

РАЗДЕЛ II. ИЗМЕРЕНИЯ В ЕСТЕСТВЕННЫХ НАУКАХ И ТЕХНИКЕ

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Дирнлей, Дж. Электрические явления в аморфных пленках окислов / Дж. Дирнлей, А. Стоунхэм, Д. Морган. - УФН, 1974.- т.112, вып. 1.- С. 83-128.
2. Валиев, К.А. Электроформовка как процесс самоорганизации нанометрового зазора в углеродной среде // К.А. Валиев, В.М. Мордвинцев, В.Л. Левин.- ЖТФ, 1997.- т.67, № 1.- С. 39-44.
3. Мордвинцев, В.М. Процессы самоорганизации наноструктур в углеродной среде, активируе-

мой потоком электронов в сильных электрических полях / В.М. Мордвинцев - Дисс. ... д.ф.м.н. – М.: Институт микроэлектроники и информатики РАН, 2000.- 240 с.

Д.т.н., проф. Гуляев П.Ю., к.ф.м.н., доцент
Зеленский В.И. - (3467) 35-75-95,
shs_lab@ugrasu.ru - Югорский государственный университет; *к.т.н. Сахаров Ю.В., д.т.н., проф.*
Троян П.Е., тел. (3822) 53-25-57,
onir@main.tusur.ru Томский государственный университет систем управления и радиоэлектроники

УДК 621.793: 531.7:004.42

ОПИСАНИЕ И ОЦЕНКА ШЕРОХОВАТОСТИ ИЗДЕЛИЙ МЕТОДАМИ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ДИНАМИКИ

В. А. Каладзе, В. Н. Шапошников

В работе решены задачи формирования исходной информации для расчёта значений ГОСТ-овских характеристик, используемых в программном обеспечении станков с ЧПУ, и статистического описания результатов обработки поверхности изделия. Описание и обработка данных проведена с использованием динамической предикторной модели, как способа математического описания нестационарных случайных процессов. Результаты позволяют проводить оперативный прогноз результатов станочной обработки для корректировки качества изделия.

Ключевые слова: шероховатость, профиль, каскадный фильтр, предиктор, динамическая модель, вычислительный эксперимент

Шероховатость поверхности [1] является одной из основных геометрических характеристик качества поверхности деталей и оказывает влияние на эксплуатационные показатели изделий. Термины и определения основных понятий по шероховатости поверхности, используемые в данной работе, соответствуют ГОСТ 25142-82.

Требования, предъявляемые со стороны стандартов к характеристикам классов шероховатости поверхности, в практических руководствах и ТУ устанавливаются исходя из дальнейшего функционального назначения поверхности и связанного с ним обеспечения заданного качества изделий. К этим условиям ГОСТ 2789-73 добавляет [2] требования к состоянию поверхности изделий независимо от способа ее получения или обработки. Это дает возможность применять требования стандарта к поверхностям, обработанным резанием и другими методами, например литьем, прессованием, электрофизическими и электрохимическими методами и, тем самым, исключить второстепенные данные из допустимого множества возможных вариаций исследуемых параметров.

Нормированные параметры шероховатости поверхности оцениваются по не-

ровностям поперечного профиля, получаемого путем сечения реальной поверхности плоскостью в нормальном сечении (перпендикулярно направлению неровностей). С целью отделения характеристик шероховатости от других неровностей поверхности с относительно большими шагами, таких как отклонения формы и волнистости, их рассматривают в пределах ограниченного участка (рисунок 1), длина которого определяется как базовая длина l , на которой основными показателями являются искомые численные характеристики шероховатости. При этом шероховатость изделия определяется как совокупность неровностей поверхности с относительно малыми шагами, выделенная на участке профиля базовой длины. Эта информация позволяет описывать поведение траектории профиля шероховатости методами локального прогнозирования

Длина интервала используемых измерений может содержать один или несколько интервалов базовой длины l .

Профиль определяется как линия пересечения исследуемой поверхности с секущей плоскостью. Под понятие случайный профиль подпадает апериодический профиль, который рассматривается как траектория реализации

ОПИСАНИЕ И ОЦЕНКА ШЕРОХОВАТОСТИ ИЗДЕЛИЙ МЕТОДАМИ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ДИНАМИКИ

случайной функции [1], например, профиль, полученный после операции шлифования и т.п.

