

А.Е. Архипов, С.А. Архипова

**ОБОБЩЕННАЯ МОДЕЛЬ СЛУЧАЙНЫХ
ПОГРЕШНОСТЕЙ ГРУППОВОЙ ЭКСПЕРТИЗЫ**

Анотація. У статті аналізується розподіл похибки експертно-аналітичних оцінок, що розраховують за даними групової експертизи. У припущенні нормальності розподілу цієї похибки показано, що її середнє квадратичне відхилення (СКВ) виявляється випадковою величиною, значення якої визначаються впливом двох груп факторів: помилок експертів і похибки відображення вихідних даних групової експертизи в результуючу експертно-аналітичну оцінку. При однаковій інтенсивності прояву цих факторів розподіл СКВ описується законом Релея, що спричиняє трансформацію вихідного нормального розподілу похибки в закон Лапласа.

Введение

Последние четверть века в самых разных сферах деятельности наблюдается повышенный интерес к экспертным технологиям обработки информации, в частности, к использованию экспертных оценок в задачах принятия решения, применении экспертных методов для целей диагностики, оптимизации, классификации и прогнозирования [1-4]. Современные методы экспертизы все чаще вместо прямого экспертного оценивания, в ходе которого эксперт непосредственно определяет качественную либо количественную оценку исследуемого качества (свойства, признака) представленного к экспертизе объекта, применяют процедуру экспертно-аналитического продуцирования оценки. Механизм экспертно-аналитического оценивания (ЭАО) базируется на предположении существования отображения $\phi: X \rightarrow Y$ исследуемого качества Y объекта экспертизы комплексом других его свойств $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$, допускающих простое и точное оценивание. Поэтому двухэтапная процедура ЭАО, первый этап которой – экспертное оценивание значений свойств $X_1, X_2, \dots, X_n$, а второй – получение отображения $\phi: X \rightarrow Y$ искомой оценки качества Y , не-

смотря на очевидное усложнение экспертизы, позволяет надеяться, что в целом ее итоговый результат будет иметь более прозрачный, надежный и объективный характер.

Функции эксперта в процедуре ЭАО обычно сводятся к формированию кортежа $\langle x_1, x_2, \dots, x_n \rangle$, содержащего представленные в логической и (или) в количественной форме оценки вектора свойств $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$. Получаемые оценки часто являются ответами эксперта на вопросы специально составленного вопросника, причем размерность n вектора X может достигать сотен, а порядок следования и характер вопросов могут изменяться в зависимости от особенностей информации, содержащейся в ответах на поставленные ранее вопросы [4]. В связи с этим для проведения опроса эксперта обычно используется ЭВМ, реализующая диалоговую процедуру общения с экспертом. Обработка полученной от эксперта информации, в частности выполнения отображения $\phi: X \rightarrow Y$, оказывается обычно весьма сложной и громоздкой задачей, также требующей привлечения ЭВМ.

Поэтому для комплексного обеспечения проведения экспертиз, в первую очередь реализации диалоговой процедуры получения экспертной информации («извлечения» информации «из эксперта») и автоматизации ее последующей обработки используются специализированные информационные системы поддержки принятия решений (ИСППР). При этом область применения ИСППР, масштабы и целевая направленность решаемых проблем могут быть самыми разными, от нахождения точечных экспертных оценок количественных признаков в задачах прогнозирования, оценивания параметров систем и процессов, до обеспечения проведения сложных экспертиз, предназначенных для выбора структуры проектируемых систем, оптимизации их характеристик, ресурсного обеспечения и т.п. [2,3]. Кроме того в круг задач, решаемыми с помощью подобных ИСППР, часто входят задачи, связанные с определением качества (точности, надежности) решений, получаемых при использовании экспертных оценок. Наиболее актуальна эта проблематика в упомянутых выше задачах точечного оценивания количественных характеристик, рассчитываемых по данным, полученным с учетом групповой (коллективной) экспертизы [2,5,6]. Для объективной обработки подобных данных требуется информация об уровнях компетентности экспертов, задействованных в групповой экспертизе. При этом обычно ограничиваются

сведениями о степени интенсивности ошибок, допускаемых каждым экспертом в ходе экспертизы и виде закона распределения ошибок. В связи с индивидуализированным характером подобной информации ее учет возможен лишь на этапе обработки уже полученных экспертных данных. Поэтому в ряде разработок ИСППР, предназначенных для обеспечения экспертиз, предусматривается набор моделей распределений, каждой из которых соответствует своя оценка уровня компетентности эксперта. Предполагается, что выбор модели распределения осуществляется экспертом. Однако вряд ли подобный подход реализуем на практике: во-первых, эксперт-прикладник – это специалист в своей предметной области, возможно не всегда в достаточной области ориентирующийся в теории вероятностей и математической статистике, во-вторых, необходимость задания «персональной» модели ошибок, особенно в условиях проведения групповой экспертизы, является этически некорректным требованием.

Ниже рассматривается попытка построения модели распределения вероятностей погрешностей результатов групповой экспертизы при достаточно общих предположениях о факторах, обуславливающих возникновение этих погрешностей.

Формулировка задачи

Наиболее простой и распространенный способ описания погрешности E результата групповой экспертизы – это постулирование нормального закона распределения вероятностей ее значений в предположении несмещенности погрешности (т.е. математическое ожидание $m_e = 0$). Предполагается, что нормальность распределения погрешности E результирующих оценок групповых экспертиз обуславливается интегральным влиянием множественных ошибок в индивидуальных экспертных оценках. Кроме того считается, что дисперсия погрешности σ_e^2 является следствием разброса индивидуальных оценок экспертов, разброс этих оценок – единственная причина появления погрешности в результатах групповой экспертизы, из чего следует, что для «идеального» (не ошибающегося) эксперта отображение его вектора оценок X^+ должно привести к абсолютно точному экспертно-аналитическому определению значения исследуемого качества Y , т.е. $\phi : X^+ \rightarrow Y$.

При этом игнорируется тот факт, что «естественный» механизм отображения ϕ не известен, в ИСППР вместо него работает некоторая аппроксимативная модель α этого отображения, применение которой обуславливает появление погрешности отображения $\alpha : X^+ \rightarrow Z = Y + E_\alpha$. Чаще всего погрешность E_α является следствием неминуемых потерь информации, имеющих место при коммуникации эксперта и разработчика ИСППР на этапе ее проектирования. По оценкам, приведенным в [6], остаточная информация, получаемая от эксперта в процессе коммуникации, составляет порядка 24% от ее исходного объема. По сведениям [7,8], практически не передаются при коммуникации так называемые знания второго рода – эмпирические правила, интуитивные соображения и факты, которые, как правило, не публикуются, но дают возможность опытному эксперту эффективно принимать решения даже в условиях неполных и противоречивых исходных данных. Очевидно, что погрешность отображения E_α – это погрешность, обусловленная безвозвратными потерями информации, для восполнения которой бесполезна любая апостериорная математическая обработка остаточной информации.

Поэтому можно предположить, что возникновение погрешности E результирующих оценок групповой экспертизы обуславливается действием двух независимых друг от друга факторов: ошибок, допущенных при реализации отображения α (фактор V_1) и индивидуальных ошибок экспертов (фактор V_2).

Очевидно, что дисперсия σ_ϵ^2 погрешности E при воздействии только одного фактора V_1 оказывается равной σ_1^2 , при воздействии только фактора V_2 – σ_2^2 . Открытым остается вопрос, как зависит дисперсия σ_ϵ^2 от совместного воздействия обоих факторов.

Основная часть

Рассмотрим систему случайных величин (Σ_1, Σ_2) , реализациями которых являются средние квадратические отклонения (СКО) σ_1, σ_2 . Предположим, что каждая из случайных величин, входящих в систему (Σ_1, Σ_2) порождается действием соответствующего фактора V_1 или V_2 . При наличии обоих факторов, учитывая их взаимную неза-

висимость, и в предположении, что значения σ_1 , σ_2 распределены нормально:

$$f_1(\sigma_1) = \frac{1}{\Delta_1 \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{\sigma_1^2}{\Delta_1^2}}, \quad f_2(\sigma_2) = \frac{1}{\Delta_2 \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{\sigma_2^2}{\Delta_2^2}}, \quad (1)$$

вероятность попадания случайной точки (Σ_1, Σ_2) в эллипс рассеяния B_1 (с центром в точке $(0,0)$, и с полуосями $x = l\Delta_1$, $y = l\Delta_2$), описываемый уравнением

$$P((\Sigma_1, \Sigma_2) \in B_1) = \int \int_{B_1} 1 / 2\pi\Delta_1\Delta_2 \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{\sigma_1^2}{\Delta_1^2} + \frac{\sigma_2^2}{\Delta_2^2}\right)\right\} d\sigma_1 d\sigma_2. \quad (2)$$

Переходя к полярным координатам r, γ :

$$\frac{\sigma_1^2}{\Delta_1^2} = r \cos \gamma, \quad \frac{\sigma_2^2}{\Delta_2^2} = r \sin \gamma, \quad (0 < r < \frac{1}{\sqrt{2}}, \quad 0 < \gamma < 2\pi), \quad (3)$$

получаем [9, стр. 238]:

$$P((\Sigma_1, \Sigma_2) \in B_1) = 1 - e^{-\frac{l^2}{2}}. \quad (4)$$

В случае круговой симметрии нормальных распределений (1), т.е. при $\Delta_1 = \Delta_2 = \Delta$, появляется возможность выразить соотношение (4) через параметры исходных распределений (1). В частности, вероятность того, что случайная точка (Σ_1, Σ_2) попадет внутрь (теперь уже круга) B_1 с радиусом $\Sigma_\epsilon = \sqrt{\Sigma_1^2 + \Sigma_2^2}$, определяется формулой (4) при $l = \sigma_\epsilon / \Delta$, что соответствует функции распределения случайной величины Σ_ϵ :

$$P((\Sigma_\epsilon < \sigma_\epsilon) = F(\sigma_\epsilon) = 1 - e^{-\frac{\sigma_\epsilon^2}{2\Delta^2}}. \quad (\sigma_\epsilon > 0). \quad (5)$$

Производная функции распределения (5) дает плотность распределения

$$f(\sigma_\epsilon) = F'(\sigma_\epsilon) = \frac{\sigma_\epsilon}{\Delta^2} e^{-\frac{\sigma_\epsilon^2}{2\Delta^2}}, \quad (6)$$

называемую законом Рэлея [9,10].

