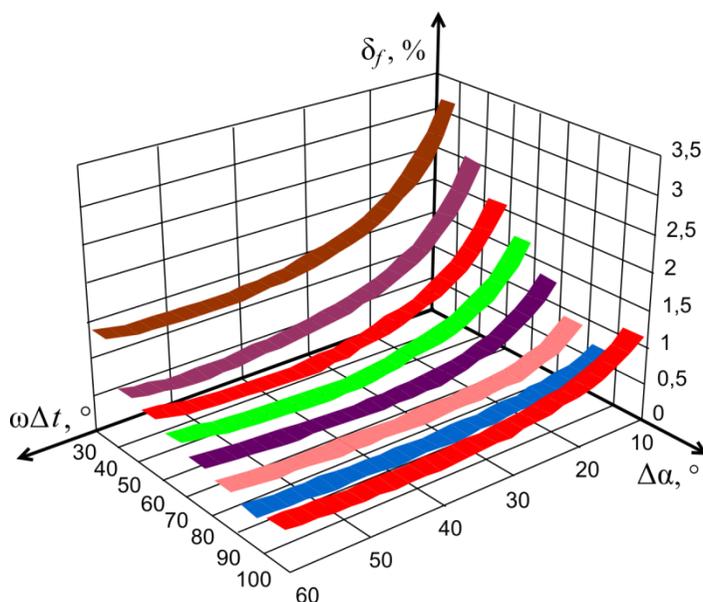


Рис. 3. Графики зависимости погрешности измерения частоты от $\omega\Delta t$ и $\Delta\alpha$

В соответствии с (1) и (2) относительная погрешность определения частоты сигнала будет равна

$$\delta_f = \frac{\sum_{k=2}^{\infty} h_k}{2\omega\Delta t |\cos\omega\Delta t \sin^3 \Delta\alpha|} \left\{ |\sin\omega\Delta t| |2 \sin \Delta\alpha \sin(\omega\Delta t - 2\Delta\alpha) - \cos\Delta\alpha| + 2 |\sin^3 \Delta\alpha| \times \right. \\ \left. \times (2 |\cos\Delta\alpha| + 1) + 2 |\sin^2 \Delta\alpha [\sin(\omega\Delta t - 2\Delta\alpha) + 3 \sin\omega\Delta t] - \sin\omega\Delta t \right\}. \quad (3)$$

Анализ выражения (3) показывает, что погрешность определения частоты зависит от гармонического состава сигнала, величины образцового интервала времени Δt и угла сдвига фазы ФСБ $\Delta\alpha$.

На рис. 3 представлен график зависимости погрешности определения частоты от $\omega\Delta t$ и $\Delta\alpha$ при наличии в сигнале первой и третьей гармоники с $h_3 = 0,1\%$.

Анализ рис. 3 показывает, что погрешность определения частоты существенно зависит от угла сдвига фазы ФСБ. Меньшие значения погрешности имеют место при $\Delta\alpha = 90^\circ$. Кроме того, погрешность зависит от соотношения длительности образцового интервала времени Δt и периода входного сигнала. При этом минимальные значения погрешности имеют место при $30^\circ < \omega\Delta t < 60^\circ$.

Полученные результаты позволяют выбирать соответствующие аппаратные средства и параметры измерительного процесса в зависимости от предъявляемых требований по точности и времени измерения и заданного диапазона частот.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. Преобразователи электрических параметров для систем контроля и измерения / А.И. Мартяшин, Э.К. Шахов, В.М. Шляндин. – М.: Энергия, 1976. – 392 с.
2. Зайцев С. Цифровые методы время-частотных измерений // Современная электроника. – 2009. – № 6. – С. 20–23.
3. Мелентьев В.С. Измерительно-моделирующий подход к определению частоты сигналов // Современные информационные технологии: Тр. междунар. науч.-техн. конф. – Пенза: ПГТА, 2005. – Вып. 2. – С. 49–51.
4. Мелентьев В.С., Сеницын А.Е., Миронов А.А. Метод измерения частоты по мгновенным значениям входного и дополнительного сигналов // Современные инструментальные системы, информационные технологии и инновации: Матер. X Междунар. науч.-практ. конф. – Курск: Юго-Зап. гос. ун-т, 2013. – С. 187–189.
5. Мелентьев В.С., Иванов Ю.М., Миронов А.А. Исследование метода измерения частоты гармонических сигналов // Ползуновский вестник. – 2013. – № 2. – С. 198–201.
6. Мелентьев В.С., Батищев В.И. Аппроксимационные методы и системы измерения и контроля параметров периодических сигналов. – М.: ФИЗМАТЛИТ, 2011. – 240 с.

Статья поступила в редакцию 26 января 2015 г.

IMPROVING AN ACCURACY OF FREQUENCY MEASUREMENT BY CORRECTING THE INSTANTANEOUS VALUES OF HARMONIC SIGNALS

V.S. Melent'ev

Samara State Technical University
244, Molodogvardeyskaya st., Samara, 443100, Russian Federation

The paper shows a new method of measuring the frequency of harmonic signals based on the formation of additional voltage signal and identification of zero transition moments. The block diagram of measurement tool for implementation of the method is provided. Implementation of the method provides exclusion of the error caused by the non-ideal structure of phase-shifting units which form the additional signals by correcting the instantaneous values of the additional signal. The paper gives the results of analysis of the method error caused by the deviation of the actual signal from the harmonic model. The results allow to choose the appropriate hardware and measurement process parameters depending on the requirements of accuracy and measurement time and the specified frequency range.

Keywords: *harmonic signals, frequency of signals, instant values, additional signals, phase-shifting units, an error, correction.*

Vladimir S. Melent'ev (Dr. Sci. (Techn.)), Professor.

УДК 519.6

ТЕОРЕТИКО-ИГРОВАЯ МОДЕЛЬ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ЗАДАЧ ПРИ ОДНОРАНГОВОМ ВЗАИМОДЕЙСТВИИ КОМАНД ПРОГРАММИСТОВ

С.П. Орлов

Самарский государственный технический университет
Россия, 443100, г. Самара, ул. Молодогвардейская, 244

Рассматривается проблема управления коллективом разработчиков программных проектов. Основное внимание уделено матричной организационной структуре в виде P2P-сети однорангового взаимодействия, в которой акторы образуют виртуальные команды программистов. Показано, что модель взаимодействия на основе аутсорсинга программных задач эффективно работает при проведении виртуальных аукционов по перераспределению задач. Описана структурная схема взаимодействия в P2P-сети, приведены основные соотношения для параметров сети. Предложено использовать теоретико-игровую модель для описания стратегии проведения аукционов между акторами в информационной среде сети. Сформулирована задача условной минимизации временных затрат на выполнение командами акторов потока программных задач. Разработана модель рефлексивной игры с двухранговой рефлексией и учетом знаний акторов об их производительностях. Приведены области применения разработанной теоретико-игровой модели.

Ключевые слова: организационные системы, теория игр, рефлексивные игры, матричная организация, сеть однорангового взаимодействия, команда.

В настоящее время многие крупные корпорации переходят на матричную (сетевую) структуру управления. Задачи директивного назначения заданий исполнителям раскрыты в работах [1–3]. В то же время методы директивного управления становятся неэффективными в силу большой неопределенности в окружающей среде и в мотивах поведения исполнителей. В интегрированной информационной среде предприятий получают развитие модели P2P (peer-to-peer) взаимодействия [4]. В работе [5] рассмотрены методы управления проектными заданиями в матричной структуре на основе такого взаимодействия исполнителей (акторов), которые представляют собой группы разработчиков, не связанных иерархией подчинения. Также был развит подход к распределению проектных заданий на аутсорсинг с использованием аукционов между акторами P2P-сети [6, 7]. Однако механизм проведения таких аукционов при одноранговом взаимодействии раскрыт недостаточно.

Выбор модели

Рассмотрим процесс распределения и выполнения множества задач (программ) множеством акторов A_1, A_2, \dots, A_N , каждый из которых в общем случае может представлять собой коллектив (команду) исполнителей – программистов. Все они связаны организационно и информационно одноранговым взаимодействием в P2P-сети.

Задачи программных проектов можно достаточно легко объединить в груп-

Сергей Павлович Орлов (д.т.н., проф.), заведующий кафедрой «Вычислительная техника».

пы сравнительно однородных заданий. Это специфика сущности программных проектов.

P2P-сеть задается в виде тройки:

$$S_{P2P} = (A_{P2P}, E_{P2P}, F_{P2P}),$$

где A_{P2P} – множество акторов;

E_{P2P} – множество одноранговых связей;

$F_{P2P} : A_{P2P} \times A_{P2P} \rightarrow E_{P2P}$ – способ организации однорангового взаимодействия акторов.

Центр планирования и распределения задач (ЦРЗ) осуществляет начальное директивное распределение задач по акторам. Множество всех задач $Z = \{z_i\}$, $i = \overline{1, I}$, где I – число задач.

Каждой задаче программного проекта соответствует директивный срок выполнения τ_i^* и объем работ V_i , который для программ можно характеризовать метрикой Холстеда [8, 9]. Основу метрики Холстеда составляют четыре измеряемых характеристики программы:

- n_1 – число уникальных операторов программы, включая символы-разделители, имена процедур и знаки операций (словарь операторов);
- n_2 – число уникальных операндов программы (словарь операндов);
- N_1 – общее число операторов в программе;
- N_2 – общее число операндов в программе.

Опираясь на эти характеристики, М. Холстед ввел следующие оценки: а) словарь программы $n = n_1 + n_2$; б) длину программы $N = N_1 + N_2$; в) объем программы $V = N \log_2 n$.

На рисунке представлена структура взаимодействия ЦРЗ и акторов. Поток задач передается акторам через информационно-коммуникационную среду, которая также используется для организации P2P-взаимодействия акторов этой сети. Распределение центром задач между акторами сети может реализовываться путем проведения аукциона (торгов) либо по ведомственным правилам компании, либо по регламенту законов 44-ФЗ и 223-ФЗ в случае госзакупок.

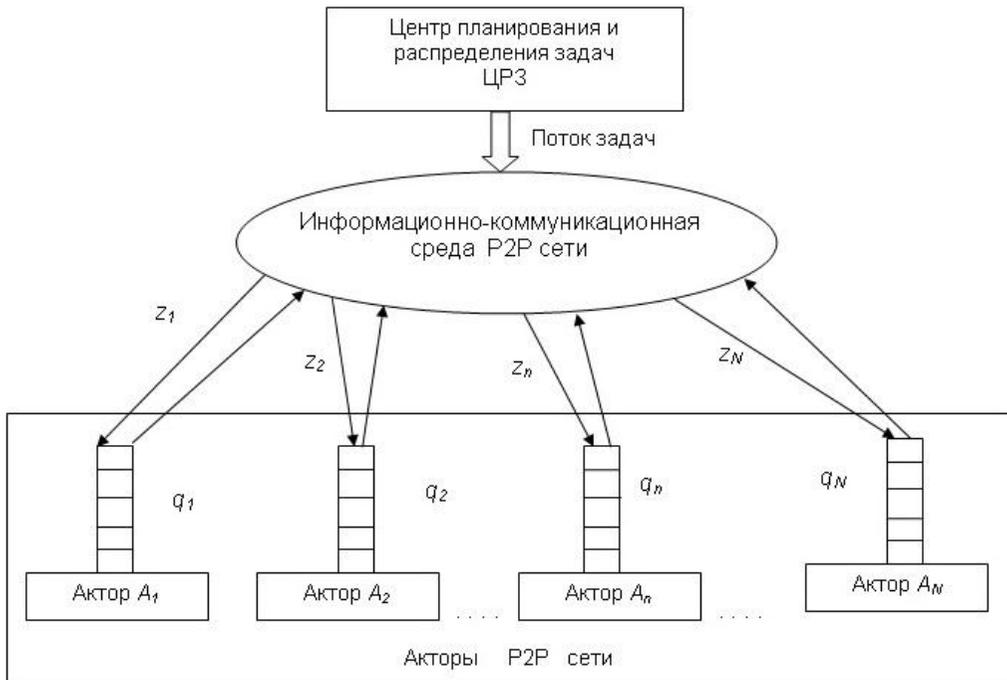
Каждый актер может при определенных условиях отдать выполнение задачи другому актору путем проведения аукциона среди всех желающих команд. Условия объявления и проведения аукционов будут рассмотрены ниже. В результате в исходной P2P-сети могут возникать «виртуальные» команды акторов, которые участвуют в реализации различных программных проектов. Такие «виртуальные» команды могут пересекаться по составу акторов.