В качестве базовой линии для определения вариаций характеристик в ГОСТ используется средняя линия профиля m , опреде-

ляемая по абсолютным геометрическим значениям размеров изделия, с учётом его центральных показателей. При этом в пределах базовой длины среднее квадратическое отклонение профиля до этой линии предполагается минимальным.

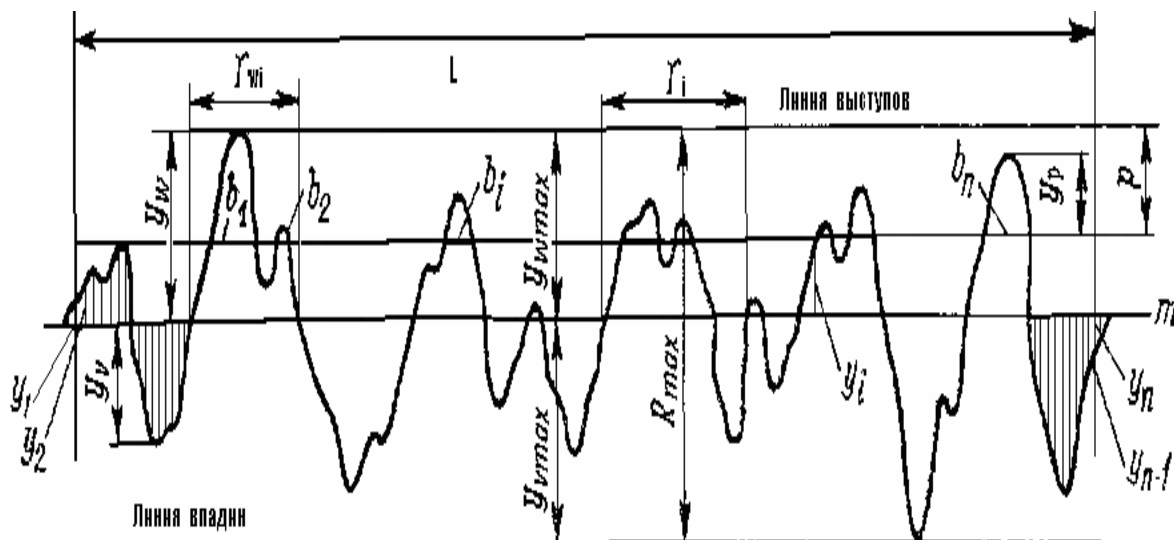


Рисунок 1 - Профиль шероховатости, его особенности и параметры

Выступ профиля – это часть профиля, опирающаяся на отрезок r_{wi} , соединяющий две соседние точки пересечения его со средней линией профиля, и направленная из изделия. Аналогично определяется впадина профиля относительно отрезка r_{vi} , лишь с учётом направления профиля вовнутрь изделия. Нормативные (ГОСТовские) величины, соответствующие максимальным значениям выступа y_{wmax} и впадины y_{vmax} определяют предельные линии выступов и впадин вдоль измеряемой поверхности эквидистантно средней линии профиля. Величина, оценивающая локальную неровность профиля, определяется через значения выступа y_{wi} и сопряжённой ему впадины y_{vi} , расположенных на отрезке r_i .

R_{max} – это расстояние между линией выступов профиля и линией впадин профиля в пределах базовой длины.

Уровень сечения профиля ρ – это расстояние между линией выступов (впадин) и линией, пересекающей профиль эквидистантно средней линии профиля, выраженное в процентах или долях относительно R_{max} .

Опорная длина профиля η_p – это сумма длин отрезков b_i , отсекаемых линией уровня сечения профиля, проходящей на заданном эквидистантном расстоянии от средней линии, от локальных выступов (впадин) профиля в пределах базовой длины.

Параметр $t_p = \eta_p / l$ считается наиболее информативным параметром о высотных свойствах и протяжённости профиля (он комплексно характеризует высоту и относительную протяжённость неровностей профиля).