В случае круговой симметрии нормальных распределений (1) получаем возможность простой и наглядной интерпретации распределения погрешности E групповой экспертизы. Как уже отмечалось

выше, распределение погрешности E традиционно предполагается нормальным, однако в выражение плотности распределения

$$f(\varepsilon) = \frac{1}{\Sigma_{\varepsilon} \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{\varepsilon^2}{\Sigma_{\varepsilon}^2}}, \quad (7)$$

входит случайная дисперсия Σ_{ε}^2 , распределенная, как это следует из выражений (5), (6), по закону Рэлея. Учитывая, что дисперсия является масштабирующим параметром, погрешность E можно рассматривать как случайную величину E_S , имеющую стандартное нормальное распределение (с нулевым математическим ожиданием и единичной дисперсией), значения которой промасштабированы случайной величиной Σ_{ε} [11], т.е.

$$E = \Sigma_{\varepsilon} E_S. \quad (8)$$

Для взаимно независимых случайных величин Σ_{ε} и E_S справедливо соотношение [9]:

$$f(\varepsilon) = \int_{-\infty}^{\infty} f(\sigma_{\varepsilon}) f_S\left(\frac{\varepsilon}{\sigma_{\varepsilon}}\right) \frac{d\sigma_{\varepsilon}}{|\sigma_{\varepsilon}|}, \quad (9)$$

где $f_S(\varepsilon_S) = f_S\left(\frac{\varepsilon}{\sigma_{\varepsilon}}\right)$ – плотность стандартного нормального распределения случайной величины E_S :

$$f_S(\varepsilon_S) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\varepsilon_S^2}. \quad (10)$$

Раскрывая в (9) с учетом соотношений (6), (10) выражения для плотностей вероятностей, получаем:

$$f(\varepsilon) = \frac{1}{\Delta^2 \sqrt{2\pi}} \int_0^{\infty} e^{-\frac{\sigma_{\varepsilon}^2}{2\Delta^2}} e^{-\frac{\varepsilon^2}{2\sigma_{\varepsilon}^2}} d\sigma_{\varepsilon} = \frac{1}{\Delta^2 \sqrt{2\pi}} \int_0^{\infty} e^{-\delta \sigma_{\varepsilon}^2 - \beta / \sigma_{\varepsilon}^2} d\sigma_{\varepsilon}, \quad (11)$$

где $\delta = 1 / 2\Delta^2$, $\beta = \varepsilon^2 / 2$.

Интеграл (11) является частным случаем табличного интеграла [12, формула 3.478.4], нахождение которого требует вычисления цилиндрических функций. Опуская промежуточные вычисления, приводим окончательный результат:

$$f(\varepsilon) = \frac{1}{2\Delta} e^{-\frac{|\varepsilon|}{\Delta}}, \quad (12)$$

что соответствует выражению для плотности случайной величины, распределенной по закону Лапласа. В отличие от выражения (7), формула (12) уже не содержит неопределенности, обусловленной наличием случайного параметра. Практическое подтверждение лапласового распределения погрешности результатов групповой экспертизы получено в [12, 13].

Выводы

Предложена модель распределение погрешностей экспертно-аналитических оценок, рассчитываемых по данным групповой экспертизы, представленная нормальным законом распределения со случайным параметром – СКО. При достаточно общих предположениях о факторах, влияющих на формирование погрешностей, показана возможность описания распределения этого параметра законом Рэлея, что обуславливает трансформацию исходного нормального распределения со случайным параметром в закон Лапласа с полностью детерминированным описанием.

ЛИТЕРАТУРА

1. Сетлак Г. Интеллектуальные системы поддержки принятия решений. – К.: Логос, 2004. – 251 с.
2. Гнатієнко Г.М. Експертні технології прийняття рішень / Г.М. Гнатієнко, В.Є.Снитюк: Монографія. – К.: ТОВ «Маклаут», – 2008. – 444 с.
3. Информационные технологии организации бизнеса / [Карпенко С.В., Иванченко Е.В., Корченко А.А., Казмирчук С.В.]. – К.: Изд-во Национального авиационного ун-та, 2012. – 306 с.
4. Петренко С.А. Управление информационными рисками. Экономически оправданная безопасность. / С.А. Петренко, С.В. Симонов – М.: Компания АйТи; ДМК Пресс, 2004. – 384 с Павлов А.А. Модифицированный метод анализа иерархий (версии 2,3) / А.А.Павлов, А.А.Иванова, А.С.Штанькевич, А.П.Федотов // Вісник НТУУ «КПІ» – К.: «ВЕК+», 2010 – № 50. – С.3-13. – (Серія «Інформатика, управління та обчислювальна техніка»)
5. Гаврилова Т.А. Извлечение и структурирование знаний для экспертных систем /Т.А. Гаврилова, К.Р. Червинская – М.: Радио и связь, 1992.–200 с.
6. Поспелов Г.С. Искусственный интеллект – основа новой информационной технологии / Г.С.Поспелов – М.: Наука, 1988. – 280 с.
7. Ивашко В.Г. Экспертные системы и некоторые проблемы их интеллектуализации / В.Г.Ивашко, В.К.Финн // Семиотика и информатика, М.: ВИНТИ, 1986. - №27. – С.25-61.
8. Вентцель Е.С., Овчаров Л.А. Теория вероятностей и её инженерные приложения / Е.С. Вентцель, Л.А. Овчаров – М.: Наука, 1988. – 480 с.

9. Пугачев В.С. Теория вероятностей и математическая статистика / В.С. Пугачев – М.: Наука, 1979. – 496 с.
10. Архипов А.Е. О моделировании некоторых типов случайных последовательностей / А.Е. Архипов // Вестник Киев. политехн. ин-та – Вып. 12. – К.:1988 – С. 39-44.
11. Градштейн И.С. Таблицы интегралов, сумм, рядов и произведений / И.С. Градштейн, И.М. Рыжик – М.: ГИФМЛ, 1971.
12. Носок С.О. Методи обробки експертних даних в задачі автоматизації профвідбору : дис. ... канд. техн. наук за спец. 05.13.07 Автоматизація технологічних процесів: захищена 22.10.2007 / Носок Світлана Олександрівна. – К., 2007. – 160 с.
13. Архипов А.Е. Анализ и обработка данных артикуляционных испытаний / А.Е.Архипов, Е.А.Архипова // Захист інформації.– 2012.– №4 (57), – С.34 – 42.

С.В. Бейцун, Н.В. Михайловский

АСУ ВНЕПЕЧНОЙ ОБРАБОТКОЙ СТАЛИ

Аннотация. Разработана структура АСУ, которая на основе прогноза температуры и химического состава расплава в операциях внепечной обработки стали вырабатывает управляющие воздействия, обеспечивающие сокращение времени обработки ковшей, а также экономию энергетических и сырьевых ресурсов.

Ключевые слова: внепечная обработка стали, сталеразливочный ковш, автоматизированное управление.

Постановка проблемы

Металлургическая промышленность – одна из самых энергоемких и ресурсоемких промышленных отраслей. В современных условиях одним из важнейших вопросов производства является получение ликвидной продукции при минимальных энергетических и материальных затратах.

Для получения качественной стали на металлургических предприятиях сегодня все более широкое применение находят агрегаты внепечной обработки. К ним относятся установки ковш-печь (УКП), на которых проводится доводка стали по химсоставу и нагрев ее до заданной температуры, и вакууматоры, предназначенные для снижения концентрации растворенных газов и неметаллических включений в расплаве.

Согласно стандартам ISO 9000 по управлению качеством для решения этой задачи необходимо обеспечить полный контроль параметров технологических процессов за счет внедрения автоматических систем управления.

Анализ публикаций по теме исследования

Прогноз изменения температуры и химического состава расплава в операциях внепечной обработки стали в последнее время привлекает внимание исследователей. В частности, в [1] авторами описана математическая модель нестационарного теплопереноса через огне-

упорную футеровку ковша, которая позволяет рассчитывать изменение температуры расплава в зависимости от состава и толщины слоев футеровки ковша за счет потерь тепла для различных производственных условий. Ранее предложены локальные модели: удаления растворенных газов и неметаллических включений во время вакуумирования [2], контроля уровня расплава в ходе вакуумирования [3], изменения химического состава по ходу внепечной обработки [4]. С использованием модели [1] НТЦ «Прибор» (Россия) разработал технологию автоматического определения теплосодержания сталеразливочного ковша [5], которая позволяет стабилизировать технологические режимы.

Формулировка целей статьи

С целью экономии энергетических ресурсов необходимо провести подготовку стали к вакуумированию за минимально возможное время с минимальными тепловыми потерями и закончить сам процесс вакуумирования до достижения заданной температуры. Таким образом, температура является фактором, ограничивающим длительность вакуумирования. Минимальная длительность вакуумной обработки определяется требуемым содержанием в стали растворенных неметаллических включений и газов, в частности водорода. Сократить время вакуумной обработки, необходимое для получения заданной концентрации водорода, можно только интенсифицировав продувку стали в ковше инертным газом. Но чрезмерно интенсивная продувка может привести к выплескам расплава из ковша.

Поэтому совершенствование управления процессом ковшового вакуумирования требует комплексного решения задач прогнозирования температуры и химического состава стали во время внепечной обработки для выработки управляющих воздействий, обеспечивающих сокращение времени обработки ковшей, а также экономию энергетических и сырьевых ресурсов.

Основная часть

На основании проведенных авторами экспериментальных и теоретических исследований особенностей процесса вакуумирования сталеплавильных ковшей определены задачи автоматизации участка внепечной обработки стали, сформулированы технологические требования к системам автоматического контроля и управления агрегатами и разработаны предложения по режимам ковшевого вакуумирования.

Разработанные авторами математические модели [1–4] позволяют на основании информации о текущих значениях параметров технологического процесса прогнозировать ход внепечной обработки. С использованием этих моделей разработана автоматизированная система управления участком внепечной обработки стали, структурная схема которой представлена на рисунке.

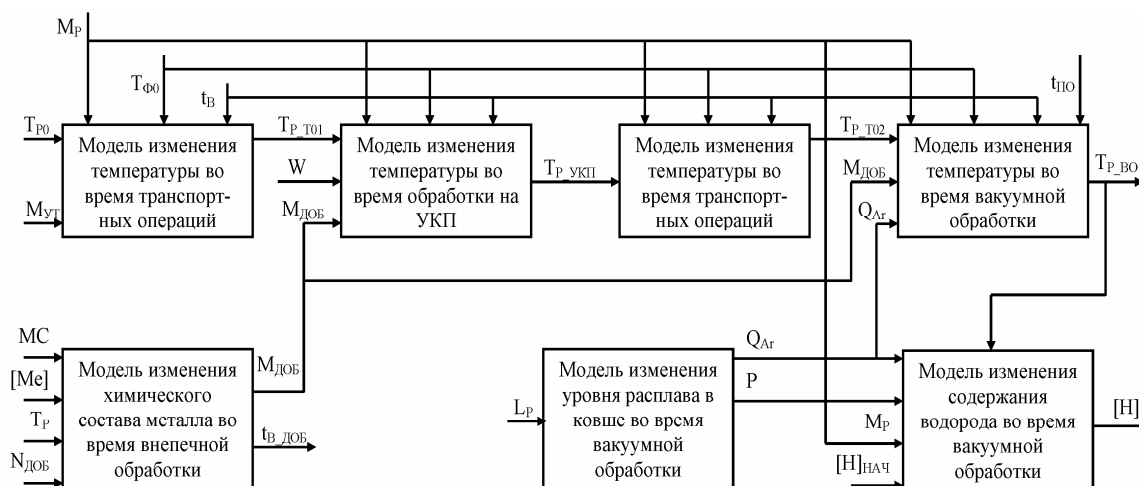


Рисунок – АСУ внепечной обработкой стали

АСУ состоит из следующих подсистем:

- прогнозирования изменения температуры расплава в ходе внепечной обработки,
- прогнозирования изменения химического состава по ходу внепечной обработки,
- прогнозирования удаления растворенных газов и неметаллических включений во время вакуумирования,
- контроля уровня расплава в ходе вакуумирования.