Следует установить, какова главная цель такой команды. В работе [5] сформулирована и решена задача минимизации суммарных стоимостных затрат проектирования. Но программные проекты часто имеют короткие сроки выполнения, при этом существуют ограничения по календарным датам завершения. Характерный пример – разработка программного обеспечения для новых моделей микропроцессоров или гаджетов, которые анонсируются ежегодно с определенными датами выхода на рынок. При этом стоимость разработки программ на порядок ниже ожидаемого дохода от продажи оборудования и не является критичным фактором.

Исходя из изложенного сформулируем задачу минимизации суммарных временных затрат на проектирование в P2P-сети потока задач, поступающих из ЦРЗ:

$$\sum_{i \in I} \sum_{n \in N} T_{ni} \rightarrow \min, \quad (1)$$

где T_{ni} – время выполнения задачи z_i актором A_n .



Структура взаимодействия ЦРЗ и акторов

Достижение цели (1) в одноранговой сети акторов происходит путем динамического перераспределения задач, что позволяет наиболее эффективно использовать ресурсы акторов. Как отмечалось выше, для заданного потока задач могут образовываться (в том числе и путем самоорганизации) команды акторов. Каждый актор имеет свои интересы, предпочтения и возможности. В этом случае можно опираться на разработанные в [10, 11] механизмы формирования и управления командами.

В данной статье предлагается подход к распределению заданий и дальнейшему аутсорсингу задач программных проектов, базирующийся на теоретико-игровых моделях. Выбор такой постановки обусловлен тем, что в программной инженерии весьма подробно и глубоко изучены механизмы проектирования программ и разработаны метрики процесса проектирования программных систем, что облегчает постановку и решение задачи теоретико-игрового моделирования. Учитывая, что в P2P-сети существуют взаимные знания акторов друг о друге и возможность обмена этими знаниями между акторами сети, будем использовать модель рефлексивных игр [12].

Постановка задачи

Опишем формальную постановку задачи распределения заданий по исполнителям в Р2Р-сети.

Каждый актер A_n имеет очередь q_n задач, принятых к исполнению, но еще не запущенных в проектирование (см. рисунок). Пусть μ_n^m – максимально возможная производительность; μ_n – средняя текущая производительность выполнения задач актором A_n . Тогда время выполнения одной задачи этим актором равно $T_{ni} = V_i / \mu_n$, а средний объем задачи в потоке определяется как

$$V_s = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I V_i.$$

Среднее время выполнения задач актором A_n есть

$$T_{S,n} = \frac{1}{|I_n|} \sum_{i \in I_n} T_{ni} = \frac{1}{\mu_n |I_n|} \sum_{i \in I_n} V_i, \quad (2)$$

где I_n – индексное множество всех задач, выполняемых актором A_n .

Следующий вопрос: каково время пребывания задачи z_i в очереди q_n ?

Будем предполагать, что задача из потока помещается в последнюю свободную ячейку заполняемой очереди актора. Выдача задач из очереди на исполнение актору происходит по дисциплине FIFO. Вывод задач из очереди для передачи другим акторам на аутсорсинг через аукцион происходит по дисциплине LIFO. Время пребывания задачи z_i в очереди q_n равно

$$T_{ni}^q = \frac{1}{\mu_n} \sum_{i \in I_{qn}} V_i,$$

где I_{qn} – индексное множество задач, стоящих в очереди q_n перед задачей z_i .

Очевидно, что для любой задачи z_i суммарное время нахождения в очереди и исполнения задачи должно быть меньше заданного срока τ_i^* .

В равновесном состоянии система, включающая ЦРЗ и Р2Р-сеть акторов, должна успевать обрабатывать непрерывный поток заданий из ЦРЗ.

Пусть λ_Z – интенсивность потока задач, поступающих из ЦРЗ по пуассоновскому закону; распределение времени выполнения задач акторами является произвольным и характеризуется величиной производительности актора $\mu_n = 1/T_{S,n}$, где $T_{S,n}$ задается выражением (2). Тогда имеем модель массового обслуживания $M/G/1$.

Для любого момента времени должно выполняться

$$\sum_{n=1}^N \mu_n^m \geq \sum_{n=1}^N \mu_n \geq \lambda_Z, \quad \forall t, \quad (3)$$

где λ_Z – суммарная интенсивность поступления задач в Р2Р-сеть.

Это значит, что суммарная производительность всех акторов в любой момент времени должна быть больше скорости поступающих задач или равна ей. В противном случае происходит накопление задач в очередях, связанное с задержками работы акторов, а не с плановым накоплением «задела» задач.

Теперь определим условие, при котором актер отдает задачу на аукцион другим исполнителям.

Предположим, что задача принята актором к исполнению, при этом выпол-

няется условие (3). Однако дальнейший анализ и прогноз работы актора показывает, что высока вероятность увеличения сроков уже имеющихся задач. При этом вводится функция штрафа $H(\theta)$ от величины θ задержки срока [4]. Это может стимулировать актора к передаче задачи другому исполнителю.

Рассмотрим одноранговое взаимодействие акторов в P2P-сети.

Обозначим:

а) $e_n^{(1)}$ – действие n -го актора по выполнению задачи:

$e_n^{(1)} = 1$ – если задача передается на аутсорсинг;

$e_n^{(1)} = 0$ – если задача остается на выполнение у n -го актора;

$e_i^{(2)}$ – действие i -го актора по аукциону:

$e_i^{(2)} = 1$ – если актор принимает решение участвовать в аукционе и получает новую задачу;

$e_i^{(2)} = 0$ – в противном случае;

б) $w(e_n^{(1)}, e_i^{(2)}, r_n)$ – функция временных затрат на ожидание задач в очереди и последующее выполнение их актором, где r_n – вектор знаний n -го актора о временных затратах других акторов;

в) минимальные суммарные временные затраты на обслуживание потока задач

$$\min \sum_{n=1}^N w(e_n^{(1)}, e_i^{(2)}, r_n),$$

$r = (r_1, \dots, r_N)$ – знания о загруженности всех акторов в P2P-сети;

г) оптимальный вектор действий всех акторов P2P сети

$$e^{(1)}(r) = (e_1^{(1)}(r_1), \dots, e_N^{(1)}(r_N)).$$

Каждый актор производит действия при знании r , которые определяются выражением

$$e_n^{(1)}(r) = \frac{T_n}{\sum_{n=1}^N T_j}, \quad n, j = \overline{1, N},$$

где T_n и T_j – время ожидания и выполнения задач n -м и j -м акторами.

Описание игры

Исходный поток задач $Z = \{z_i\}$, $i = \overline{1, I}$.

1. *Раздача.* Каждый актор получает случайным образом или путем торгов задачи: $Z_R^{(0)} = \{z_{ni}\}$, $i = \overline{1, I_n}$. С использованием функции $w(e_n^{(1)}, e_i^{(2)}, r_n)$ вычисляется величина $S_R^{(0)}$ временных затрат на выполнение задач.

2. Если $V_{ni}(t)$ – объем новой задачи и $V_{ni}(t)$ – объем еще не выполненных к моменту t задач, то n -й актор оценивает риск невыполнения задачи по условию

$$\frac{V_{ni}(t)}{\mu_n} + \frac{V_n(t-1)}{\mu_n} \leq \tau_{ni}^*(t).$$

3. Каждый актер оценивает степень загрузки других акторов P2P-сети по знанию r_{nj} .

4. *Действия игры.* Если есть акторы, загрузка которых невысока, а производительность достаточно большая, то n -й актер выставляет задачу на аукцион ($e_n^{(1)} = 1$). Другие акторы также могут выставить свои задачи на аукцион. Формируется пул задач Z^A , выставленных на аукцион.

5. Акторы принимают решения об участии в аукционе на основе знаний о своей загрузке и загрузке других акторов ($e_n^{(2)} = 1$).

6. В результате аукциона задачи из множества Z^A распределяются по актерам, причем некоторые акторы могут получить по несколько новых задач. Формируется новое распределение задач $Z_R^{(1)}$ в результате аукциона.

7. Проводится оценка функции

$$S_R^{(1)} = \sum_{Z_R^{(1)}} w(e^{(1)}, e^{(2)}, r).$$

8. Если $S_R^{(1)} < S_R^{(0)}$, то проводится повторная процедура аукциона до достижения на некотором шаге равновесия Нэша.

Рефлексивная теоретико-игровая модель распределения задач по актерам с помощью аукционов

Будем в дальнейшем использовать относительные значения объемов задач $w_i = V_i / V$ и относительные производительности акторов μ_n , где V – общий распределяемый объем задач, измеряемый с помощью метрики Холстеда.

Формальное определение рефлексивной игры в виде кортежа [11]:

$$\Gamma = \{N, (X_i)_{i \in N}, (f_i(\bullet))_{i \in N}, \Psi, \Omega\},$$

где N – множество игроков (актеров);

X_i – множество допустимых действий i -го актора;

$f_i(\bullet) : \Omega \times \prod_{i \in N} X_i \rightarrow \mathfrak{R}^1$ – его целевая функция;

Ψ – структура информированности акторов;

Ω – множество представлений акторов о представлениях других акторов.

Равновесием Нэша в условиях общего знания рефлексивной игры Γ называется такой вектор действий акторов, одностороннее отклонение от которого невыгодно ни для одного актора.

Целью действий всех акторов в P2P-сети является минимизация времени выполнения потока заданий, что обеспечивается решением задачи условной минимизации

$$\sum_{n \in N} w(e_n^{(1)}, e_n^{(2)}, r_n) \rightarrow \min \quad (4)$$

при ограничениях

$$\forall i, j \in N : (e_i^{(1)} = e_j^{(2)} = 1) \Rightarrow \sum_i e_i^{(1)} v_i = \sum_j e_j^{(2)} v_j; \quad (5)$$

$$\forall k \in N \setminus \{i, j : (e_i^{(1)} = e_j^{(2)} = 1)\} \Rightarrow \sum_i e_i^{(1)} v_i + \sum_k (1 - e_k^{(1)}) v_k = 1. \quad (6)$$

Условие (5) показывает, что сумма объемов переданных задач равна сумме объемов выигранных задач на аукционе, а (6) требует сохранения общего объема потока задач.