Исходные данные рассматриваются как нестационарные статистические временные последовательности случайных процессов. Поскольку всевозможные изделия, обрабатываемые на станках с ЧПУ, в конечном результате имеют поверхность с различной степенью шероховатости, то оценка качества изделия зависит от предъявляемых к нему требований, критериев. В основу всех применяемых критериев входит измеряемая информация, отражающая величину отклонения профиля обработанной поверхности от норматива. При этом измеряемая информация содержит как полезный сигнал, несущий сведения об истинной величине шероховатости поверхности, так и искажающий шум измерения, связанный как с классом измерительного прибора, так и с влиянием окружающей среды на результаты измерений. Помеха измерения (шум) в данной задаче связана, в том числе с большим количеством неконтролируемых показателей, рассматриваемых как случайные, и потому в каждый момент времени определяется как случайная величина, представленная их суммарным эффектом. Измеряемый сигнал рассматрива-

РАЗДЕЛ II. ИЗМЕРЕНИЯ В ЕСТЕСТВЕННЫХ НАУКАХ И ТЕХНИКЕ

ется как непрерывный случайный процесс, поскольку его значения не связаны детерминированной закономерностью. А результаты наблюдений представлены в дискретной форме, как числовые данные, полученные с квантованием по времени в точках измерения. Числовая последовательность, определяющая результаты измерений, рассматривается как сумма полезного сигнала и помехи измерения, при этом полагается, что соотношение их интенсивностей позволяет аппроксимировать полезный сигнал методами фильтрации, а динамический подход формирует оперативные оценки, используемые в реальном масштабе времени.

Целью данной работы является выделение полезного сигнала, которым является истинный профиль шероховатости, с расчётом значений в ходе его изменения на фоне искажающего шума.

В этой связи было проведено описание эволюции профиля шероховатости изделий динамической моделью.

Постановка задачи

В качестве исходной информации для математического описания поведения возможной траектории шероховатости приняты значения ординат реализованного профиля Y_i .

Легко видеть, что предельные характеристики самого рассматриваемого процесса определяют его как стационарный, в смысле закона и его параметров. Однако его реализации, являющиеся результатами измерений, представлены конечными числовыми статистическими временными последовательностями, а все выборочные функции процесса, не отвечающие условиям стационарности, могут быть определены как нестационарные в широком смысле.

Подробное изучение текущего состояния случайного процесса $Y(t)$ по выборочной функции $y(t)$ предполагает применение динамического статистического анализа наблюдаемой информации. Традиционный статистический анализ связан с аппроксимацией аналитической формы функции $f(t)$ по её табулированным значениям, а динамический статистический анализ [3] предполагает получение дополнительной, качественно новой информации, содержащей оценки дифференциальных характеристик $d^m f / dt^m$ основной тенденции случайного процесса. При этом фазовые траектории процесса рассматриваются не как фиксированные кривые на реализованном интервале наблюдений, а как

динамично меняющиеся состояния в режиме реального времени.

Получение устойчивых оценок производных, в особенности высокого порядка, непосредственно из данных наблюдения невозможно из-за искажённости последних помехой измерения. Эту проблему решает каскадный фильтр, входящий в состав динамической предикторной модели (ДПМ) [3]. В соответствии с моментами наблюдения, равноотстоящими в данном случае, следует временную ось равномерно квантовать тактом Δt и можно вводить обозначение индекса времени $t = i$.

В процессе работы была определена область варьирования адаптивного параметра фильтрации α и подобрано значение структурного параметра n , определяющего порядок каскадного фильтра. Наиболее соответствующая данной задаче, модель ДПМ третьего порядка, предназначенная для описания эволюции динамических случайных процессов, представлена следующими основными компонентами:

каскадного фильтра

$$S_i^k(y) = (1 - \alpha)S_{i-1}^k(y) + \alpha S_i^{k-1}(y) \quad (1)$$

при $k = 0, 1, \dots, n$, $S_i^0 = y$, $\alpha \in (0, 1)$, эффективным преобразованием которого является оператор экспоненциального среднего [4] в рекуррентной форме

$$S_i(y) = (1 - \alpha)S_{i-1}(y) + \alpha y_i. \quad (2)$$

и динамического ядра, компонентами которого являются: предиктор

$$f_{i+1} = \sum_{k=0}^n f_i^{(k)}(y, \mu^k, \psi^k), \quad (3)$$

$$f_i^{(k)} = \mu^k \psi^k \quad \text{при } k = \overline{0, n}, \quad (4)$$

где $f^{(k)}$ – оценка k -ой производной через нисходящие разности и $\mu^k = \alpha^k / k!(1 - \alpha)^k$,