Подсистема прогнозирования изменения температуры расплава в ходе внепечной обработки, в свою очередь, включает модели прогноза изменения температуры при выполнении следующих операций:

- транспортировании сталеразливочного ковша между технологическими агрегатами,
- нагреве и доводке металла на У КП,
- обработке расплава в вакууматоре.

Входными параметрами этих моделей являются: распределение температуры слоев футеровки ковша перед выпуском в него расплава $T_{Ф0}$, температура металла в ковше по окончании выпуска T_{P0} , момент времени окончания выпуска t_B , масса расплава в ковше M_P . На

основании этой информации рассчитывается рациональный режим нагрева металла на УКП до такого уровня, который, с учетом тепловых потерь во время транспортных операций и во время вакуумной обработки (длительность которой определяется подсистемой прогноза удаления растворенных в металле газов), позволит по окончании обработки получить значение температуры в требуемом диапазоне (кроме того, в модели учитывается влияние массы вводимых добавок $M_{\text{доб}}$ на изменение температуры расплава).

Входными параметрами подсистемы прогнозирования изменения химического состава по ходу внепечной обработки являются: марка стали МС, масса металла в ковше M_p , химический состав стали перед внепечной обработкой [Me] и имеющиеся в бункерах добавки $N_{\text{доб}}$. На основании этой информации рассчитывается масса вводимых добавок $M_{\text{доб}}$ и определяется момент их ввода $t_{\text{в.доб}}$. При этом вид и масса необходимых добавок рассчитываются исходя из минимума, который обеспечит попадание концентрации определенного химического элемента в диапазон, требуемый стандартом конкретной марки стали.

Подсистема прогнозирования удаления растворенных газов и неметаллических включений. Одной из главных задач вакуумной внепечной обработки является удаление водорода. Повышенное содержание водорода в стали приводит к образованию трещин и флокенов. Общеизвестно, что при концентрации водорода в стали менее $2 \cdot 10^{-4} \%$ флокены не образуются. Но также следует учитывать значение равновесной концентрации водорода в металле при определенных условиях окружающей среды, которая составляет $1,3...1,6 \cdot 10^{-4} \%$. В случае, если концентрация водорода после вакуумной обработки будет ниже равновесной концентрации водорода в металле, то во время разливки будет происходить адсорбция водорода металлом. То есть снижение концентрации водорода ниже равновесной нецелесообразно и ведет к дополнительным энергозатратам.

Для определения момента остановки процесса вакуумирования используется модель прогноза изменения концентрации водорода по ходу вакуумной обработки стали, по которой в зависимости от марки стали рассчитывается количество удаленного по ходу вакуумирования водорода через открытую поверхность, пузырями аргона и пузырями СО. Входными параметрами данной модели являются: температура

T_{P_BO} и масса расплава в ковше M_p , марка стали MC , расход аргона Q_{Ar} и создаваемое в вакуум-камере разрежение P . Входной величиной данной модели также является начальная концентрация растворенного водорода $[H]_{нач}$, которая должна измеряться перед внепечной обработкой. Если такая информация отсутствует, то время процесса вакуумной обработки ковша выбирается с некоторым запасом, исходя из максимально возможной в данных условиях концентрации водорода в расплаве, а время обработки остальных ковшей корректируется по результатам химического анализа стали в первом ковше.

Подсистема радиолокационного контроля уровня предназначена для слежения за уровнем металла в ковше $L_{pпо}$ ходу внепечной обработки. Эта система используется для корректировки расхода аргона при наборе вакуума и рабочем режиме вакуумирования.

Выводы и перспективы дальнейших исследований

Экономический эффект от внедрения АСУ внепечной обработкой достигается за счет снижения затрат электроэнергии на обработку каждого ковша, экономии сыпучих материалов, аргона, пара, технической воды, сменных блоков измерителей. Кроме того, сокращение времени на обработку каждого ковша позволит увеличить пропускную способность участка внепечной обработки.

ЛИТЕРАТУРА

1. Бейцун С.В. Прогнозирование изменения температуры расплава во время вакуумной обработки стали / С.В. Бейцун, А.В. Жаданос, Н.В. Михайловский, С.В. Шаталюк // *Металургія: Збірник наукових праць*. – Запоріжжя: ЗДІА, 2004. – Вип. 9. – С. 33–38.
2. Бейцун С.В. Математическая модель удаления водорода из стали при ковшовом вакуумировании / С.В. Бейцун, О.Н. Кукушкин, Н.В. Михайловский // *Теория и практика металлургии*. – 2006. – № 6. – С. 96–100.
3. Кукушкин О.Н. Совершенствование управления процессом ковшового вакуумирования / О.Н. Кукушкин, С.В. Бейцун, Н.В. Михайловский // *Сучасні проблеми металургії. Наукові праці. Том 9*. – Дніпропетровськ: «Системні технології», 2006. – Вип. 1. – С. 37–41.
4. Кукса О.В. Оптимизация процесса внепечной обработки на установке «печь–ковш» в условиях мартеновского цеха / О.В. Кукса, С.В. Бейцун // *Фундаментальні та прикладні проблеми чорної металургії. Збірник наукових праць*. – Випуск 10. – Дніпропетровськ: ІЧМ, 2005. – С. 109–112.
5. Агеев С.В. Технология автоматического определения теплосодержания сталеразливочного ковша // С.В. Агеев, А.Д. Чернопольский, И.А. Петушков, В.И. Бойков, С.В. Быстров, А.А. Блинников. – *Металлург*. – 2011. – № 5. – С. 48–52.

В.Т. Белан, В.И. Корсун, Е.М. Снежко

МАТЕМАТИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ ОПЕРАТОРОВ ТЯЖЕЛОГО МАШИНОСТРОЕНИЯ

Аннотация. Предложена методика моделирования производственной деятельности оператора в объектно-ориентированной среде на базе универсального языка непрерывно-дискретного моделирования VHDL-AMS. На основе методики разработана модель, испытанная в пакете программирования Simplorer 7SV. Метод показал свою пригодность для моделирования широкого класса производственных систем, управляемых оператором.

Ключевые слова: математическая модель человека-оператора, статистическое и имитационное моделирование, объектное моделирование, программные комплексы.

Введение

В широком классе человеко-машинных систем человеку на протяжении большей части рабочего времени отводится функция контроля за действиями автоматической части системы. Одним из важнейших резервов роста производительности труда являются человеческий фактор. Создание моделей деятельности оператора позволяет:

- 1) повысить эффективность работы операторов;
- 2) улучшить отбор операторов для определенного вида работ;
- 3) ускорить обучение определенным видам деятельности;

4) создать специализированные тренажеры для интенсификации обучения. Однако создание моделей является достаточно сложной задачей, как при разработке концепции, так и при программной реализации. Использование объектного подхода, широко используемого в современных программных системах, позволяет создавать модели с улучшенными характеристиками в кратчайший срок [1].

Анализ последних достижений

Основные результаты моделирования информационной нагрузки получены для операторов энергокомплексов, авиакосмической

техники [2]. Существует несколько программных комплексов объектного программирования (Delphi, C++, Java), которые являются инструментами общего назначения. Одной из новых систем объектного моделирования является язык непрерывно-дискретного моделирования VHDL-AMS, который предназначен для моделирования одновременно протекающих процессов различной природы и позволяет значительно ускорить создание таких моделей [3]. . Методологической основой проведенного исследования явились методы статистического и имитационного моделирования [4].

Постановка задачи

Для решения поставленных задач была разработана методика создания имитационных моделей на языке VHDL-AMS в программном пакете Simplorer SV на примере деятельности оператора прокатного стана. Модель включает расчет информационной и физической нагрузки оператора чистовой группы клетей стана и разработана на основе описания основных функций оператора и эскиза пульта стана "2500".

Основная часть

Методика исследования

Моделирование системы на языке VHDL-AMS выполняется в виде совокупности объектов, каждый из которых описывается двумя составляющими: интерфейсом объекта (entity) и функциональной частью (architecture). Описание интерфейса включает описание портов (логических точек обмена сигналами) и общих параметров модели. Для описания функционирования используются несколько подходов: поведенческий, структурный и потоковый. При поведенческом описании архитектура содержит описание дискретной части в виде совокупности параллельных независимых процессов и системы дифференциальных или алгебраических уравнений, описывающих непрерывную часть модели. Специальные операторы предназначены для связи этих частей модели. Каждый процесс развивается во времени и может содержать несколько последовательных операторов. Первоначально язык был предназначен для моделирования физических процессов различной природы (электрических, механических, тепловых и др.), однако вследствие возможности введенных структур может быть эффективно использован и в других областях. Операторы, размещенные в архитектуре, моделируются параллельно. В случае дискретных

систем используется событийный метод продвижения времени, а для непрерывных и смешанных систем – пошаговый.

Структура моделирующей программы

Для исследования модели на языке VHDL-AMS используется программный пакет Simplorer 7 SV [5]. Решающая система пакета имеет три компонента: непрерывную часть, дискретную и контроллер для связи между ними. В модели возможно присвоение дискретных переменных непрерывными и наоборот, при этом необходимо предусматривать специальные операторы синхронизации. Разработанная модель включает два объекта – модели оператора и оборудования. На рис.1 представлены описания интерфейсов этих объектов. Функциональные части представлены как асинхронные конечные автоматы, в которых изменение состояния происходит сразу же после изменения входных переменных. Модель оператора представлена как алгоритмическая дискретная модель, а модель стана – как смешанная модель с дифференциальным уравнением, описывающим процесс прокатки.

```

---- VHDLAMS MODEL operator -----
LIBRARY ieee;
LIBRARY basic_vhdlams;
LIBRARY transformations;
USE transformations.ALL;
USE      basic_vhdlams.ALL;
USE      ieee.ALL;
--ENTITY DECLARATION operator -
ENTITY operator IS
GENERIC (prof_level : real := 1.0 );
PORT (SIGNAL sens_load : IN real;
SIGNAL inf_load : IN real;
SIGNAL phys_load : IN real;
SIGNAL control : OUT real);
END ENTITY operator;
---- VHDLAMS MODEL stan -----
USE transformations.ALL;
USE      basic_vhdlams.ALL;
USE      ieee.ALL;
---- ENTITY DECLARATION stan ----
ENTITY stan IS
GENERIC (recovery : time := 0.2 );
PORT (SIGNAL phys_load : OUT real;
SIGNAL inf_load : OUT real;
SIGNAL sens_level : OUT real;
SIGNAL control : IN real;
SIGNAL failure : IN bit);
END ENTITY stan;

```

Рисунок 1 - Описания интерфейсов объектов модели

В модели используются несколько переменных для описания состояния оператора и стана. От стана к оператору идут сигналы, вызывающие сенсорную, анализаторную и двигательную нагрузку оператора. В качестве параметра оператора задается его профессиональный уровень (в относительных единицах). Модель стана имеет входные сигналы управления и возникновения аварии. На рис.2 представлен граф состояний модели стана (S1- останов, S2 – перестройка, S3 – работа, S4 – смена полосы, S5 - авария).