Функции в выражении (4) представляются в виде квадратичной производственной функции типа Кобба – Дугласа

$$w(e_n^{(1)}, e_i^{(2)}, r_n) = e_n^{(1)} (1 - e_i^{(2)}) v_n^2 / 2\mu_n,$$

при этом производительности акторов μ_n не равны нулю.

В работе [11] рассмотрены десять типов моделей формирования команд, ранжированных в зависимости от структуры информированности и субъективной истории игры. Для описываемой в данной статье задачи предпочтительно использовать модель шестого типа, в которой факторами принятия решений будут знания r_{ijk} и принятые решения другими акторами:

$$(e_i^{(1)}, e_i^{(2)}) = F((e_1^{(1)}, e_1^{(2)}), \dots, (e_N^{(1)}, e_N^{(2)})).$$

Тогда i -й актер оценивает действия конкурентов и вычисляет свое действие, приводящее к требуемой сумме действий:

$$x_i^* (\{r_{ijk}\}) = 1 - \sum_{j \neq i} (r_{ij} / \sum_{k \in N} r_{ijk}), \quad i \in N. \quad (7)$$

Пусть первоначально акторы имеют представления Ψ_i^0 и изменяют их в зависимости от субъективной истории. Обозначим $W_i^t(\mu_i^t)$ – текущее состояние производительности i -го актора в периоде его наблюдения за производительностью других акторов; Ψ_i^t – состояние производительности других акторов в Р2Р-сети за тот же период времени. Для описания динамики коллективного поведения акторов используется в качестве одного из вариантов гипотеза индикаторного поведения акторов [13]:

$$\Psi_i^{t+1} = \Psi_i^t + \gamma_i^t (W_i^t(\mu_i^t) - \Psi_i^t), \quad i \in N, t = 1, 2, \dots, \quad (8)$$

где γ_i^t – компоненты вектора, которые являются величинами шагов к положению цели, которая заключается в минимизации суммарного времени выполнения потока задач.

При структуре информированности r_{ijk} выражение (8) превращается в выражение, описывающее динамику представлений i -го актора:

$$r_{ijk}^{t+1} = r_{ijk}^t + \gamma_{ij}^t (W_{ijk}^t(\mu_i^t) - r_{ijk}^t), \quad i \in N, j \in N \setminus \{i\}, t = 1, 2, \dots,$$

а выбор действий i -го актора следует выражению (7).

Построенная теоретико-игровая модель используется для проведения имитационного эксперимента при управлении крупными программными проектами, реализуемыми в Р2Р-сети коллективом программистов.

Описанная модель соответствует однородным командам программистов. Более точные результаты можно будет получить при построении теоретико-игровой модели неоднородной команды программистов, которой присущи сле-

дующие свойства:

- различный профессионализм акторов;
- неоднородная квалификация исполнителей;
- специализированность акторов на узком круге задач и т. п.

Методы оценки этих свойств достаточно хорошо развиты в теории метрик программных проектов [8, 9].

Заключение

Описанный подход к управлению одноранговым взаимодействием носит общий характер и может быть использован, например, для построения теоретико-игровых моделей при интеллектуальном управлении вычислительным кластером. В этом случае акторами являются вычислительные узлы кластера, которые могут образовывать виртуальные «команды» по выполнению параллельных потоков задач. При этом механизм аукционов между вычислительными узлами может оказаться более эффективным для полного использования ресурсов кластера, чем при директивном управлении со стороны одного управляющего вычислительного узла.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. *Новиков Д.А.* Теория управления организационными системами. – М.: МПСИ, 2005. – 584 с.
2. *Новиков Д.А.* Управление проектами: организационные механизмы. – М.: ПМСОФТ, 2007. – 140 с.
3. *Орлов С.П., Ефремов М.М., Бабамуратова Е.Б.* Сетевая модель Петри расписания задач при управлении программными проектами // Вестник Самарского государственного технического университета. Сер. Технические науки. – 2011. – № 2(30). – С. 30–36.
4. *Орлов С.П., Леднев А.М., Иващенко А.В.* Применение модели P2P аутсорсинга в задачах управления проектами на предприятии нефтегазовой отрасли // Вестник Волжского университета им. Татищева. – № 5 (21). – 2013. – С. 5–10.
5. *Леднев А.М.* Метод управления проектными заданиями в матричной структуре вертикально-интегрированной нефтяной компании на основе сетевого взаимодействия: Дисс. ... канд. техн. наук: 05.13.01 / А.М. Леднев; Самарский гос. техн. ун-т. – Самара, 2013. – 167 с.
6. *Леднев А.М.* Распределение задач на основе модели аукциона в системах электронного документооборота // Программные продукты и системы. – 2012. – № 3. – С. 48–50.
7. *Иващенко А.В., Леднев А.М.* Модель аукциона в задачах управления взаимодействием активных программ по схеме P2P // Вестник Самарского государственного технического университета. Сер. Технические науки. – 2012. – № 35. – С. 14–17.
8. *Брукс П.* Метрики для управления ИТ-услугами. – М.: Альпина Бизнес Букс, 2008. – 283 с.
9. *Орлов С.А., Цилькер Б.Я.* Технологии разработки программного обеспечения. – СПб.: Питер, 2012. – 608 с. – 4-е изд.
10. *Новиков Д.А., Губко М.В.* Теория игр в управлении организационными системами: 2-е изд. – М.: ИПУ РАН, 2005. – 138 с.
11. *Новиков Д.А.* Математические модели формирования и функционирования команд. – М.: Изд-во физ.-мат. лит., 2008. – 184 с.
12. *Новиков Д.А., Чхартишвили А.Г.* Рефлексивные игры. – М.: Синтег, 2003. – 149 с.
13. *Опоицев В.И.* Равновесие и устойчивость в моделях коллективного поведения. – М.: Наука, 1977. – 248 с.

Статья поступила в редакцию 3 февраля 2015 г.

GAME THEORY MODEL OF TASKS DISTRIBUTION DURING PEER-TO-PEER INTERACTION BETWEEN THE PROGRAMMERS TEAMS

S.P. Orlov

Samara State Technical University
244, Molodogvardeyskaya st., Samara, 443100, Russian Federation

The paper deals with the problem of managing a team of software projects developers. Most attention is paid to the matrix organizational structure in the form of P2P network in which actors form a virtual team of programmers. The paper shows that the model of interaction on the basis of outsourcing programming tasks is effective in terms of carrying out virtual auction for the redistribution of tasks. The paper describes the structural configuration of interaction in the P2P network and the basic ratios for the network settings. The paper proposes to use game-theoretic model to describe the strategy of auctions between actors in the information environment of a network. The bounding-minimization problem of the time spent on executing commands actors stream programming tasks is formulated. The game-theoretic model with a two-rank reflection which considers the awareness of actors of their performance is described. The paper also points out the application areas for the developed game theory model.

Keywords: *organizational systems, game theory, reflexive games, matrix organization, a network of peer-to-peer interaction, team.*

УДК 330.46, 519.254, 519.812.3

СРАВНЕНИЕ СИСТЕМ УПРАВЛЕНИЯ ИНВЕСТИЦИОННЫМИ ПОРТФЕЛЯМИ ПРИ МНОГОКРИТЕРИАЛЬНОЙ ОЦЕНКЕ КАЧЕСТВА

В.Г. Саркисов, Г.А. Саркисов

Самарский государственный технический университет
Россия, 443100, г. Самара, ул. Молодогвардейская, 244

Авторы продолжают исследование стабильности качества работы систем управления инвестиционными портфелями на финансовом рынке, начатое в [1]. Рассмотрены системы управления портфелем, оптимизируемые в рамках многокритериальной задачи. Предложен метод перекрестного ретроспективного тестирования, позволяющий оценить снижение качества работы системы, вызванное неоптимальностью настроек, а также сравнить эффективность различных систем при параметрической оптимизации и тестировании на множестве выборок. Представлен ряд вариантов доминирования отображений эффективных границ множеств допустимых портфелей для сравнения различных оптимизированных систем. Описана иерархия вариантов такого доминирования.

***Ключевые слова:** перекрестная проверка, многокритериальная оптимизация, параметрическая оптимизация, инвестиционный портфель, эффективная граница.*

Проблема потери эффективности системами управления инвестиционными портфелями стала особенно актуальной на фоне относительно быстрых изменений конъюнктуры мировых финансовых и товарных рынков. В подобных условиях особенно важным является создание систем управления, способных сохранять качество работы при изменении свойств временных рядов цен финансовых инструментов.

Для проверки качества работы и оптимизации систем [2] используется ретроспективное тестирование – тестирование системы на прошлом материале. Обычно исторический временной ряд цен делится на две части (выборки): обучающую и тестовую.

На обучающей выборке система строится и оптимизируется. Упрощенно можно сказать, что в ходе оптимизации из всего множества рассматриваемых систем со всевозможными наборами параметров выбирается подмножество наиболее эффективных по заданным критериям (рис. 1).

На тестовой выборке проверяется качество работы отобранных систем. При сравнении систем обычно выбирается та, которая показала лучшую эффективность на тестовой выборке.

Операции, проводимые на обеих выборках, различаются лишь множествами рассматриваемых систем и методами оптимизации, но не принципами отбора. Более того, можно сказать, что на тестовой выборке осуществляется оптимизация путем перебора систем.

Заметим, что решение о том, какая именно из двух выборок будет обучаю-

Виген Геннадьевич Саркисов (к.т.н.), доцент кафедры «Высшая математика и прикладная информатика».

Геннадий Арсенович Саркисов (к.т.н., доц.), доцент кафедры «Высшая математика и прикладная информатика».

щей, а какая – тестовой, в общем случае основывается на случайных факторах (например, хронологической последовательности) и не направлено непосредственно на выбор более качественной системы. Более того, если поменять местами обучающую и тестовую выборки, то в большинстве случаев изменится и выбор лучшей системы.



Рис. 1. Схема отбора систем и параметров при традиционном подходе

Многокритериальность постановки задачи оптимизации усугубляет проблему неоднозначности выбора.

Также отметим, что системы, показавшие наилучшие результаты на обучающей выборке, в большинстве случаев показывают плохие результаты на тестовых. Это явление называется перепогонкой (*overfitting*) и связано с излишне точной аппроксимацией обучающей выборки с помощью системы. Обычно эти системы характеризуются сложной разветвленной структурой алгоритма и большим числом настраиваемых параметров.

Интерес представляет подход к тестированию, который позволил бы выявить системы, способные получать стабильно хорошие результаты на различных временных отрезках. Подобный подход для случая однокритериальной постановки задачи представлен авторами в [1]. В настоящей работе полученные ранее результаты распространяются на случай многокритериальной оценки качества работы системы и соответствующей задачи ее многокритериальной оптимизации.

Перекрестная проверка системы при однокритериальной параметрической оптимизации

Рассматриваются системы управления инвестиционными портфелями, содержащие вектор настраиваемых параметров. Вектор параметров i -й системы обозначим через $a_i = (a_{i,1}, a_{i,2}, \dots, a_{i,N_i})$, где N_i – количество параметров i -й системы.