и параметровариатор, формирующий структурные параметры модели из компонент каскадного фильтра,

$$\psi_i^0(y) = 4S_i(y) - 6S_i^2(y) + 4S_i^3(y) - S_i^4(y) \quad (5)$$

$$\psi_i^1(y) = 6S_i(y) - 14S_i^2(y) + 11S_i^3(y) - 3S_i^4(y) \quad (6)$$

$$\psi_i^2(y) = 4S_i(y) - 11S_i^2(y) + 10S_i^3(y) - 3S_i^4(y) \quad (7)$$

$$\psi_i^3(y) = S_i(y) - 3S_i^2(y) + 3S_i^3(y) - S_i^4(y). \quad (8)$$

Решение этой задачи идентификации связано с преобразованием значений наблюдаемой скалярной выборочной функции y_t в

текущее значение вектора $\bar{f} = (f_0, f_1, \dots, f_n)$ – оценок состояния исследуемого случайного процесса, который является элементом фазового пространства W^{n+1} . Полученные оценки описывают полезный сигнал, как основную тенденцию развития случайного процесса $Y(t)$.

Операция распараллеливания информации и выявления данных, необходимых для формирования \bar{f} – оценок фазового состояния случайного процесса, выполняется каскадным фильтром и приводит к появлению вектора $\bar{S} = (S^1, \dots, S^{n+1})$, компоненты которого рассчитываются на соответствующих уровнях каскада. Функции по обработке измеряемой информации, выполняемые каскадом, связанные с подавлением шума и выделением полезного сигнала, распределены между его уровнями. Так первый (нижний) уровень (2) каскадного фильтра подавляет высокочастотную, по сравнению с полезным сигналом, помеху наблюдения. А высшие уровни, начиная со второго, в основном участвуют в описании основной тенденции, выделяя соответствующий диапазон гармоник полезного сигнала. При этом набор уровней каскадного фильтра связан с числом осцилляций – перемен знака у характеристик полезного сигнала. Задачи по выявлению у функции числа осцилляций встречаются также в гидрологических, экономических и социальных исследованиях, в метеорологии, астрономии и многих других областях, связанных с изучением выборочных функций.

Результаты вычислительных экспериментов и их обсуждение

Был проведен вычислительный эксперимент для изучения свойств предложенной модели при описании поведения профиля шероховатости.

В ходе эксперимента использовалась возможность оперирования структурным и адаптивным параметрами, определяющими вид динамической модели.

Методика проведения вычислительного эксперимента с моделью основана на двух информационно связанных этапах: имитации процесса в соответствии с выявленными реальными его характеристиками и параметрическая идентификация модели по данным первого этапа.

Имитация является важной частью вычислительного эксперимента, от которой в наибольшей степени зависит сходство его

результатов с данными, полученными из натурального эксперимента.

Статистическая числовая временная последовательность, имитирующая массив наблюдаемых исходных данных, была определена набором ранжированных в зависимости от момента наблюдения i значений y_i . При этом номер момента, определённый как начальный, обнулялся. Значения временной последовательности определялись суммой мгновенного значения основной тенденции X_i и соответствующего члена случайной последовательности ξ_i , имитирующей центрированную стационарную компоненту $\Xi(t)$, изучаемого случайного процесса. Так для имитации осциллирующей основной тенденции случайного процесса использовалась зависимость:

$$y_i = A \sin\left(\frac{b}{c}i + \varphi\right) + \xi_i. \quad (9)$$

Исследования проводились на модифицированном программном комплексе «Скользящие предикторы» [5].

На этапе имитации случайного процесса выполнялись условия: во-первых, соответствие предлагаемого образа процесса своему прототипу - профилю, во-вторых, согласованность структурных параметров модели со степенью аппроксимирующей функции основной тенденции.

Результаты данного эксперимента существенно зависят от используемого вида помехи наблюдения, рассматриваемой как центрированный стационарный случайный процесс общего вида. С этой целью для имитации таких случайных процессов использовались массивы генерации базовых равномерных случайных величин с последующим аналитическим или статистическим моделированием различных распределений.

На этой основе были сформированы искусственные реализации случайных процессов с дискретным временем как случайные временные последовательности, имитирующие реально изменяющиеся ординаты профиля с монотонными и колебательными основными тенденциями, на которых проводилась исследовательская работа по изучению свойств моделей различной сложности.