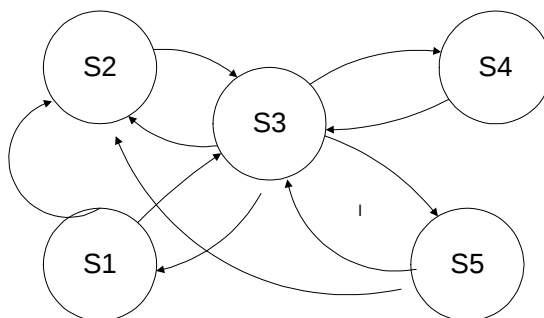


Рисунок 2 - Граф состояний модели стана

Для модели стана, рассмотрены варианты технологического процесса с тремя соотношениями полос различных типоразмеров (3-5, 5-5, 20-5).

Результаты моделирования

Существенными для операторов факторами технологического процесса являются количество прокатанных за определенное время полос, количество перестроек стана и аварий. На рис.3 приведен пример графиков результатов моделирования сенсорной (вверху) и анализаторной (внизу) нагрузок за короткий интервал времени (100с).

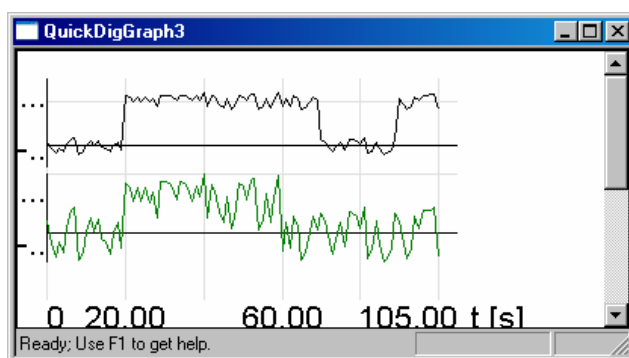


Рисунок 3 - Графики моделирования нагрузок оператора

В табл.1 приведена часть полученных данных для трех значений уровня тренированности оператора.

Результаты моделирования нагрузки оператора

Вариант цикла	Уд.нагрузка			Уд.время		
	Восприятие	Анализ	Движение	Восприятие	Анализ	Движение
3-5	0,58	1,26	0,47	0,12	0,3	0,19
5-5	0,47	1,05	0,39	0,11	0,29	0,14
20-5	0,73	2,18	0,54	0,17	0,54	0,22

Анализ приведенных данных показывает, что значения различных типов нагрузок соответствует как измеренным экспериментальными методами, так и полученным на ранее разработанных моделях. В то же время использование принципа построения модели из отдельных объектов, каждый из которых может независимо изменяться при сохранении неизменных интерфейсов, делает модель очень гибкой. Стандарт VHDL-AMS, принятый в 2000 г., используется, в основном, для моделирования электромеханических, магнитных, тепловых и смешанных систем. Однако заложенные в нем разнообразные средства моделирования как дискретных систем (описываемых алгоритмически или логическими уравнениями), так и непрерывных систем (описываемых алгебраическими или дифференциальными уравнениями) позволили создать модели производственных систем более высокого уровня.

Выводы

Таким образом, разработана методика создания объектных моделей человеко-машинных систем управления на языке непрерывно-дискретного моделирования VHDL-AMS. Методика использована для построения модели оператора прокатного стана и показала свою эффективность. Статистическое исследование работы модели показало, что абсолютная величина нагрузок всех видов возрастает с увеличением количества перенастроек и с ростом производительности работы оператора.

ЛИТЕРАТУРА

1. Технология системного моделирования /под ред.С.В.Емельянова, М., Машиностроение, 1988, -520с.
2. Фролов М.В. Контроль функционального состояния человека-оператора / М.В. Фролов - М:Наука, 1987, -196с.
3. Ashenden P. Analog, Mixed-Signal, and Mixed-Technology Modeling / Ashenden P., Peterson G., Teegarden D. - Elsevier, NY 2003, -880p.
4. Афифи Л. Статистический анализ:подход с использованием ЭВМ / Афифи Л., Эйзел Е. - М: Мир, 1992,- 202с.

Е.В. Деренг, И.М. Гвоздева, В.Ф. Миргород
**КОМБИНИРОВАННЫЙ МЕТОД “ТАТ” ОБРАБОТКИ
МНОГОМЕРНЫХ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ**

Аннотация. В работе предлагается подход к совместному трендовому контролю и анализу временных рядов, образованных параметрами регистрации состояния силовых и энергетических установок в их длительной эксплуатации. Предлагаемый подход основан на формировании диагностической модели в виде полиномиальной аппроксимации взаимозависимостей измеряемых выходных переменных в установившихся режимах и выделении отклонений от указанной модели. Для полученных многомерных массивов отклонений последовательно используются известные методы сингулярного спектрального анализа и трендового контроля. Решена прикладная задача оценки технического состояния силовой установки летательного аппарата в его длительной эксплуатации.

Ключевые слова: диагностика, временные ряды, трендовый контроль и анализ

Введение. Проблемным вопросом совершенствования систем технической диагностики (СТД) является повышение надежности статистических выводов о техническом состоянии диагностируемых объектов на основе использования и развития методов трендового контроля и анализа временных рядов, образуемых регистрируемыми параметрами (измеряемыми переменными состояния и выходными переменными).

Задача выделения трендов в указанных временных рядах, установления их закономерностей и уровня значимости имеет важное научно-прикладное значение, в частности, применительно к СТД силовых и энергетических установок на основе газотурбинных двигателей (ГТД), как общепромышленного, так и авиационного назначения.

Основная часть. Исходные данные в СТД формируются в виде временных рядов: временных срезов многомерной совокупности измеряемых переменных на заданном промежутке времени наблюдения.

Объектом исследования являются процессы изменения технического состояния силовых и энергетических установок.

Предметом настоящего исследования являются статистические модели (СМ) порождения данных, методы трендового контроля и анализа, позволяющие установить факт наличия тренда и закономерности его развития [2,4,6].

В СТД находят широкое применение различные трендовые статистики (Хальда-Аббе, кумулятивных сумм, F-критерий и др.) [4]. Однако известные методы трендового контроля позволяют установить лишь факт отсутствия тренда на заданном уровне значимости, поскольку именно так формулируется опорная гипотеза [8]. Опыт их применения свидетельствует о недопустимо высоком уровне ошибок первого (пропуск тренда) и второго (ложная тревога) рода. Указанных системных недостатков лишены методы трендового анализа, позволяющие выделить трендовую компоненту временного ряда. Однако остается нерешенным вопрос об уровне значимости выделенной трендовой компоненты, поскольку наличие тренда является естественным фактором ввиду выработки ресурса.

Целью настоящего исследования является обоснование подхода к комплексному применению методов трендового анализа и контроля технического состояния сложных энергетических объектов в их длительной эксплуатации путем последовательной реализации этапов оптимальной аппроксимации трендовой компоненты временного ряда, образованного совокупностью отклонений параметров регистрации объектов диагностирования от его СМ, и применения статистик тренда к полученной трендовой компоненте для установления уровня ее статистической значимости.

Центральной идеей (гипотезой) исследования является предположение, что в процессе эксплуатации сложных энергетических объектов неизбежно присутствует долговременный тренд параметров, однако этот тренд является следствием постепенной и естественной деградации их характеристик (взаимозависимостей переменных состояния) ввиду выработки ресурса. Поэтому только отклонение от таких взаимозависимостей дает информацию о техническом состоянии объекта. Подчиненная идея (гипотеза) состоит в том, что снижение уровня дисперсии остаточных отклонений (следовательно, снижение ошибок трендового

контроля) достигается путем предварительного выделения трендовой компоненты.

Предлагаемый подход может быть определен как последовательное применение методов выделения наиболее существенной (по дисперсии) компоненты временного ряда отклонений от СМ и методов трендового контроля для выделенной компоненты, а именно, как метод “trend and trend” – ТАТ.

Основные результаты. При регистрации состояния исследуемых объектов в процессе наблюдения добавляются новые данные (временные срезы), которые образуют расширяющуюся совокупность:

$$\begin{aligned}\bar{x}_1 &= [x_1 \ x_2 \ \dots \ x_n], \\ \bar{x}_{21} &= [x_1 \ x_2 \ \dots \ x_n \ x_{n+1}], \\ &\dots \\ \bar{x}_{kn} &= [x_1 \ x_2 \ \dots \ x_n \ x_{n+k}].\end{aligned}$$

Следовательно, полная информация об изменении временного ряда содержится в траекторной матрице размером $n \times k$ [3]:

$$\begin{aligned}\bar{x}_1 &= [x_1 \ x_2 \ \dots \ x_n] \\ \bar{x}_2 &= [x_2 \ x_3 \ \dots \ x_{n+1}] \\ &\dots \\ \bar{x}_k &= [x_k \ x_{k+1} \ \dots \ x_{n+k-1}]\end{aligned}\tag{1}$$

В качестве СМ порождения данных предлагается следующая модель совокупности трендовой, циклической и помеховой (шумовой) компонент:

$$\bar{x}_k = [x_k \ x_{k+1} \ x_{k+2} \ \dots \ x_{k+n-1}] = \bar{x}_{tr} + \bar{x}_{cicle} + \bar{x}_{noise}.\tag{2}$$

Задача анализа выборки данных (1) состоит в разделении ее строк в виде (2) на заданном уровне значимости.

В рамках предлагаемого подхода в отличие от известного метода [3,7] с целью уменьшения алгоритмической сложности траекторная матрица (2) формируется не в виде матрицы Ганкеля, а в виде матрицы Теплица. Выполнено решение следующей задачи на собственные значения

$$X_t X_t^T \bar{u}_i = \lambda_i^2 \bar{u}_i,\tag{3}$$

где неизвестные столбцы $\vec{u}_i$ образуют матрицу U из ортогональных векторов матрицы автокорреляций $X_t X_t^T$. Из (3) следует [1,5], что матрица главных компонент временного ряда имеет вид

$$F = U^T X_t, \quad (4)$$

причем ее строки упорядочены по убыванию собственных чисел матрицы автокорреляций $X_t X_t^T$. Решение задачи разложения строки матрицы (1) по главным компонентам (4) имеет вид:

$$\vec{x}_s = \sum_{i=1}^k b_{si} \vec{f}_i, \quad (5)$$

где $s = \overline{1, k}$, b_{si} – неизвестные коэффициенты влияния, определяемые решением переопределенной ($n > k$) системы линейных алгебраических уравнений (СЛАУ):

$$F^T \vec{b}_s = \vec{x}_s. \quad (6)$$

Решение СЛАУ (6) найдено с использованием псевдообратной матрицы Мура-Пенроуза [5]:

$$\vec{b}_s^T = (FF^T)^{-1} F \vec{x}_s^T. \quad (7)$$

Такое решение одновременно минимизирует норму ошибки аппроксимации $\|F^T \vec{b}_s - \vec{x}_s\|$ для любой заданной строки (1) и длину искомого вектора $\vec{b}_s$, поэтому является оптимальным по критерию наименьших квадратов [5]. Так как $(FF^T) = \text{diag}\{\lambda_i\}$, $i = \overline{1, k}$, то из (7) следует следующее соотношение для определения оптимальных коэффициентов влияния

$$b_{sj} = \vec{x}_s \vec{f}_j^T / (\vec{f}_j \vec{f}_j^T) = \lambda_j^{-1} \vec{x}_s \vec{f}_j^T, \quad (8)$$

где $\vec{f}_j$ – строки матрицы главных компонент, λ_j – сингулярные числа траекторной матрицы. Если собственное число $\lambda_1 = \lambda_{\max}$ соответствует компоненте с максимальной дисперсией, которая в исходной выборке является трендовой, то согласно (8), получаем

$$\vec{x}_{tr,s} = b_{s1} \vec{f}_1, \quad (9)$$

где $b_{s1} = \lambda_{\max}^{-1} \vec{x}_s \vec{f}_1^T$. После выделения трендовой компоненты (9) необходимо установление статистических свойства остатка $\vec{x}_{noise}$. Если ос-

таточный временной ряд удовлетворяет критерию χ^2 выборки из генеральной совокупности нормально распределенных случайных величин, то разделение ряда (2) выполнено корректно. Если при этом СКО остаточной выборки не превышает погрешностей измерений, то разделение ряда (2) соответствует физическим особенностям наблюдаемых процессов.