Основой подхода к сравнению систем является перекрестная проверка – параметрическая оптимизация («обучение») исследуемых систем на различных сочетаниях нескольких из K имеющихся выборок и анализ качества их работы с оптимизированными параметрами на остальных (тестовых) выборках. При этом количество используемых для каждого обучения выборок может быть выбрано в пределах от 1 до $K-1$. Слишком большое количество выборок в обучающем наборе приводит к тому, что оптимальные параметры, получаемые при оптимизации на разных наборах, практически идентичны получаемым на объединении всех имеющихся выборок. Слишком малое количество выборок в обучающем

наборе, наоборот, приводит к существенному разнообразию векторов параметров. Исходя из этих соображений при исследовании стабильности целесообразно производить обучение на малых наборах обучающих выборок, а при формировании системы для практического использования – на больших наборах.

Далее при исследовании стабильности используется обучение по одной выборке. Критерий качества управления портфелем с помощью i -й системы на k -й выборке обозначим $C_1(a_i, k)$.

Пусть, например, при наличии K выборок i -я система оптимизируется («обучается») на первой из них:

$$a_i^{*1} = \arg \max_{a_i} C_1(a_i, 1). \quad (1)$$

С полученным вектором параметров a_i^{*1} i -я система тестируется на оставшихся выборках (вычисляются $C_1(a_i^{*1}, 2), \dots, C_1(a_i^{*1}, K)$). Затем производится оптимизация на второй выборке (находится a_i^{*2}) и тестирование на остальных (вычисляются $C_1(a_i^{*2}, 1), C_1(a_i^{*2}, 3), \dots, C_1(a_i^{*2}, K)$) и так далее. В результате будет получена квадратная матрица оценок качества системы, причем номер строки матрицы будет соответствовать номеру обучающей выборки, а номер столбца – номеру тестовой. При однокритериальной оптимизации элементами матрицы являются значения критерия качества управления портфелем i -й системой:

$$R_i = \left. \begin{array}{c} \overbrace{\left(\begin{array}{ccc} C_1(a_i^{*1}, 1) & \dots & C_1(a_i^{*1}, K) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ C_1(a_i^{*K}, 1) & \dots & C_1(a_i^{*K}, K) \end{array} \right)}^{\text{тестовые выборки}} \\ \left. \vphantom{\begin{array}{c} \overbrace{\left(\begin{array}{ccc} C_1(a_i^{*1}, 1) & \dots & C_1(a_i^{*1}, K) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ C_1(a_i^{*K}, 1) & \dots & C_1(a_i^{*K}, K) \end{array} \right)}^{\text{тестовые выборки}}} \right\} \text{обучающие выборки.} \end{array} \right\} \quad (2)$$

Сопоставление полученных матриц R_i для разных систем может служить основой для сравнения качества самих систем. Если для всех $k, l = 1 \dots K$ $C_1(a_i^{*k}, l) > C_1(a_j^{*k}, l)$, то очевидно, что i -я система предпочтительнее j -й. Если же такое преимущество наблюдается лишь для части элементов матриц, то необходимо ввести дополнительное правило для сравнения систем. Для построения этого правила можно, например, рассмотреть критерий качества как случайную величину. Сравнение функций распределения или числовых характеристик таких случайных величин позволит выбрать более предпочтительную систему.

Перекрестная проверка при многокритериальной оптимизации

Многокритериальный подход к оценке качества управления портфелем усложняет реализацию приведенного выше подхода: в подавляющем большинстве случаев не существует доминирующего вектора параметров, который бы по всем критериям ($C_1 \dots C_M$) обеспечивал превосходство над системой с любым другим вектором параметров. Пример критериального множества с доминирующим вектором параметров a_i^{1*} (в двухкритериальной задаче) представлен на рис. 2.

Вектор параметров будем называть недоминируемым, если не существует ни одного вектора (доминирующего), который бы обеспечивал рассматриваемой системе качество управления портфелем по всем критериям не хуже данного и хотя бы по одному критерию лучше. На обучающей выборке может быть построено множество недоминируемых векторов (эффективная граница множества векторов). На рис. 3 представлено критериальное множество с несколькими недоминируемыми векторами ($a_i^{*1,1}$, $a_i^{*1,2}$, $a_i^{*1,3}$ и $a_i^{*1,4}$).

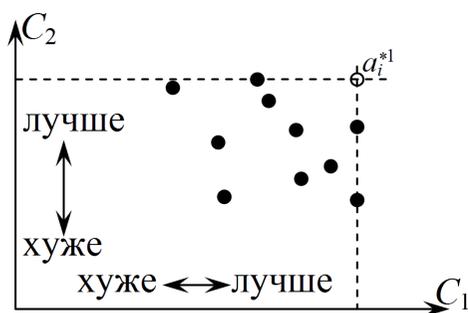


Рис. 2. Доминирующий вектор параметров

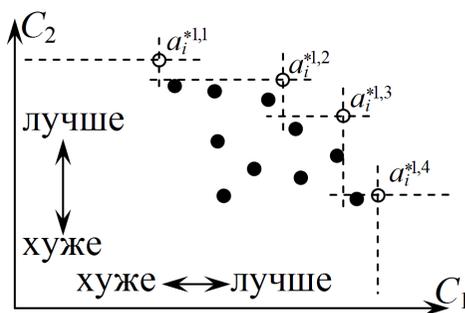


Рис. 3. Эффективная граница множества векторов параметров

Таким образом, существенным отличием перекрестной проверки при многокритериальной оптимизации является то, что каждая обучающая выборка порождает не один оптимальный вектор параметров, а множество недоминируемых векторов. Соответственно, проверять на тестовых выборках нужно будет каждый вектор этого множества.

Результаты тестирования требуют иного подхода к их интерпретации, так как для каждой пары обучающей и тестовой выборки необходимо проанализировать множество векторов параметров, каждый из которых характеризуется множеством критериев. В этом случае аналогом матрицы (2) является матрица (3) той же размерности $K \times K$. Однако элементами матрицы (3) будут уже не отдельные значения критерия, а матрицы значений критериев, в которых номер столбца соответствует номеру критерия $m = 1 \dots M$, а номер строки – номеру недоминируемого (на k -й обучающей выборке) вектора параметров $s = 1 \dots S_{ki}$:

$$R_i = \left(\begin{array}{ccc} \left(\begin{array}{ccc} C_1(a_i^{*1,1}, 1) & \dots & C_M(a_i^{*1,1}, 1) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ C_1(a_i^{*1, S_{1i}}, 1) & \dots & C_M(a_i^{*1, S_{1i}}, 1) \end{array} \right) & \dots & \left(\begin{array}{ccc} C_1(a_i^{*1,1}, K) & \dots & C_M(a_i^{*1,1}, K) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ C_1(a_i^{*1, S_{1i}}, K) & \dots & C_M(a_i^{*1, S_{1i}}, K) \end{array} \right) \\ \vdots & & \vdots \\ \left(\begin{array}{ccc} C_1(a_i^{*K,1}, 1) & \dots & C_M(a_i^{*K,1}, 1) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ C_1(a_i^{*K, S_{Ki}}, 1) & \dots & C_M(a_i^{*K, S_{Ki}}, 1) \end{array} \right) & \dots & \left(\begin{array}{ccc} C_1(a_i^{*K,1}, K) & \dots & C_M(a_i^{*K,1}, K) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ C_1(a_i^{*K, S_{Ki}}, K) & \dots & C_M(a_i^{*K, S_{Ki}}, K) \end{array} \right) \end{array} \right), \quad (3)$$

где

$$\begin{array}{cc} \text{обучающая} & \text{недоминируемый} \\ \text{выборка} & \text{вектор} \\ C_m(a_i^{*k,s}, l) & \\ \hline \text{критерий} & \text{тестовая} \\ & \text{выборка} \\ \text{система} & \end{array}$$

Внутренние матрицы, находящиеся в разных строках основной матрицы, могут иметь разное количество строк, так как количество недоминируемых векторов на разных обучающих выборках может различаться. Количество столбцов у всех внутренних матриц одинаковое и равно M .

Необходимо сформировать правило, позволяющее сравнить эту матрицу с аналогичной матрицей для другой системы и сделать соответствующие выводы о стабильности качества их работы.

Особенности оценок стабильности при многокритериальной оптимизации

Стабильность работы системы определяется сравнением элементов (т. е. внутренних матриц) столбца большой матрицы с элементом на пересечении этого столбца и главной диагонали. Это сравнение показывает, насколько система с оптимальными параметрами с других выборок уступает системе с оптимальными параметрами на данной выборке. Таким образом, при всех $k = 1 \dots K, k \neq l$ нужно

сравнить множество матриц $\begin{pmatrix} C_1(a_i^{*k,1}, l) & \dots & C_M(a_i^{*k,1}, l) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ C_1(a_i^{*k,S_{ki}}, l) & \dots & C_M(a_i^{*k,S_{ki}}, l) \end{pmatrix}$ с векторами пара-

метров, оптимизированных на k -х выборках, с матрицей $\begin{pmatrix} C_1(a_i^{*l,1}, l) & \dots & C_M(a_i^{*l,1}, l) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ C_1(a_i^{*l,S_{li}}, l) & \dots & C_M(a_i^{*l,S_{li}}, l) \end{pmatrix}$, у которой векторы параметров оптимизированы

на l -й выборке (l -я выборка одновременно является еще и тестовой).

У этих матриц одинаковое количество столбцов (по числу критериев), но разное количество строк (по числу недоминируемых векторов параметров на k -й и l -й выборках).

Пример графического представления рассматриваемых матриц для случая двух критериев ($M=2$) и трех выборок ($K=3$) при тестировании на первой выборке ($l=1$) приведен на рис. 4. Очевидно, что при тестировании на l -й выборке векторы $a_i^{*k,s}$, полученные при оптимизации на k -й выборке ($k \neq l$), могут быть недоминируемы только в случае их совпадения с некоторыми из недоминируемых векторов $a_i^{*l,s}$ l -й выборки. В случае доминирования векторов $a_i^{*k,s}$ интерес представляет количественное описание превосходства над ними набора векторов $a_i^{*l,s}$.

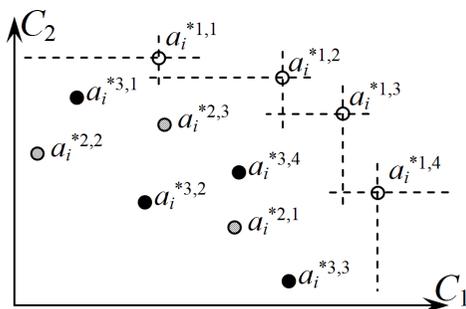


Рис. 4. Примеры результатов оптимизации и тестирования (в двухкритериальной задаче)

Рассматриваемая формулировка приводит к необходимости введения количественной меры различия не только для пары векторов критериев, но и для пары множеств таких векторов.

Такой подход имеет смысл в том случае, когда нужна оценка именно ста-

бильности безотносительно других свойств системы. Для сравнения систем между собой целесообразно сразу сравнивать порождаемые ими матрицы вида (3).

Сравнение матриц значений критериев для разных систем

Рассмотрим частные случаи, позволяющие без введения дополнительных связей и соотношений между критериями сравнить матрицы R_i и R_j вида (3), порождаемые i -й и j -й системами, и сделать вывод о предпочтительности i -й системы по сравнению с j -й.