Для получения реализаций нормально распределённой (гауссовской) случайной составляющей ξ_i использовался привычный

РАЗДЕЛ II. ИЗМЕРЕНИЯ В ЕСТЕСТВЕННЫХ НАУКАХ И ТЕХНИКЕ

статистический способ моделирования на основе зависимости

$$\xi_i = N_i u = \sqrt{\frac{3}{\mu}} \sigma \sum_{j=1}^{\mu} (2u_{ij} - 1) + \beta, \quad (10)$$

где i – число шагов в эксперименте, β и σ^2 – первые два момента статистической последовательности ξ_i , а $u_{ij} \in (0; 1)$ – базовые псевдослучайные числа, μ – число наблюдений в параллельных опытах. В исследовании было принято, что при общем объёме генерированного массива от 100 до 500, $\mu = 10$. Интенсивность составляющей $\Xi(t)$, установленная на уровне $\sigma = 1$, в эксперименте варьировалась с помощью мультипликативного коэффициента, а в соответствии с условиями измерений $\beta = 0$.

Для расчёта значений экспоненциально распределённой случайной стационарной составляющей ξ_i , как альтернативы нормальной помехе наблюдения, применялся аналитический способ моделирования случайной величины с использованием обратного преобразования $\xi = -\frac{1}{\lambda} \ln u$.

Поскольку качество результирующей информации эксперимента определяется достоверностью исследуемой модели, то для описания различных законов изменения профиля, характеризующих основную тенденцию случайного процесса, выбирались соответствующие им модели.

В результате данного эксперимента было выявлено, что при изменении направления периодического полезного сигнала, минимум ошибки при прогнозировании на четыре шага достигается для модели, начиная с третьего порядка. Результаты исследования также показали, что существенные нарушения периодичности профиля, значительно снижают возможности прогнозирования.

Абсолютная величина ошибки прогноза осциллирующего дрейфа оценивалась практически по той же зависимости, что и для монотонного дрейфа. Смена направления изменения основной тенденции (с убывания на рост и наоборот) удачно прогнозировалась более чем в 90% случаев на один шаг, и в 30% опытов прогноз оправдывался на два шага вперёд. При этом качество прогноза в большей степени зависело от величины амплитуды колебаний A в (9), чем от вариации значений b и c . В зависимости от интенсивно-

сти составляющей ξ_i прогноз оправдывался при соотношении $A/\sigma > 2.6$.

При отслеживании основной тенденции с целью выявления различных особенностей поведения изучаемого процесса были выделены следующие области допустимых вариаций адаптивного параметра модели.

Короткие периоды усреднения (при этом удаляются высокие частоты) для первого порядка предикторной модели, параметр адаптации принимает значения $\alpha \in [0.283, 0.324]$.

Средние периоды усреднения (удаляются высокие и верх средних частот) второго порядка предикторной модели, параметр адаптации принимает значения $\alpha \in [0.381, 0.445]$.

Длинные периоды усреднения (выделяются низкие частоты) порядок предикторной модели равен 3, параметр адаптации принимает значения $\alpha \in [0.513, 0.597]$.

Полученные области варьирования параметра фильтра определяют его связь со спектром исследуемого процесса.

В ходе подготовки вычислительного эксперимента в среде Visual Studio .NET 2005 был создан программный комплекс, функционально представленный прикладными и управляющими модулями, обеспечивающими средства управления ходом эксперимента, обработки и представления его результатов. Такой комплекс программ можно считать проблемно-ориентированной системой для проведения компьютерного эксперимента.

В связи со случайностью исследуемого процесса в ходе эксперимента многократно повторялись вычисления по обработке статистических данных при однородных и изменяющихся исходных условиях и данных. Возможности программного приложения позволяют, анализируя отчеты по проведённым исследованиям, повторно использовать отдельные их части для проведения новых расчётов.

Пользовательский интерфейс поддерживает стандарты разработки прикладного программного обеспечения и ориентирует пользователя на проведение активного эксперимента. Модули графического представления данных дополняют картину эксперимента, результаты расчётов также можно экспортировать в приложения Microsoft Office.

Таблицы исходных данных, имитирующие информационные файлы, генерировались с помощью модуля имитации, разработанного на языке C#.