Для иллюстрации эффективности предлагаемого подхода выполнен анализ баз данных регистрации технического состояния маршевой двигательной установки самолета Ил-76 с двигателем ПС-90А в длительной эксплуатации. Данные представлены ЦИАМ (И.В.Егоров). В соответствии с изложенным в [6] подходом, анализу подвергались ряды из отклонений параметров регистрации от полиномиальных регрессионных моделей взаимозависимостей переменных в установившихся режимах (статических характеристик). Программно-алгоритмическое обеспечение трендового анализа для указанных примеров выполнено в среде MATLAB и позволило установить закономерности изменения технического состояния объекта. Результаты применения предлагаемого подхода для маршевой двигательной установки иллюстрируют рис. 1, на котором представлены трендовая статистика Аббе (в форме r -критерия) для временного ряда отклонений от полиномиальной статической модели (СМ) приведенных параметров давления за компрессором, а также для трендовой компоненты таких отклонений, и рис. 2, характеризующий те же параметры по оборотам турбины низкого давления.

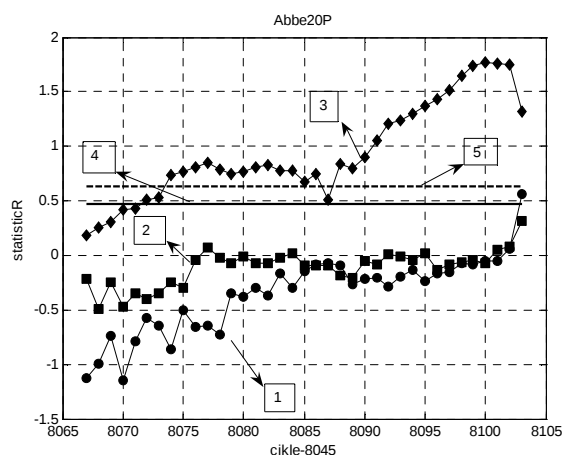


Рисунок 1 – параметры давления:

1 – r -статистика для приведенных параметров, 2 – для отклонения от СМ, 3 – для тренда, 4 – уровень 90%, 5 – уровень 95%

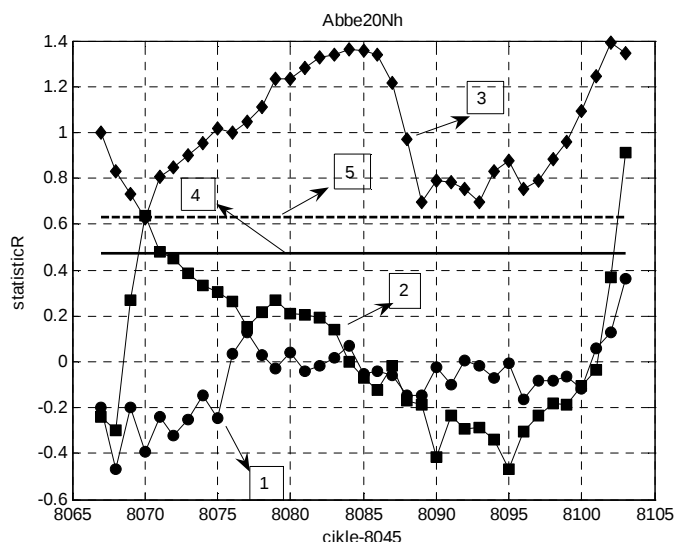


Рисунок 2 – параметры оборотов:

1 – r -статистика для приведенных параметров, 2 – для отклонения от СМ, 3 – для тренда, 4 – уровень 90%, 5 – уровень 95%

Анализ выполнен по траекторным матрицам шести параметров двигателя, которые регистрировались в течение 218 полетных циклов (более года). Окна трендового анализа и трендового контроля выбраны одинаковыми и составили 20 полетных циклов.

Как это следует из результатов обработки данных регистрации и видно на иллюстрациях, непосредственное применение трендовой статистики к временным рядам не выявляет наличие тренда. Имеет место ошибка первого рода: пропуск тренда. Только на этапе его излома, в последнем аварийном полетном цикле, фиксируется превышение порогового уровня. Применение трендовой статистики к выделенной трендовой компоненте, напротив, дает основание установить наличие тренда в выборке отклонений от СМ на уровне доверительной вероятности, равном 0,95, уже на первых десятках полетных циклов, задолго до излома тренда.

Последовательное применение методов трендового анализа и трендового контроля позволили установить деградацию компрессора высокого давления, что проявилось в изменении характеристик двигателя по давлению за компрессором и оборотам турбины низкого давления при поддержании постоянными оборотов турбины высокого давления. Такая деградация привела к излому тренда и последующему развитию аварийной ситуации.

Заключение. Последовательное сочетание методов трендового анализа и трендового контроля позволяет расширить признаковое пространство принятия решений и, тем самым, повысить надежность диагностических выводов. Такой переход возможен на основе формирования многомерных массивов из данных регистрации технического состояния и их оптимальной аппроксимации методом главных компонент. Применение статистик тренда к выделенным главным компонентам позволяет установить закономерности развития трендов и снизить вероятность ложных решений. Перспективы дальнейших исследований заключаются в разработке методов прогноза развития трендов на основе анализа многомерных временных рядов.

ЛИТЕРАТУРА

1. Айвазян С.А. Прикладная статистика. Классификация и снижение размерности [Текст] / В.М. Бухштабер, И.С. Енюков, Л.Д. Мешалкин. – М.: Финансы и статистика, 1989. – 607 с.
2. Бендат Дж. Прикладной анализ случайных данных [Текст] / Дж. Бендат, А. Пирсон – М.: Мир, 1989. – 540 с.
3. Главные компоненты временных рядов: метод “Гусеница” [Текст] / Под ред. Д.Л. Данилова, А.А. Жиглявского. – С.-П. ун-т. – 1997.
4. Епифанов С.В. Синтез систем управления и диагностирования газотурбинных двигателей [Текст] / С.В. Епифанов, В.И. Кузнецов, И.И. Богаенко и др. // – К.: Техника, 1998. – 312 с.
5. Марпл мл. С.Л. Цифровой спектральный анализ и его приложения [Текст] / С.Л. Марпл мл. – М.: Мир, 1990. – 584 с.
6. Миргород В.Ф. Применение диагностических моделей и методов трендового анализа для оценки технического состояния газотурбинных двигателей [Текст] / В.Ф. Миргород, Г.С. Ранченко, В.М. Кравченко // *Авіаційно-космічна техніка і технологія*. – 9(56) – 2008. – С. 192-197.
7. Elsner I.B. Singular Spectrum Analysis: A New Tool in Time Series Analysis [Text] / I.B. Elsner, A.A. Tsonis. – New York, London: Plenum Press, 1996. – 164 p.
8. Perron P. Trend and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Furter Evidence from a New Approach [Text] / P. Perron. – *Journal of Economic Dynamic and Control*. – No. 12. – P. 297-332.

О.В. Грачёв, А.Н. Мирша

**АНАЛИЗ ВЛИЯНИЯ ИЗМЕНЕНИЯ МИНИМАЛЬНОЙ И
МАКСИМАЛЬНОЙ ГРАНИЧНОЙ ЗОЛЬНОСТИ НА
УСТОЙЧИВОСТЬ МОДЕЛИ ОПИСАНИЯ
ФРАКЦИОННОГО СОСТАВА УГЛЯ**

Аннотация. Предлагаются анализ экспериментальных данных для оценки влияния минимальной и максимальной граничной зольности на устойчивость модели описания фракционного состава угля.

Ключевые слова: фракционный состав, устойчивость, минимальная граничная зольность.

Уменьшение числа и массы проб, что обосновано значительными материальными затратами на проведение фракционного анализа, значительно снижают достоверность определяемых характеристик угля [1]. С другой стороны, решение задач углеобогащения требует наличие достоверной информации о фракционном составе угля [2]. Таким образом, актуальной является не только задача восстановления информации о фракционном составе, но и анализ устойчивости моделей ее описания.

Ввиду того, что предлагаемая модель [3] имеет стохастическую природу, как и метод идентификации параметров модели [4], необходимо проанализировать влияние ошибок различной природы на устойчивость модели в целом. Для этого проведем численный эксперимент в окрестности точки оптимального значения параметров минимальной и максимальной граничной зольности.

Модель фракционного состава угля можно описать такой системой уравнений [5]:

$$\Gamma(\rho) = \frac{1}{1 + (a_0 + a_1 t_p) \sqrt{\frac{1}{t_p} - 1}}, \quad t_p = \left(\frac{\rho - \rho_{01}}{\rho_{k1} - \rho_{01}} \right)^2,$$

$$F(\lambda) = \frac{1}{1 + (b_0 + b_1 t_\lambda) \sqrt{\frac{1}{t_\lambda} - 1}}, \quad t_\lambda = \left(\frac{\lambda - \lambda_{01}}{\lambda_{k1} - \lambda_{01}} \right)^2,$$

$$U(\rho_{i-1}, \rho_i) = \frac{\Lambda(\Gamma_i(\rho_i)) - \Lambda(\Gamma_{i-1}(\rho_{i-1}))}{\Gamma_i(\rho_i) - \Gamma_{i-1}(\rho_{i-1})},$$

$$\Lambda(\Gamma) = \int_0^\Gamma \lambda(\Gamma) d\Gamma,$$

где: a_0, a_1, b_0, b_1 – параметры модели, получаемые по экспериментальным данным, λ_0, λ_1 – соответственно минимальная и максимальная граничная зольность.

Из описания модели видно, что изменение минимальной и максимальной граничной зольности оказывает влияние на вычисление средней зольности и не оказывает влияния на вычисление значений выходов узких фракций.