1. Все элементы матрицы R_i являются доминирующими по Парето (по всем критериям (4) не хуже, хотя бы по одному (5) критерию m_0 лучше) по отношению ко всем элементам R_j , полученным при тестировании на тех же выборках l , кроме случая совпадения тестовой и обучающей выборок (рис. 5):

$$C_m(a_i^{*k_1, s_1}, l) \geq C_m(a_j^{*k_2, s_2}, l), \forall m, l, k_1 \neq l, k_2 \neq l, s_1, s_2; \quad (4)$$

$$\forall l, k_1 \neq l, k_2 \neq l, \exists m_0, s_1, s_2 : C_{m_0}(a_i^{*k_1, s_1}, l) > C_{m_0}(a_j^{*k_2, s_2}, l). \quad (5)$$

2. Все элементы матрицы R_i являются доминирующими по Парето по отношению ко всем элементам R_j , полученным при оптимизации и тестировании на тех же выборках, кроме случая совпадения тестовой и обучающей выборок (рис. 6):

$$C_m(a_i^{*k, s_1}, l) \geq C_m(a_j^{*k, s_2}, l), \forall m, l, k \neq l, s_1, s_2; \quad (6)$$

$$\forall l, k \neq l, \exists m_0, s_1, s_2 : C_{m_0}(a_i^{*k_1, s_1}, l) > C_{m_0}(a_j^{*k_2, s_2}, l). \quad (7)$$

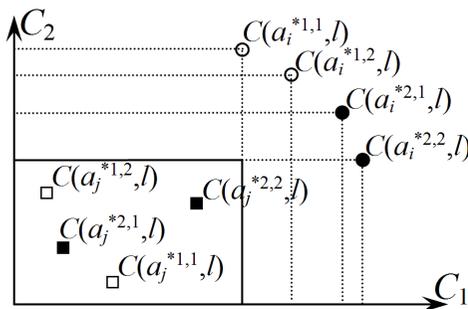


Рис. 5. Доминирование (вариант 1)

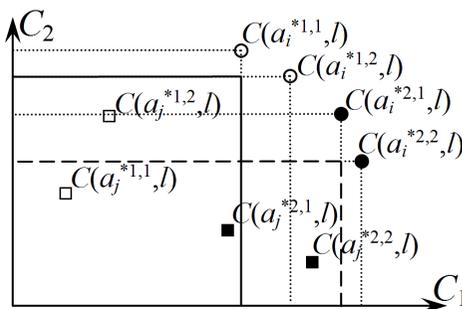


Рис. 6. Доминирование (вариант 2)

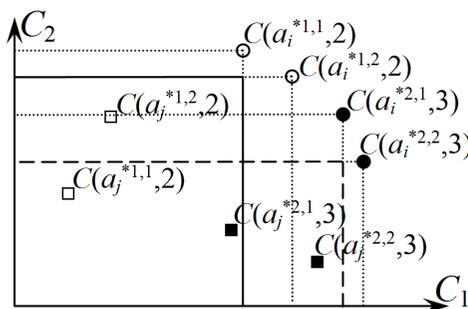


Рис. 7. Доминирование (вариант 3)

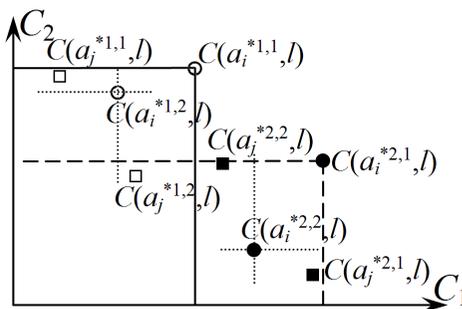


Рис. 8. Доминирование (вариант 4)

3. Третий вариант отличается от предыдущего тем, что рассматриваются пары обучающих и тестовых выборок, следующих в хронологической последовательности (рис. 7):

$$C_m(a_i^{*k,s_1}, k+1) \geq C_m(a_j^{*k,s_2}, k+1), \forall m, k < K, s_1, s_2; \quad (8)$$

$$\forall k < K, \exists m_0, s_1, s_2 : C_{m_0}(a_i^{*k_1,s_1}, k+1) > C_{m_0}(a_j^{*k_2,s_2}, k+1). \quad (9)$$

4. Элементы R_i являются недоминируемыми по Парето (10), а хотя бы один – доминирующим по Парето (10) по отношению ко всем элементам R_j , полученным на той же тестовой выборке, кроме случая совпадения тестовой и обучающей выборки (рис. 8):

$$\forall l, k_1 \neq l, k_2 \neq l, s_1, s_2 \exists m_0 : C_{m_0}(a_i^{*k_1,s_1}, l) > C_{m_0}(a_j^{*k_2,s_2}, l); \quad (10)$$

$$\exists l, k_1 \neq l, k_2 \neq l, s_1, s_2 : C_m(a_i^{*k_1,s_1}, l) \geq C_m(a_j^{*k_2,s_2}, l), m = 1..M. \quad (11)$$

5. При отсутствии доминирования, описанного в одном из предыдущих вариантов, можно построить M -мерные выборочные функции распределения критериев для тестирования по одной выборке. Если i -я функция распределения $F_i(C)$ (доминирующая) при любых значениях вектора критериев $C=(C_1, \dots, C_M)$ не больше j -й (доминируемой) $F_j(C)$, а хотя бы в одной точке – строго меньше, то между этими функциями имеет место отношение стохастического доминирования:

$$F_i(C) \leq F_j(C), \forall C; \quad (12)$$

$$\exists C : F_i(C) < F_j(C). \quad (13)$$

Идея стохастического доминирования базируется на предположении о монотонности и независимости всех критериев по предпочтению (чем больше значение критерия, тем лучше, независимо от значений остальных критериев). Стохастическое доминирование (как и доминирование в третьем и четвертом случаях) не дает гарантированного преимущества над доминируемой системой, определяя лишь статистическое преимущество.

Можно выделить следующую иерархию рассмотренных вариантов доминирования. Наиболее явное превосходство i -й системы над j -й наблюдается в первом случае и задается наиболее жесткими ограничениями (4) и (5). Их соблюдение автоматически приводит к соблюдению ограничений (6)–(13) во всех остальных вариантах. При соблюдении ограничений (6) и (7) второго варианта автоматически соблюдаются ограничения (8)–(13) третьего, четвертого и пятого. Третий, четвертый и пятый варианты доминирования связаны зависимостью, однако эта зависимость имеет вероятностный характер и не позволяет по соблюдению одних ограничений сделать вывод о соблюдении других.

Рассмотренные случаи позволяют сделать вывод о той или иной степени превосходства i -й системы над j -й лишь на основе знания о монотонном возрастании критериев по предпочтению инвестора. В других случаях требуется дополнительная информация о важностях критериев для инвестора, дающая возможность построить агрегированный критерий (например, в виде функции полезности). В качестве базовых способов агрегирования критериев можно выделить линейную свертку и свертку Гермейера, которые являются строго возрастающими по предпочтениям инвестора [3, с. 59].

О формировании множества выборок

При изучении стабильности и статистическом сравнении систем управления инвестиционными портфелями важно использовать множество выборок, максимально соответствующее многообразию различных временных рядов рассматриваемых финансовых инструментов. Целесообразно использовать выборки с разными характеристиками волатильности (как по амплитуде, так и по спектру частот). Также интерес представляет исследование на множестве выборок, содержащем как бестрендовые участки, так и в разной степени выраженные тренды, а также моменты смены трендов.

Заключение

При правильно подобранном множестве выборок предлагаемый метод позволяет оценить стабильность качества работы системы управления портфелем при параметрической оптимизации и тестировании на различных выборках, а также сравнить между собой несколько систем. Описанные варианты доминирования позволяют исключить из дальнейшего рассмотрения системы, заведомо уступающие остальным (1-й и 2-й варианты), а также провести более тонкое сравнение остальных систем (3–5-й варианты).

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. Саркисов В.Г., Саркисов Г.А. Метод оценки и выбора алгоритма принятия инвестиционных решений на основе его параметрической оптимизации // Вестник Самарского государственного технического университета. Сер. Технические науки. – 2009. – № 2(24). – С. 39–46.
2. Пардо Р. Разработка, тестирование, оптимизация торговых систем для биржевого трейдера. – М.: Миннакс, 2002. – 224 с.
3. Лотов В.А., Поспелова И.И. Многокритериальные задачи принятия решений. – М.: Макс Пресс, 2008. – 197 с.

Статья поступила в редакцию 20 января 2015 г.

COMPARISON OF INVESTMENT PORTFOLIO MANAGEMENT SYSTEMS AT THE MULTICRITERIA DESCRIPTION OF QUALITY

V.G. Sarkisov, G.A. Sarkisov

Samara State Technical University
244, Molodogvardeyskaya st., Samara, 443100, Russian Federation

The authors continue to research the stability of quality of investment portfolio management systems on the financial market, started in previous paper. The following paper deals with the portfolio management systems optimized within a multi-criteria task. The paper proposes the method of retrospective cross-validation which allows us to estimate the decline in quality caused by the non-optimality of settings. This method also allows us to compare the efficiency of various systems during parametric optimization and testing using multiple series. The paper provides a number of variants of domination of reflections efficient frontiers of set of feasible portfolios for comparison between various optimized systems. The paper also describes the hierarchy of such domination variants.

Keywords: *cross-validation, multicriteria optimization, parametric optimization, investment portfolio, efficient frontier.*

*Vigen G. Sarkisov (Ph.D. (Techn.)), Associate Professor.
Gennady A. Sarkisov (Ph.D. (Techn.)), Associate Professor.*

УДК (665.6/7:681.5)002.2

ОЦЕНКА НАДЕЖНОСТИ СИСТЕМ АВТОМАТИЧЕСКОГО И АВТОМАТИЗИРОВАННОГО УПРАВЛЕНИЯ

В.С. Семёнов

Самарский государственный технический университет
Россия, 443100, г. Самара, ул. Молодогвардейская, 244

Рассмотрен состав АСУТП, отмечена важность обеспечения высокой надежности систем управления, причем подчеркнута, что анализ и оценку надежности АСУТП необходимо проводить по каждой функции, выполняемой системой. Предложена классификация методов расчета надежности систем управления. Рассмотрена последовательность выполнения расчета надежности систем управления. Рассмотрена последовательность выполнения расчета надежности АСУТП с учетом режимов работы и условий эксплуатации по каждой функции, выполняемой системой. Если в результате анализа результатов расчета окажется, что надежность системы недостаточна, то должны быть приняты решения по ее повышению. При этом результаты расчетов по приведенным формулам покажут, на что следует обратить внимание.

Ключевые слова: отказ, интенсивность отказов, методы расчета надежности, анализ результатов расчета надежности.

Возрастание требований к контролю и управлению, вызванное необходимостью повышения надежности, безопасности и эффективности эксплуатации современных производств в нефтедобывающей, газовой, нефтеперерабатывающей, химической, атомной и ряде других отраслей, ростом единичной мощности агрегатов и аппаратов, а также интенсификацией технологических процессов, потребовало широкого применения средств информационно-измерительной техники, средств автоматизации, управляющих вычислительных комплексов, вычислительных сетей, средств противоаварийной защиты.

Расширяется применение автоматизированных систем управления технологическими процессами (АСУТП), включающих в себя различные подсистемы и объединяющих в единый комплекс централизованные и децентрализованные средства измерения, контроля и управления [1, 2].