ОПИСАНИЕ И ОЦЕНКА ШЕРОХОВАТОСТИ ИЗДЕЛИЙ
МЕТОДАМИ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ДИНАМИКИ

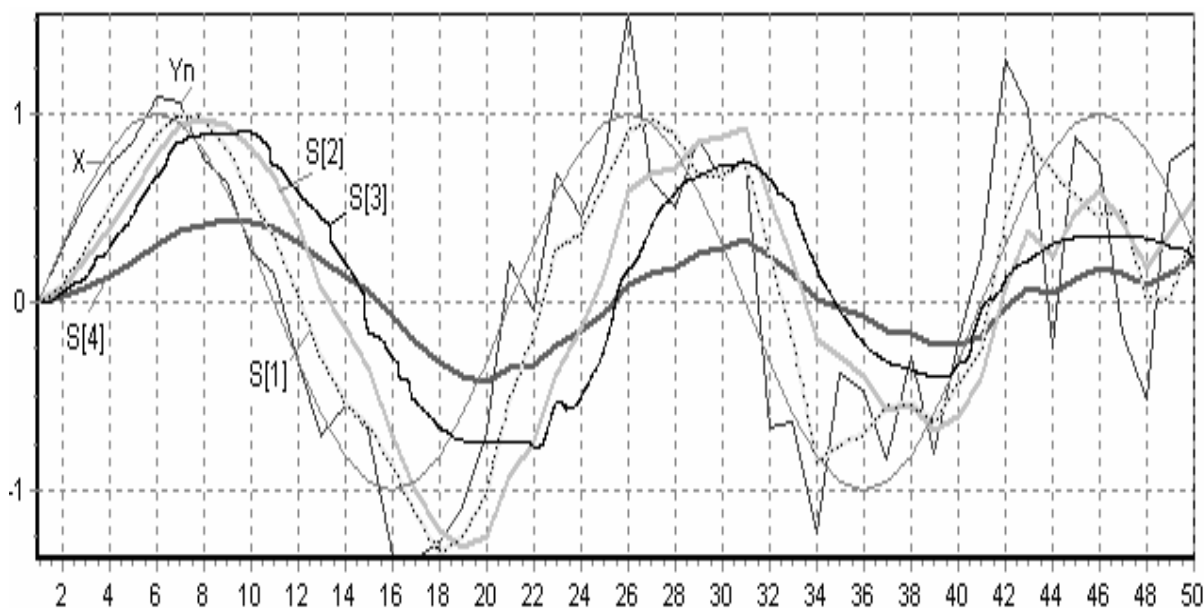


Рисунок 2 - Наблюдаемая случайная временная последовательность, полезный сигнал и траектории каскадной фильтрации

Выводы

Анализ результатов проведенных вычислительных экспериментов подтвердил достоверность выдвинутых теоретических заключений, что позволяет сделать следующие выводы:

- на сложных траекториях профиля эффективнее работает динамическая модель третьего порядка;
- задачу подбора значений параметров фильтрации, сглаживания и прогноза следует ставить и решать, как задачу оптимальной настройки;
- величина параметра α зависит как от интенсивности случайной составляющей процесса, так и от особенностей основной тенденции. Учесть эти условия при простом переборе значений параметра довольно сложно, особенно при случайном характере условий. Поэтому настройку значений параметра следует проводить алгоритмическим способом [6], используя метод Монте-Карло в форме процедуры случайного поиска

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Гжиров, Р.И. Краткий справочник конструктора. / Р.И. Гжиров. - Л.: Машиностроение, 1983. 464 с. (122-128).

2. Палей М.А. Отклонения формы и расположения поверхностей. 2-е издание./ М.А. Палей. - М.: Изд-во стандартов, 1973. 244 с.
3. Каладзе В.А. Стохастические структуры динамических моделей: формализация динамического ядра./ В.А. Каладзе.- Системы управления и информационные технологии, Москва-Воронеж, № 4, 2009. С. 12-15.
4. Каладзе В.А. Множественность форм экспоненциального фильтра/ В.А. Каладзе. - Воронеж: Вестник ВГУ, № 2, 2009. С. 59-63.
5. Ганцева Е.А. Программный комплекс "Скользющие предикторы в поддержке принятия решений" / Е.А. Ганцева, В.А. Каладзе, А.В. Ерофеев, Г.В. Каладзе. ФАП ВНИИЦ, рег. № 50200401035 от 20.08.2004. М.: ВНИИЦ, 2004.
6. Ганцева Е.А. Самонастройка экспоненциального фильтра методом случайного поиска / Е.А. Ганцева, В.А. Каладзе, З.Н. Сысоев. Всеросс. конф. «Интеллектуализация управления в социальных и экономических системах». Москва-С-Петербург-Воронеж, 2010. С. 24-28.

К.т.н., доцент, с.н.с., Каладзе В.А., wakaladze@yandex.ru., Международный институт компьютерных технологий (г. Москва-Воронеж), к.т.н., профессор, генеральный директор, Шапошников В.Н., aem@front.ru, ОАО «АГРОЭЛЕКТРОМАШ» (г. Воронеж).