Рассмотрим экспериментальные данные о фракционном составе угля шахты Бажанова, проведем идентификацию параметров (Табл.1-2) модели описания фракционного состава и сравним экспериментальные и теоретические результаты (Табл.3).

Таблица 1

Параметры модели

a_0	a_1	b_0	b_1
0,45789431	0,19644532	0,42728046	1,6371409

Таблица 2

Параметры модели

ρ_0	ρ_1	λ_0	λ_1	$\beta_{k_{\text{exp}}}$	β_k
1,28396	2,40061	0,06333000	0,94540927	59,026	59,026

Таблица 3

Сравнение теоретических и экспериментальных данных описания фракционного состава угля (шахты Бажанова)

$\gamma_{\text{exp}}, \%$	$\gamma_{\text{teor}}, \%$	$ \Delta\gamma $	$A^d_{\text{exp}}, \%$	$A^d_{\text{teor}}, \%$	$ \Delta A^d $
41,4	41,4	0	17,2	17,3112	0,1112
13,1	13,1	0	74,6	74,1563	0,4437
45,5	45,5	0	92,6	92,6297	0,0297

Из результатов сравнения (Табл.3) видно, что относительная погрешность определения выхода и средней зольности угля узких фракций не превышает погрешности получения экспериментальных данных.

Пусть

$$E_1 = \max_{1 \leq i \leq n} \left| A_{i \text{ exp}}^d - A_{i \text{ teor}}^d \right| - \text{оценка относительной погрешности}$$

определения зольностей в описании фракционного состава,

$$E_2 = \max_{1 \leq i \leq n} \left| \frac{A_{i \text{ exp}}^d - A_{i \text{ teor}}^d}{A_{i \text{ exp}}^d} \right| - \text{оценка относительной погрешно-}$$

сти определения средней зольности в описании фракционного состава;

$$E_3 = \sum_{i=1}^n \left(A_{i \text{ exp}}^d - A_{i \text{ teor}}^d \right)^2 - \text{сумма квадратов отклонений золь-}$$

ностей узких фракций,

$$E_4 = \sum_{i=1}^n \left(\frac{A_{i \text{ exp}}^d - A_{i \text{ teor}}^d}{A_{i \text{ exp}}^d} \right)^2 - \text{сумма квадратов отклонений}$$

средних зольностей узких фракций,

где $A_{i \text{ exp}}^d, A_{i \text{ teor}}^d$ – соответственно средняя зольность i -й узкой фракции по экспериментальным и теоретическим данным.

Проведем численный эксперимент в окрестности $[0,0156; 0,1123]$ оптимального значения минимальной граничной зольности λ_0 . Анализ результатов численного эксперимента показал, что оценка относительной погрешности определения выходов узких фракций (Рис.2) не превышает 0,3, а сумма квадратов отклонений в промежутке $[0,06; 0,07]$ (Рис.4) близка к нулю.

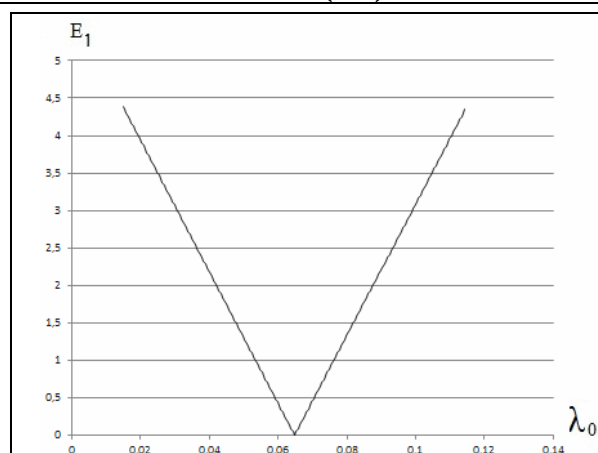


Рисунок 1 - Зависимость оценки абсолютной погрешности определения средних зольностей от минимальной граничной зольности

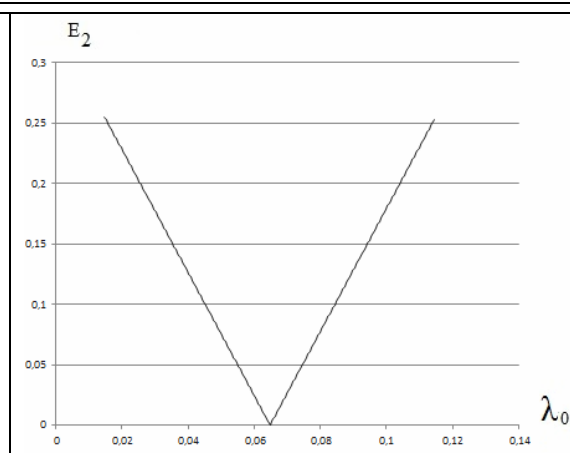


Рисунок 2 - Зависимость оценки относительной погрешности определения средних зольностей от минимальной граничной зольности

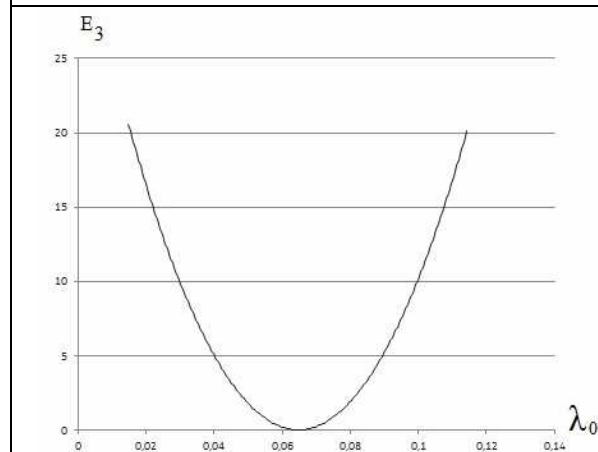


Рисунок 3 - Зависимость суммы квадратов отклонений средних зольностей от минимальной граничной зольности

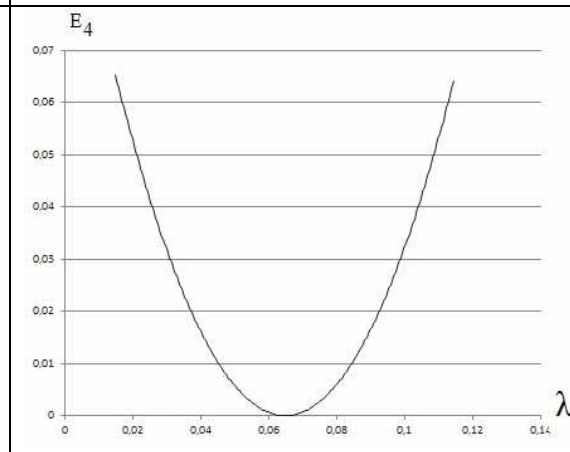


Рисунок 4 - Зависимость суммы квадратов отклонений средних зольностей от минимальной граничной зольности

Проведем численный эксперимент в окрестности $[0,876; 0,9956]$ оптимального значения максимальной граничной зольности λ_1 . Анализ результатов численного эксперимента показал, что оценка относительной погрешности определения выходов узких фракций (Рис.5) во всем выбранном диапазоне не превышает 0,26, а сумма квадратов отклонений в промежутке (Рис.6) близка к нулю.

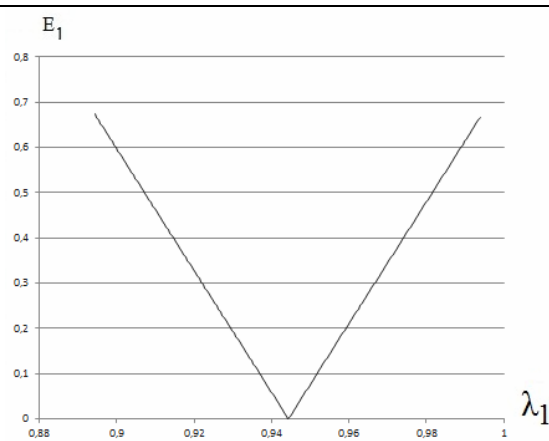


Рисунок 5 - Зависимость оценки абсолютной погрешности определения средних зольностей от максимальной граничной зольности

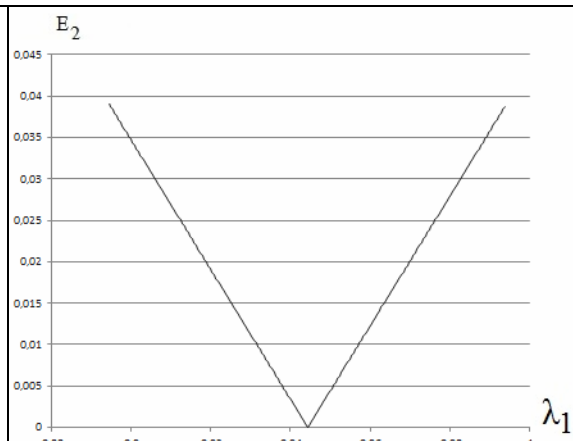


Рисунок 6 - Зависимость оценки относительной погрешности определения средних зольностей от максимальной граничной зольности

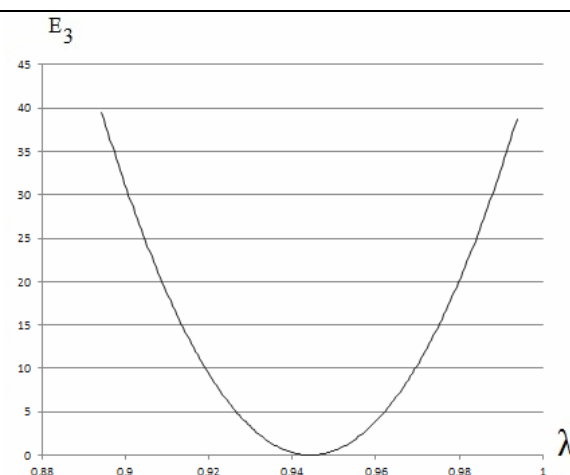


Рисунок 7 - Зависимость суммы квадратов отклонений средних зольностей от максимальной граничной зольности

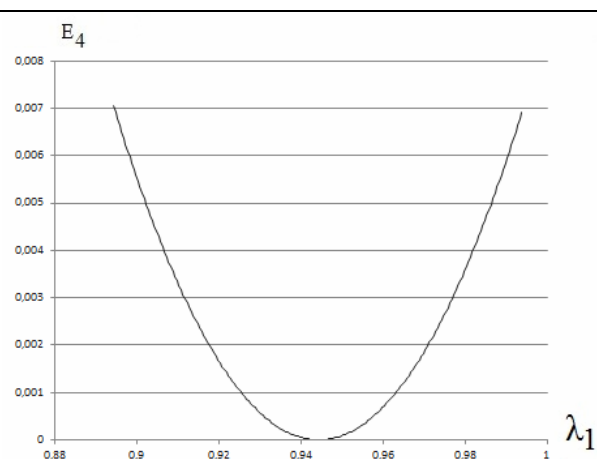


Рисунок 8 - Зависимость суммы квадратов отклонений средних зольностей узких фракций от максимальной граничной зольности

Выводы

Исходя из анализа данных проведенного численного эксперимента, модель описания фракционного состава угля устойчива при определении минимальной и максимальной граничной зольности с точностью 2 знака после запятой (то есть при ошибках определения данных параметров начиная с 3 знака после запятой), при этом значащими для модели являются 5 знаков после запятой.