Целями создания и применения АСУТП являются:

- стабилизация эксплуатационных показателей технологического процесса;
- увеличение выхода товарной продукции;
- уменьшение материальных и энергетических затрат;
- выбор рациональных технологических режимов;
- улучшение качественных показателей конечной продукции;
- своевременное выявление предаварийных ситуаций и предотвращение аварий;
- обеспечение персонала предприятия информацией о ходе протекания технологического процесса для решения задач контроля, учета, анализа и планирования.

В состав АСУТП входят следующие компоненты:

Владимир Семенович Семёнов (д.т.н., проф.), профессор кафедры «Вычислительная техника».

- аппаратные средства (АС): датчики, исполнительные механизмы, контроллеры, серверы, вычислительные машины с устройствами ввода-вывода информации;
- системы противоаварийной защиты (СПЗ);
- оборудование местного управления (ОМУ);
- математическое обеспечение (МО) системы управления – совокупность математических моделей, численных методов, алгоритмов обработки информации;
- программное обеспечение (ПО) системы – разрабатывается на базе математического обеспечения системы и включает: системное ПО (операционные системы, утилиты диагностики и обслуживания системы и др.); прикладное стандартное ПО (SCADA-системы отображения состояния технологического оборудования и протекания процесса управления); прикладное нестандартное ПО (средства формирования отчетов о работе объектов управления, программы оптимизации параметров технологического процесса и др.);
- информационное обеспечение системы (ИО) – совокупность всей информации, используемой при функционировании системы.

Итак, автоматизированная система управления технологическим процессом представляет собой множество следующих компонентов:

$$\text{АСУТП} = \{\text{АС, СПЗ, ОМУ, МО, ПО, ИО}\}. \quad (1)$$

Перечисленные выше цели создания и применения АСУТП будут достигнуты только в том случае, если все компоненты системы будут иметь высокую надежность. В связи с этим вопросам обеспечения надежности системы управления должно быть уделено особое внимание при проектировании системы, при изготовлении всех аппаратных средств, при разработке математического и программного обеспечения, при создании информационного обеспечения, при проведении монтажных и пусконаладочных работ, при эксплуатации системы.

В данной статье мы рассмотрим вопросы оценки надежности при проектировании систем автоматического и автоматизированного управления.

При проектировании систем управления часто рассматривается надежность только центральных устройств системы (основного оборудования АСУТП). При этом упускается из виду надежность датчиков, исполнительных устройств, линий связи. Необходимо рассматривать системы управления комплексно, целиком, оценивая надежность всех компонентов системы.

Проектные решения, принимаемые при создании или модернизации автоматизированной системы управления, должны обеспечивать заданные в техническом задании на проектирование параметры надежности.

В соответствии с действующими стандартами описание, анализ и оценку надежности АСУТП необходимо проводить по каждой функции, выполняемой системой. Кроме того, для изделий, имеющих канальный принцип построения, а именно такой принцип построения имеют АСУТП, требования по надежности должны задаваться на один канал.

Таким образом, под надежностью системы управления необходимо понимать надежность реализации заданных функций в расчете на один канал.

Считаем, что методы расчета надежности можно разбить на четыре группы. Рассмотрим эти группы, и при этом обозначим каждую группу своим индексом.

МРН1. Приближенный расчет надежности с охватом устройства, прибора, аппарата целиком (ориентировочный расчет надежности). Учитывается влияние

на надежность только типов и количества элементов, входящих в данное устройство, прибор, аппарат. Допущения: все однотипные элементы равнонадежны и имеют одинаковую интенсивность отказов λ ; все элементы работают в номинальном (нормальном) режиме. Учитываются только те элементы, выход из строя которых приводит к отказу рассматриваемого устройства, прибора, аппарата.

МРН2. Расчет надежности с учетом режимов работы и условий эксплуатации (полный расчет надежности). Для расчета надежности необходимо располагать зависимостями интенсивностей отказов элементов от режимов работы и условий эксплуатации. Эти зависимости должны предоставляться фирмами – изготовителями элементов.

МРН3. Приближенный расчет надежности по каждой функции, выполняемой системой. В этом случае необходимо определить надежность каждого устройства, а затем оценить надежность реализации каждой функции, выполняемой системой.

МРН4. Метод расчета надежности с учетом режимов работы и условий эксплуатации по каждой функции, выполняемой системой. Данный метод предпочтительнее, поэтому рассмотрим его более подробно.

Основные этапы расчета надежности по методу МРН4:

1. Составление списка функций, реализуемых системой.
2. Разработка структурной модели надежности в виде функциональной схемы (для каждой функции).
3. Выбор критерия, определяющего условия реализации системой ее функций или перехода по данной функции в аварийное состояние (прекращение выполнения рассматриваемой функции).
4. Представление последовательности устройств, приборов, аппаратов, участвующих в выполнении рассматриваемой функции, в виде кортежа

$$a_j = (a_{1j}, a_{2j}, \dots, a_{ij}, \dots, a_{nj}), \quad (2)$$

где a_{1j}, a_{2j}, \dots – компоненты кортежа; i – индекс устройства, прибора, аппарата, участвующего в выполнении рассматриваемой функции,

$i = \overline{1, J}; j$ – индекс рассматриваемой функции; $j = \overline{1, J}$.

5. Определение параметров надежности устройств, приборов, аппаратов, участвующих в выполнении рассматриваемой функции. В качестве характеристики надежности можно использовать значение интенсивности (частоты) отказов λ 1/час.

6. Определение значения интенсивности отказов аппаратных средств системы при выполнении j -той функции:

$$\Lambda_{ja} = \lambda_{1ja} + \lambda_{2ja} + \dots + \lambda_{ija} + \dots + \lambda_{nja}, \quad (3)$$

где $\lambda_{1ja}, \lambda_{2ja}, \dots$ – значения интенсивности отказов устройств, приборов, аппаратов, участвующих в выполнении рассматриваемой функции;

i – индекс устройства, прибора, аппарата, участвующего в выполнении рассматриваемой функции;

$i = \overline{1, n}; j$ – индекс рассматриваемой функции, $j = \overline{1, J}$.

7. Вычисление других характеристик надежности аппаратных средств системы. При этом применяются следующие допущения: полагаем, что рассматривается период нормальной эксплуатации системы ($\lambda = \text{const}$) и что отказы следуют экспоненциальному закону:

$$A_{ja} \rightarrow \bar{T}_{j0a} \rightarrow P_{ja}(t), \quad (4)$$

где \bar{T}_{j0a} – среднее время между двумя соседними отказами при выполнении j -той функции (наработка на отказ);

$P_{ja}(t)$ – вероятность безотказной работы аппаратных средств системы управления в интервале $(0, t)$ при выполнении j -той функции.

Некоторые устройства, приборы, аппараты современных автоматических и автоматизированных систем управления представляют собой аппаратно-программные комплексы (программируемые логические контроллеры, микропроцессоры, микроЭВМ, компьютеры). Поэтому при оценке надежности систем управления необходимо учитывать не только надежность технических средств, но и возможность отказов системы по вине МО, ПО и ИО. Отрицательное влияние на надежность системы управления ее математического обеспечения может быть сведено к минимуму путем четких формулировок и требований как к системе в целом, так и к ее математическому обеспечению, а также обоснованным выбором методов решения задач обработки данных и выработки сигналов управления, проверкой адекватности разработанных математических моделей, обеспечением корректности (недопущением ошибок) математического обеспечения. Кроме того, дополнительной проверкой МО является тестирование, автономная и комплексная отладка системы. Поэтому при оценке надежности автоматической или автоматизированной системы управления будем учитывать безотказность ее программного и информационного обеспечения.

8. Определение значения интенсивности отказов программного обеспечения системы при выполнении j -той функции:

$$A_{jp} = \lambda_{1jp} + \lambda_{2jp} + \dots + \lambda_{ijp} + \dots + \lambda_{mjp}, \quad (5)$$

где $\lambda_{1jp}, \lambda_{2jp}, \dots$ – значения интенсивностей отказов (ошибок) устройств, приборов, аппаратов, участвующих в выполнении j -той функции, по вине его программного обеспечения;

i – индекс устройства, прибора, аппарата, имеющего в своем составе программное обеспечение и участвующего в выполнении j -той функции, $i = \overline{1, m}, m \leq n$; j – индекс рассматриваемой функции, $j = \overline{1, J}$.

9. Вычисление других характеристик надежности программного обеспечения системы. Так же как и для аппаратных средств, принимаем следующие допущения: полагаем, что рассматривается период нормальной эксплуатации системы ($\lambda = \text{const}$) и что отказы следуют экспоненциальному закону:

$$A_{jp} \rightarrow \bar{T}_{j0p} \rightarrow P_{jp}(t), \quad (6)$$

где \bar{T}_{j0p} – среднее время между двумя соседними отказами (ошибками) по вине программного обеспечения при выполнении j -той функции (наработка на отказ);

$P_{jp}(t)$ – вероятность безотказной работы программного обеспечения системы управления в интервале $(0, t)$ при выполнении j -той функции.

10. Определение значения интенсивности отказов информационного обеспечения системы при выполнении j -той функции:

$$A_{jq} = \lambda_{1jq} + \lambda_{2jq} + \dots + \lambda_{ijq} + \dots + \lambda_{mjq}, \quad (7)$$

где $\lambda_{1jq}, \lambda_{2jq}, \dots$ – значения интенсивностей отказов (ошибок) устройств, приборов, аппаратов, участвующих в выполнении j -той функции, по вине его информационного обеспечения;

i – индекс устройства, прибора, аппарата, имеющего в своем составе информационное обеспечение и участвующего в выполнении j -той функции, $i = \overline{1, m}, m \leq n$;

j – индекс рассматриваемой функции.

11. Вычисление других характеристик надежности информационного обеспечения:

$$A_{jq} \rightarrow \bar{T}_{j0q} \rightarrow P_{jq}(t), \quad (8)$$

где \bar{T}_{j0q} – среднее время между двумя соседними отказами (ошибками) по вине информационного обеспечения при выполнении j -той функции (наработка на отказ);

$P_{jq}(t)$ – вероятность безотказной работы информационного обеспечения системы управления в интервале $(0, t)$ при выполнении j -той функции.

12. Вычисление значений интенсивности отказов автоматической или автоматизированной системы управления при выполнении j -той функции:

$$A_{jc} = A_{ja} + A_{jp} + A_{jq}. \quad (9)$$

13. Вычисление других характеристик надежности системы:

$$A_{js} \rightarrow \bar{T}_{j0s} \rightarrow P_{js}(t). \quad (10)$$

14. Анализ результатов расчета надежности системы при выполнении j -той функции. Осуществляется путем сравнения полученного уровня надежности проектируемой системы управления с требованиями, указанными в нормативных документах и технических заданиях. Если окажется, что полученная надежность недостаточна, то должны быть приняты решения по ее повышению [3, 4, 5]. На какие устройства, приборы, аппараты следует обратить внимание, покажут результаты расчетов по формулам (3), (5) и (7).

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. Федоров Ю.Н. Справочник инженера по АСУТП: проектирование и разработка. – М.: Инфра-Инженерия, 2008. – 928 с.
2. Нестеров А.Л. Проектирование АСУТП. В 2-х кн. – М., ДЕАН. 1-я кн. – 2006. – 944 с; 2-я кн. – 2009. – 928 с.
3. Черкесов Г.Н. Надежность аппаратно-программных комплексов. – М.: Питер, 2005. – 478 с.
4. Тихомиров А.А., Семенов В.С., Зуб В.А. Пути повышения надежности программного обеспечения автоматизированных систем управления технологическими процессами нефтедобывающего предприятия // Естественные и технические науки. – № 3. – 2013. – С. 253–257.
5. Шишмарев В.Ю. Надежность технических систем. – М.: Академия, 2010. – 304 с.