ЛИТЕРАТУРА

1. Формалізація результатів розподільчих процесів у вуглезбагаченні / [В.К. Гарус , О.В. Грачев, В.Ф. Пожидаев , О.Д. Полулях]: Монографія. – Луганськ: вид. ООО «НВФ»СТЕК», 2003. – 176 с. – ISBN966-96298-3-2
2. Грачев О. В. Эффективность повышения стабильности качества угольных концентратов // Вісник СХУ ім. В. Даля. – 2003. – № 4 (62). – С.126-129.
3. Грачев О. В. Вид весовой функции распределения плотности и зольности угля по фракциям / В. Ф. Пожидаев, О. В. Грачев // Науковці – підприємствам і установам регіону: Зб. наук. праць СХУ ім. В. Даля. – Луганськ, 2002. – Ч.2. – С. 35.
4. Грачев О.В. Синтез детерминированного и стохастического алгоритмов поиска глобального экстремума с обучением / В. Ф. Пожидаев, О. В. Грачев // Вісник СХУ ім. В. Даля. – 2008. – №9 Ч.1. (127). – С. 170-174.
5. Грачев О.В. О неизменности вида функций распределения граничных плотностей и зольностей угля по фракциям // Вісник СХУ ім. В. Даля. – 2010. – №2(144). – С. 41-46.

О.В. Дорош, В.П. Семененко, С.В. Тарасов
**ЧАСТОТНЫЙ АНАЛИЗ РЕШЕТОК ТОКООТВОДОВ
АККУМУЛЯТОРНЫХ БАТАРЕЙ**

Аннотация. В работе рассчитаны и исследованы собственные частоты и формы колебаний перспективных конструкций решеток токоотводов. С помощью программных комплексов проведена визуализация собственных форм колебаний решеток токоотводов аккумуляторных батарей.

Ключевые слова: решетки токоотводов, VRLA-аккумуляторные батареи, собственные частоты, формы колебаний.

Одной из альтернативных направлений получения энергии может служить так называемая «зеленая энергетика». В ее основе лежат ветроэнергетические и солнечные энергогенерирующие установки. Для непрерывного использования энергии необходимы мощные энергонакопительные комплексы. Такие комплексы могут быть созданы, в частности, на базе свинцово - кислотных аккумуляторов. Они нашли самое широкое применение в различных отраслях машиностроения и в народном хозяйстве.

В последнее время в качестве аккумуляторов энергоносителей наиболее перспективными являются использование клапан – регулируемых аккумуляторов с рекомбинацией образующихся в ходе их эксплуатации газов – VRLA батарей. Основой таких батарей является вновь разрабатываемые конструкции решеток токоотвода. Здесь предполагается использование высококачественных свинцово – кальцево – оловянных сплавов. При создании новых конструкций решеток токоотводов, на основе перспективных сплавов, необходим цикл исследований, начиная с экспериментального определения механических свойств сплавов, напряженно – деформированного состояния, динамических характеристик, надежности и долговечности.

Целью настоящего этапа исследований было определение значений собственных частот и форм колебаний, экспериментальных образцов решеток токоотводов.

В качестве объекта исследований были выбраны три перспективных конструкций решеток токоотводов D1, Wt и P1 [1]. На рисунке 1 представлены их конструкции.

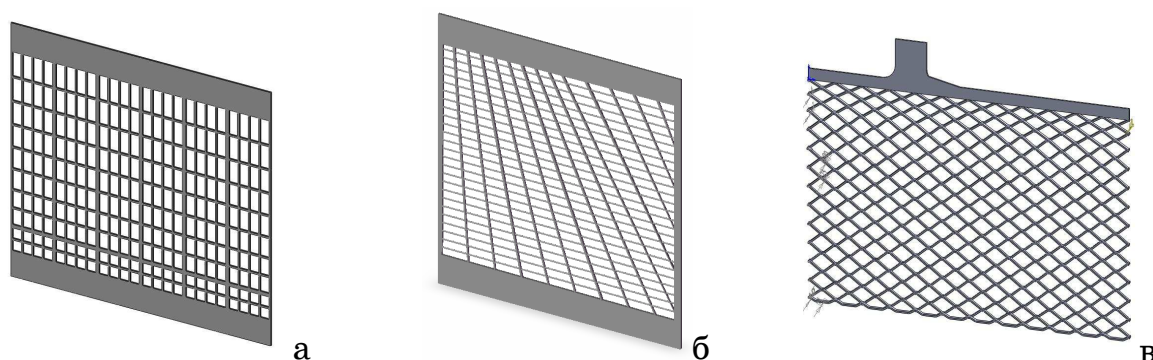


Рисунок 1 – Трехмерные твердотельные конструкции токоотводов D1 (а), Wt (б), P1 (в)

Конструкция токоотвода D1 отличалась от двух других токоотводов своей простотой. В ее конструкции имелось только вертикальное и горизонтальные жилки. По краям решетки имелись вертикальные и горизонтальные ребра. Вес решетки составлял 87г.

В конструкции токоотвода Wt имелись горизонтальные, а вместо вертикальных жилок использовались наклонные жилки. Она обладала наибольшим весом – 125г.

Наименьший вес имела конструкция токоотвода P1 – 44г. Она также отличалась от двух первых конструкций токоотводов формой ячеек. В предыдущих конструкциях формы ячеек имели или вид прямоугольника (D1) или вид параллелограмма (Wt). Ячейки в P1 имели форму ромба.

При определении значений собственных частот и форм колебаний верхнее ребро решетки токоотвода было жестко заземлено. Решетка располагалось вертикально, и имела возможность колебаться в горизонтальном направлении.

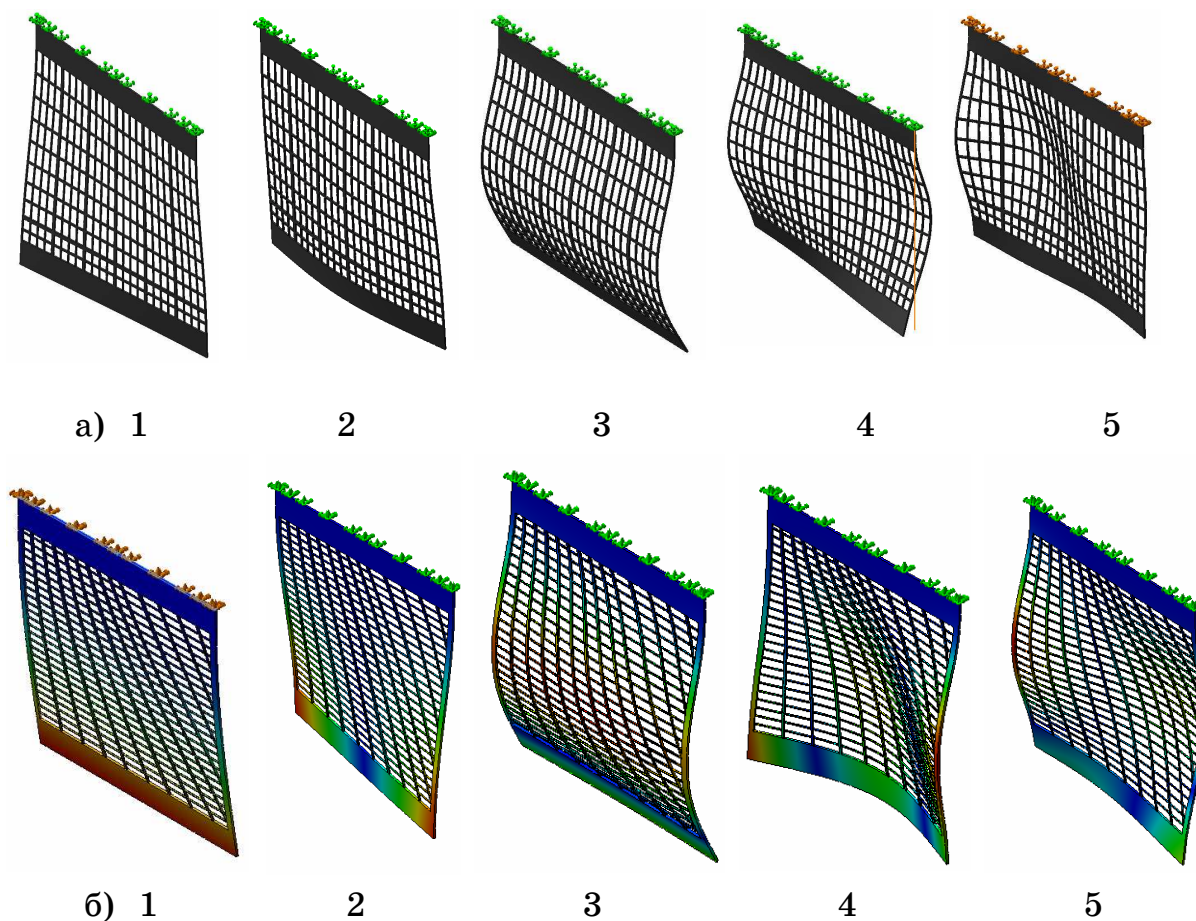
Расчеты были проведены с помощью программного комплекса типа Solid Works.

Основные результаты проведенных исследований первых пяти значений собственных частот и форм колебаний заключались в следующем.

Значение первых пяти собственных частот колебаний лежат в пределах: D1 $13,43 \text{ Гц} \leq f \leq 108,63 \text{ Гц}$, : Wt $0,6 \text{ Гц} \leq f \leq 8 \text{ Гц}$, P1 $0,72 \text{ Гц} \leq f \leq 7,1 \text{ Гц}$.

Анализ приведенных данных показал, что диапазон первых пяти значений собственных частот колебаний для токоотводов Wt и P1 практически совпадают, несмотря на существенное отличие в их конструкциях и массах. Значение собственных частот колебаний токоотвода D1 на порядок выше значений собственных частот токоотводов Wt и P1. Собственные формы колебаний соответствующие собственным значениям, представлены на рисунке 2.

Кроме совпадения значений собственных частот колебаний токоотводов Wt и P1 можно отметить и совпадение форм колебаний. Наименьшему значению собственной частоты колебаний $f = 0,6-0,7$ Гц соответствовала форма колебаний, когда оба крайние концы нижнего ребра перемещались в одном направлении. Такой вид колебаний был охарактеризован как первая форма изгибных колебаний. Колебания происходили за счет изгиба вертикальных ребер. Направление перемещений – из плоскости решетки. Нижнее ребро не испытывало деформации изгиба, а перемещались как жесткое целое.