Статья поступила в редакцию 20 января 2015 г.

ESTIMATION OF RELIABILITY OF AUTOMATIC AND AUTOMATED CONTROL SYSTEMS

V.S. Semenov

Samara State Technical University
244, Molodogvardeyskaya st., Samara, 443100, Russian Federation

This paper deals with the structure of automatic and automated control systems (AACS), importance of high reliability of such systems and emphasizes the idea that analysis and estimation of the AACS reliability is to be performed according to each function performed by the system. The paper proposes the classification of methods of estimation of control system reliability. The paper studies the order of estimation of control system reliability with consideration of operation modes and operation conditions according to every function performed by the system. If the analysis of estimation results shows insufficient system reliability, measures are to be taken to improve it. Results of calculations performed according to the given formulas will point out the aspects to pay attention to.

Keywords: *refuse; frequency of refuse; the methods of calculation of reliability; analysis of result of calculation reliability.*

УДК 519.246.27

**ВЫЧИСЛЕНИЕ СПЕКТРА АМПЛИТУД НА ОСНОВЕ
ОБРАБОТКИ ПСЕВДОАНСАМБЛЯ ЗНАКОВОГО
АНАЛОГО-СТОХАСТИЧЕСКОГО КВАНТОВАНИЯ
СЛУЧАЙНОГО ПРОЦЕССА*****В.Н. Якимов¹, О.В. Горбачёв²**¹ Самарский государственный технический университет
Россия, 443100, г. Самара, ул. Молодогвардейская, 244² ООО «Открытый код»
Россия, 443001, г. Самара, ул. Ярмарочная, 55

Представлены быстрые цифровые алгоритмы вычисления оценок коэффициентов Фурье. Они разработаны на основе знакового аналого-стохастического квантования, которое используется в качестве первичного преобразования исследуемых случайных процессов. Для повышения статистической устойчивости вычисления оценок спектра амплитуд используется метод разбиения анализируемого процесса на отдельные сегменты. В соответствии с этим методом оценка спектра амплитуд осуществляется усреднением результатов обработки отдельных сегментов. Для проверки метрологических характеристик разработанных алгоритмов были проведены экспериментальные исследования по оценке спектра амплитуд модели случайного процесса. Модель представляла собой сумму независимых в статистическом смысле гармонических составляющих в аддитивном шуме. Приведены результаты вычисления оценок спектра амплитуд по одному, трем, семи и десяти сегментам. Обработка сегментов проводилась с их половинным перекрытием.

Ключевые слова: гармонический анализ, случайный процесс, спектр амплитуд, знаковое аналого-стохастическое квантование, быстрые алгоритмы, программное обеспечение измерительной системы.

Гармонический анализ является одним из наиболее эффективных методов исследования случайных процессов. Данный вид анализа позволяет получить представление о распределении мощности (дисперсии) исследуемого процесса по частотам составляющих его гармоник. При этом в настоящее время широкое применение получил цифровой гармонический анализ, в основе которого лежит прямое дискретное преобразование Фурье. Однако при анализе многокомпонентных широкополосных случайных процессов для вычисления дискретных спектральных оценок классические цифровые алгоритмы гармонического анализа даже при использовании быстрого преобразования Фурье могут потребовать существенных временных затрат на обработку многоразрядных отсчетов, полученных в ходе равномерной дискретизации во времени и многоуровневого квантования. Данное обстоятельство приводит к необходимости разработки новых быстродействующих цифровых алгоритмов гармонического анализа.

В [1-3] разработан подход, который обеспечивает повышение быстродей-

* Работа выполнена при финансовой поддержке РФФИ (проект № 13-08-00036-А).

Владимир Николаевич Якимов (д.т.н., проф.), профессор кафедры «Информационные технологии».

Олег Викторович Горбачев, специалист.

ствия цифровых процедур гармонического анализа за счет использования в качестве первичного преобразования исследуемого процесса $X(t)$ знакового аналого-стохастического квантования. Данный вид квантования основан на формировании знакового сигнала [4]

$$z(t) = \text{sgn} \left\{ \overset{o}{x(t)} + \xi(t) \right\},$$

где $\text{sgn}\{\dots\}$ – оператор знакового преобразования, результат которого может принимать значения, равные только «+1», если $\overset{o}{x(t)} > \xi(t)$, и «-1», если $\overset{o}{x(t)} < \xi(t)$; $\overset{o}{x(t)}$ – центрированная, т. е. имеющая нулевое математическое ожидание, реализация исследуемого многокомпонентного процесса $X(t)$; $\xi(t)$ – вспомогательный случайный процесс (ВСП).

Мгновенные значения ВСП распределены равномерно внутри интервала от « $-X_{\max}$ » до « $+X_{\max}$ ». Здесь $X_{\max} \geq |\overset{o}{x(t)}|_{\max}$, где $|\overset{o}{x(t)}|_{\max}$ – максимально возможное по абсолютной величине значение, которое может принять $\overset{o}{x(t)}$.

Согласно разработанному подходу в [1] оценки коэффициентов Фурье на интервале времени $0 \leq t \leq T$ вычисляются следующим образом:

$$\hat{a}_k = 2X_{\max} T^{-1} \int_0^T z(t) \cos(2\pi k f_0 t) dt; \quad k = 1, 2, 3, \dots, K;$$

$$\hat{b}_k = 2X_{\max} T^{-1} \int_0^T z(t) \sin(2\pi k f_0 t) dt; \quad k = 1, 2, 3, \dots, K,$$

где $f_0 = T^{-1}$ определяет интервал дискретизации по частоте;

K – число подлежащих оцениванию гармонических компонент с частотами kf_0 .

В [1, 2] математически обосновано, что оценки \hat{a}_k и \hat{b}_k являются несмещенными и состоятельными. В соответствии со свойством состоятельности для дисперсий $D[\hat{a}_k]$ и $D[\hat{b}_k]$ этих оценок имеем

$$\lim_{T \rightarrow \infty} D[\hat{a}_k] = 0 \quad \text{и} \quad \lim_{T \rightarrow \infty} D[\hat{b}_k] = 0.$$

Данные предельные соотношения свидетельствуют о том, что оценки \hat{a}_k и \hat{b}_k при $T \rightarrow \infty$ сходятся по вероятности к искомым коэффициентам Фурье. Исходя из этого для уменьшения их дисперсий используем метод сегментирования и усреднения, который, в частности, описан в работе [5]. Согласно этому методу будем вычислять оценки \hat{a}_k и \hat{b}_k по отдельным сегментам знакового сигнала $z(t)$ с последующим усреднением полученных результатов.

На рис. 1 представлена иллюстрация процедуры сегментирования знакового сигнала $z(t)$. Сегменты $z(m, t)$, длительность каждого из которых равна T , сдвинуты во времени друг относительно друга на значение T_0 , так что они связаны с подлежащим обработке знаковым сигналом $z(t)$ соотношением

$$z(m, t) = z(t + (m-1)T_0), \quad 0 \leq t \leq T, \quad 1 \leq m \leq M,$$

где M – число сегментов (для случая, приведенного на рис. 1, $M = 5$).

В приведенном на рис. 1 примере $T_0 < T$, т. е. имеет место частичное перекрытие соседних сегментов. Целью такого формирования сегментов с частичным перекрытием является увеличение их числа при заданной или ограниченной общей продолжительности времени анализа T_A .

Оценки коэффициентов ряда Фурье \hat{a}_k и \hat{b}_k в процессе гармонического анализа для каждого из сегментов $z(m, t)$ будем искать в следующем виде:

$$\hat{a}_{k,m} = 2X_{\max} T^{-1} \int_0^T z(m, t) \cos(2\pi k f_0 t) dt = 2X_{\max} T^{-1} \int_{(m-1)T_0}^{(m-1)T_0+T} z(t) \cos(2\pi k f_0 t) dt;$$

$$\hat{b}_{k,m} = 2X_{\max} T^{-1} \int_0^T z(m, t) \sin(2\pi k f_0 t) dt = 2X_{\max} T^{-1} \int_{(m-1)T_0}^{(m-1)T_0+T} z(t) \sin(2\pi k f_0 t) dt;$$

$$k = 1, 2, 3, \dots, K; \quad 1 \leq m \leq M.$$

В свою очередь, оценки амплитудного спектра будем вычислять следующим образом:

$$\hat{A}_k = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \hat{A}_{k,m} = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \sqrt{\hat{a}_{k,m}^2 + \hat{b}_{k,m}^2}, \quad k = 1, 2, 3, \dots, K.$$

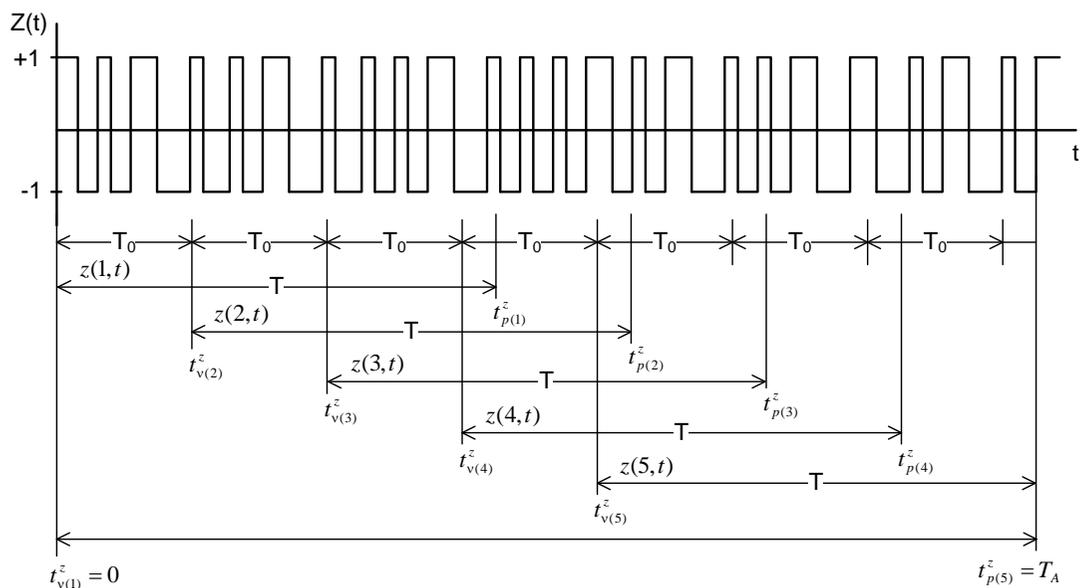


Рис. 1. Сегментирование знакового сигнала $z(t)$

Значения « -1 » и « $+1$ », являющиеся результатом знакового аналого-стохастического квантования, строго последовательно сменяют друг друга во времени. Поэтому сегменты $z(m, t)$ в пределах интервалов времени их формиро-

вания $(m-1)T_0 \leq t \leq (m-1)T_0 + T$ можно однозначно представить с помощью конечных множеств

$$\left\{ z((m-1)T_0); t_i^z, v(m) \leq i \leq p(m) \right\}, 1 \leq m \leq M,$$

где $z((m-1)T_0)$ – значения, которые знаковый сигнал $z(t)$ принимает в моменты времени $t_{v(m)}^z = (m-1)T_0$, определяемые началом формирования каждого из сегментов $z(m, t)$;

$\left\{ t_i^z, v(m)+1 \leq i \leq p(m)-1 \right\}$ – отсчеты моментов времени, в которые эти сегменты пересекают нулевой уровень (т. е. меняют свое текущее значение на противоположное);

$$t_{p(m)}^z = (m-1)T_0 + T.$$

Индексы $v(m)$ и $p(m)$ являются целыми числами и обозначены именно так, чтобы показать их зависимость от номера сегмента $z(m, t)$.

Принимая во внимание, что в пределах интервалов времени $t_i^z \leq t \leq t_{i+1}^z$ для $v(m)+1 \leq i \leq p(m)-1$ значения сегментов $z(m, t)$ остаются постоянными, интегралы в выражениях для оценок \hat{a}_k и \hat{b}_k могут быть вычислены аналитически. Тогда после интегрирования получаем

$$\hat{a}_{k,m} = -2(k\pi)^{-1} X_{\max} z((m-1)T_0) \sum_{i=v(m)}^{p(m)} (-1)^{i-v(m)} \lambda_i \sin(2\pi k f_0 t_i^z), k = 1, 2, 3, \dots, K;$$

$$\hat{b}_{k,m} = 2(k\pi)^{-1} X_{\max} z((m-1)T_0) \sum_{i=v(m)}^{p(m)} (-1)^{i-v(m)} \lambda_i \cos(2\pi k f_0 t_i^z), k = 1, 2, 3, \dots, K;$$

$$\lambda_i = \begin{cases} 1, & i = v(m) \text{ и } i = p(m); \\ 2, & v(m)+1 \leq i \leq p(m)-1. \end{cases}$$

Оценки амплитудного спектра будут вычисляться следующим образом:

$$\hat{A}_{k,m}^2 = \hat{a}_{k,m}^2 + \hat{b}_{k,m}^2 = \frac{2X_{\max}^2}{(k\pi)^2} \left(2(p(m)-v(m))-1 + \sum_{i=v(m)}^{p(m)-1} (-1)^{i-v(m)} \lambda_i \sum_{j=i+1}^{p(m)} (-1)^{j-v(m)} \lambda_j \cos(2\pi k f_0 (t_j^z - t_i^z)) \right).$$

Полученные алгоритмы вычисления \hat{a}_k , \hat{b}_k и $\hat{A}_{k,m}^2$ не требуют выполнения многоразрядных цифровых операций умножения. Основными операциями этих алгоритмов являются арифметические операции суммирования и вычитания фильтрующих функций \sin и \cos . Данное обстоятельство ведет к увеличению быстродействия процедур гармонического анализа.

На основе выше разработанных алгоритмов вычисления \hat{a}_k , \hat{b}_k и $\hat{A}_{k,m}^2$ был разработан специализированный программный модуль, предназначенный для функционирования в составе программного обеспечения измерительной системы

комплексного оперативного анализа многокомпонентных процессов.

Для проверки метрологических характеристик разработанных алгоритмов были проведены экспериментальные исследования на основе имитационного моделирования процедуры аналого-стохастического квантования. При этом модель центрированной реализации $\overset{o}{x}(t)$ анализируемого процесса представляла собой сумму независимых в статистическом смысле гармонических составляющих в аддитивном шуме $e(t)$, т. е.

$$\overset{o}{x}(t) = \frac{a_0}{2} + \sum_{k=1}^K A_k^H \cos(2\pi f_k^H t + \varphi_k) + e(t) .$$

Гармонические составляющие генерировались с частотами $f_k^H \in]0; 0,5]$, которые интерпретировались как нормированные $f_k^H = f_k / 2F_{\max}$, где частота F_{\max} рассматривается как верхняя граничная частота диапазона, в пределах которого осуществляется гармонический анализ. Использование в ходе экспериментальных исследований понятия нормированных частот объясняется тем, что это обеспечивает постоянство частотного диапазона представления результатов гармонического анализа моделей процессов, имеющих априори различные частотные диапазоны. Амплитуды гармонических составляющих A_k^H принимались равными от нуля до единицы и также интерпретировались как нормированные. Начальные фазы φ_k гармонических составляющих задавались генератором равномерно распределенных величин из интервала $-\pi \leq \varphi_k \leq \pi$. Аддитивный шум $e(t)$ представлял собой белый шум с нулевым математическим ожиданием и единичной дисперсией.

В частности, модель реализации $\overset{o}{x}(t)$ содержала шесть гармонических составляющих с нормированными частотами

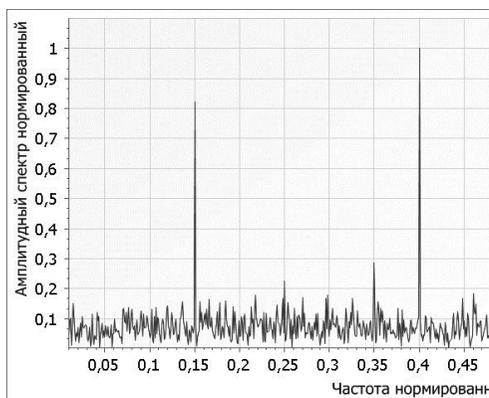
$$f_1^H = 0,08, f_2^H = 0,15, f_3^H = 0,25, f_4^H = 0,35, f_5^H = 0,4 \text{ и } f_6^H = 0,48.$$

При этом нормированные амплитуды этих гармонических составляющих были соответственно равны

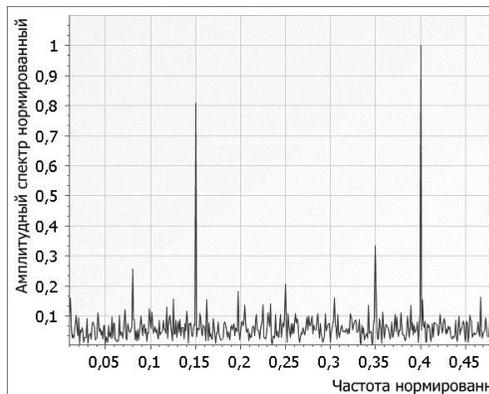
$$A_1^H = 0,25, A_2^H = 0,8, A_3^H = 0,2, A_4^H = 0,3, A_5^H = 1 \text{ и } A_6^H = 0,6.$$

На рис. 2 представлены оценки спектра амплитуд, полученные в результате обработки одного, трех, семи и десяти сегментов. При этом обработка сегментов проводилась с их половинным перекрытием.

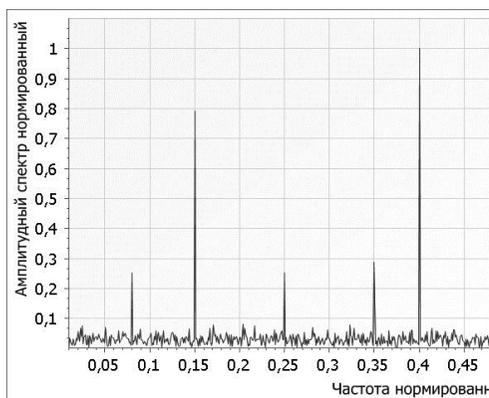
Хорошо видно, что с увеличением числа обрабатываемых сегментов наблюдается постепенное улучшение разрешения гармонических составляющих. Уже для семи сегментов имеет место устойчивая идентификация гармонических составляющих. На последнем графике, полученном для десяти сегментов, положение в спектре всех шести гармонических составляющих точно соответствует их исходным значениям. Ложных спектральных пиков в спектре не наблюдается, также не наблюдается расщепление спектральных линий. Каждая спектральная линия четко различима, и сильные гармонические составляющие не маскируют слабые.



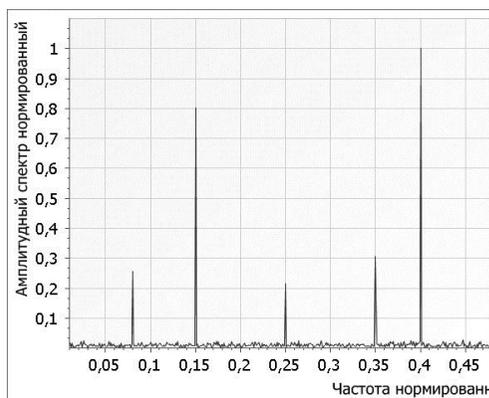
a



б



в



г

Рис. 2. Оценка спектра амплитуд:

a – один сегмент; *б* – три сегмента; *в* – семь сегментов; *г* – десять сегментов

Таким образом, полученные результаты моделирования позволяют сделать вывод о том, что с помощью разработанных алгоритмов можно с высокой точностью и разрешением по частоте осуществлять цифровой гармонический анализ многокомпонентных процессов. При этом практическая реализация данных алгоритмов не требует выполнения многочисленных операций цифрового умножения многозарядных отсчетов реализаций исследуемых процессов, что обеспечивает их более высокую вычислительную эффективность по сравнению с классическими цифровыми процедурами гармонического анализа.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. Якимов В.Н. Цифровой гармонический анализ многокомпонентных случайных процессов // Измерительная техника. – 2006. – № 4. – С. 22–26.
2. Yakimov V.N. Digital harmonic analysis of multicomponent random processes // Measurement Techniques. – Publisher: Springer New York. – Vol. 49, No. 4. – Pp. 341–347.
3. Якимов В.Н., Горбачев О.В. Программно-аппаратное обеспечение системы оценки амплитудного спектра многокомпонентных процессов // Приборы и техника эксперимента. – 2013. – № 5. – С. 49–55.

4. Якимов В.Н. Обобщенная математическая модель двухуровневого знакового преобразования // Техника машиностроения. – 2000. – № 4. – С. 72–74.
5. Марпл-мл. С.Л. Цифровой спектральный анализ и его приложения. – М.: Мир, 1990. – 584 с.

Статья поступила в редакцию 10 февраля 2015 г.

CALCULATION OF THE SPECTRUM AMPLITUDES BASED PROCESSING PSEUDOENSEMBLES SIGN-FUNCTION ANALOG-STOCHASTIC QUANTIZATION OF RANDOM PROCESS

V.N. Yakimov¹, O.V. Gorbachev²

¹Samara State Technical University
244, Molodogvardeyskaya st., Samara, 443100, Russian Federation

²Open Code Ltd., Russia,
55, Yarmarochnaya st., Samara, 443001, Russian Federation

Fast digital algorithms for computing estimates of the Fourier coefficients are presented. They are based on the sign-function analog-stochastic quantization which is used as primary transformation of investigated random processes. We used the method of partitioning the process analyzed into individual segments to enhance the statistical stability of estimates calculating amplitude spectrum. In accordance with this method the final spectral amplitude estimation is performed by averaging of the processing results of individual segments. To test the metrological characteristics of the developed algorithms we carried out experimental research of estimates amplitude spectrum using the model of a random process. This model represents the sum of statistically independent harmonic components in the additive white noise. For example we present the results of the calculation of spectral amplitude estimation for one, three, seven and ten segments. Processing segments was carried out with their half-overlapping.

Keywords: *Harmonic analysis, random process, amplitude spectrum, sign-function analog-stochastic quantization, fast algorithm, software for measuring system.*

Vladimir N. Yakimov (Dr. Sci. (Techn.)), Professor.
Oleg V. Gorbachev, Specialist.