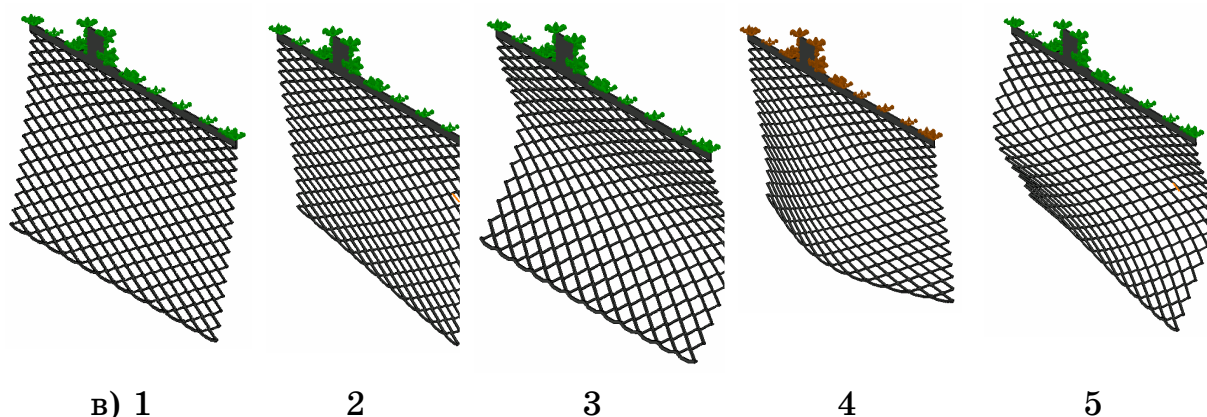


Рисунок 2 - Первые пять форм колебаний
пластины D1 (а), Wt (б), P1 (в)

Значения собственной частоты для Wt $f_2 = 1,73\text{Гц}$, а для P1 $f_2 = 1,99\text{Гц}$ соответствовали форме колебаний, когда крайние концы нижнего ребра перемещались в противоположных направлениях. Эту форму колебаний была охарактеризована как первая форма крутильных колебаний. Нижнее ребро как жесткое целое поворачивалось относительно вертикальной оси, проходящей через середину решетки.

Значения собственных частот для Wt $f_3 = 4,65\text{Гц}$ и для P1 $f_3 = 4,3\text{Гц}$ соответствуют второй форме изгибных колебаний. Нижнее ребро как жесткое целое перемещается в одном направлении, а средняя часть решетки перемещалась в противоположном направлении.

Четвертое значение собственных частот колебаний для Wt $f_4 = 7,2\text{Гц}$, для P1 $f_4 = 6,1\text{Гц}$ отличалось от выше рассмотренных форм колебаний тем, что колебания происходили за счет деформации изгиба нижнего ребра. В предыдущих формах колебания происходили за счет изгиба вертикальных ребер.

Пятое значение собственной частоты для Wt $f_5 = 8\text{Гц}$, P1 $f_5 = 7\text{Гц}$ характеризовалось одновременным изгибом вертикальных и горизонтального нижнего ребер.

Для решетки токоотвода D1 наблюдались первая и вторая форма изгибных и крутильных колебаний аналогичным токоотводам Wt и P1.

Отличие в формах колебаний между D1 и Wt, P1 заключалось в следующем. Для всех пяти значений частот нижнее ребро в D1 не испытывает изгибных деформаций, а перемещалось как жесткое целое. Колебания осуществлялись за счет изгиба вертикальных ребер. Отличительная форма колебаний D1 от форм колебаний Wt, P1 на-

блюдались при пятом значении собственной частоты $f_5 = 108,6\text{Гц}$. Колебания нижнего ребра происходили в тангенциальной плоскости решетки в горизонтальном направлении. Такие колебания вызывали изгиб вертикальных ребер.

Найденные значения собственных частот колебаний будут сравниваться с вынужденными частотами колебаний. Приведенные формы колебаний могут помочь выбрать ту или иную конструкции токоотвода, которая наиболее приемлемая для определенных условий эксплуатации токоотвода.

ЛИТЕРАТУРА

1.Дорош И.А., Китова О.В. Геометрическое моделирование токоотводов стартерных аккумуляторных батарей / И.А. Дорош, О.В. Китова /Труды Таврийского государственного агротехнологического университета. Прикладная геометрия и инженерная графика. – 2010. - №47. – с.118-121.

И.А. Дорош, М.Г. Снегирев, С.В. Тарасов

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ТОЧНОГО ВИДА ПОТЕНЦИАЛОВ И МАГНИТНЫХ ПОЛЕЙ ДЛЯ ПЕРИОДИЧЕСКИХ МАГНИТНЫХ СИСТЕМ

Аннотация. В работе приводятся результаты анализа известных программных комплексов вычисления полей магнитных систем, анализируются их недостатки. Описывается программа для точного вычисления магнитных полей и потенциалов осесимметричных периодических магнитных систем, основанная на альтернативном алгоритме определения полей методом магнитных токов и зарядов. Приводятся преимущества и недостатки данной программы.

Ключевые слова. Системы магнитного подвешивания, периодические магнитные системы, моделирование, программное средство.

Применение компьютерных инженерных программных комплексов компьютерного моделирования позволяют существенно повысить производительность расчетов полей магнитных систем и определение сил и моментов их взаимодействия, существенно сократить время требуемое на построение моделируемой магнитной системы и определение её свойств. С другой стороны, проведенные как нами, так и сторонними исследователями [1-3] тесты показывают, что данные комплексы по-прежнему требуют верификацию полученных в них промежуточных и конечных результатов.

Особенно ярко проблемы с точностью вычисления полей магнитных систем проявляются в области определения характеристик сборок постоянных магнитов с малым шагом периодичности, применяемых в качестве элементов систем магнитного подвеса [4]. Автоматические алгоритмы генерации пространственной сетки для основной массы коммерческих программ, таких как Ansys, Maxwell3D, SolidWorks достаточно плохо справляются с задачей генерации адекватной сетки для быстпропеременных магнитных систем. Анализ результатов проведенных тестов некоторых известных программных комплексов, предназначенных для определения магнитного поля систем по-

стоянных магнитов, показывает, что для адекватного воспроизведения полей периодических магнитных структур, они требуют существенной настройки под конкретную конфигурацию системы (параметров интегрирования, формы и размеров сетки, и т.п.). Без такой настройки распределение магнитного поля зачастую далеко от реального. Ещё более велики отличия пространственных производных магнитного поля, играющих важную роль в верном вычислении сил и моментов в индукционных системах подвеса. Более того, для магнитных структур со сложной конфигурацией, например периодических магнитных систем с цилиндрической симметрией, в некоторых случаях, без наличия априорной информации об истинной конфигурации магнитного поля, затруднительно даже судить в какой мере полученное распределение поля отвечает истинному, а в какой – является погрешностью работы алгоритма программы моделирования. В качестве примера на рис. 1 показано сравнение графиков точного значения (линия 1) модуля магнитного поля цилиндрического периодического массива Хальбаха, и значений модуля магнитного поля, вычисленного в одном из пакетов конечно-элементного анализа магнитных систем (линия 2).

Проведенные тесты показывают, что для сложных быстропериодических конфигураций источников поля, вычисленные сеточными методами поля могут иметь среднеквадратичное отклонение в 20-40% от теоретических значений полей, локальные отклонения значений полей могут превышать 150-200%, а погрешности градиентов магнитных полей – существенно изменять характер изменения подъёмной силы магнитных подвесов от скорости относительного вращения.

Также, эти программные комплексы, зачастую не дают информации о распределении скалярного магнитного потенциала или вектор-потенциала магнитного поля, требующихся для определённых схем расчёта сил и моментов магнитодинамического подвеса.

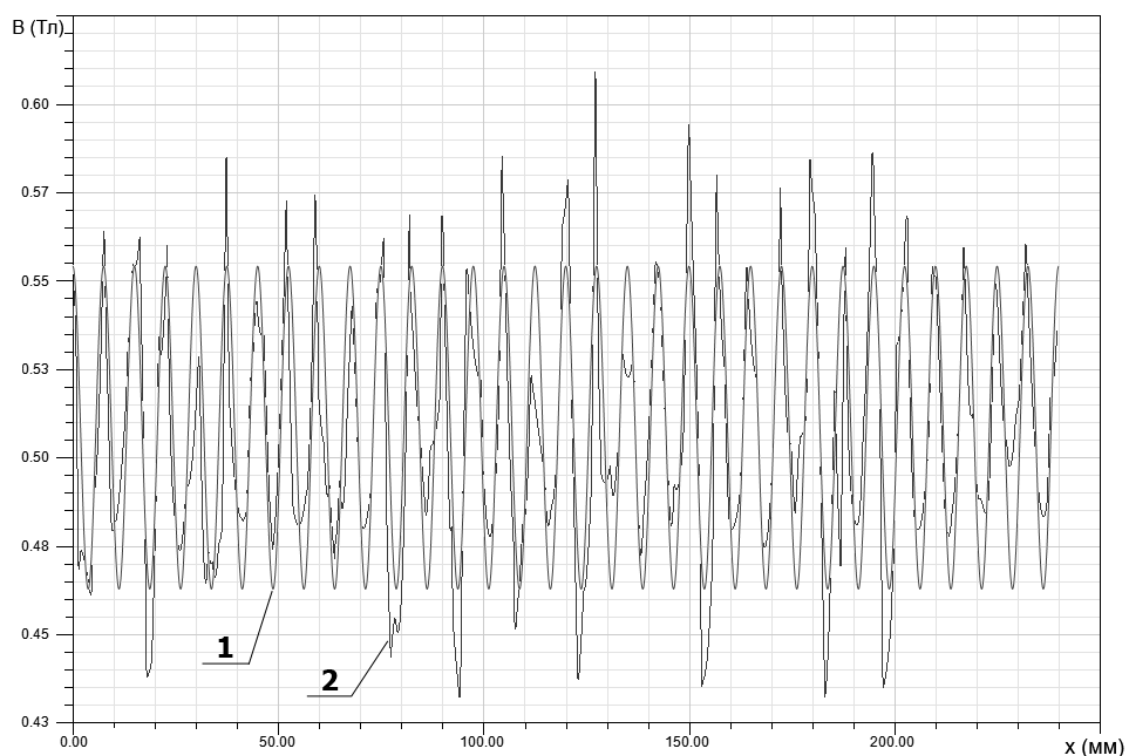


Рисунок 1 – Пример погрешностей определения модуля магнитного поля от периодической системы в виде массива Хальбаха, связанные с линейной интерполяцией результатов на излишне крупной автоматической расчетной сетке

Кроме того, известно довольно много методов и расчетных схем приближенного вычисления распределения магнитного поля периодических систем [5-7]. Без информации о реальном, не приближенном распределении магнитного поля зачастую трудно судить о правомочности того или иного приближения и возникающих при его применении погрешностях. Особенно сравнить результаты можно, используя примитивные фигуры.

Всё это поднимает вопрос о необходимости создания методики и программы определения точных распределений магнитного поля и потенциалов периодических магнитных структур, применяемых в системах магнитного подвеса.

В качестве таковой, была разработана программа для определения точных значений скалярного потенциала, векторного потенциала и компонент вектора магнитного поля линейных периодических магнитных структур с использованием методов поверхностных магнитных зарядов и токов.

С помощью данных методов можно описать внешнее поле и потенциалы объема ферромагнетика с постоянной величиной вектора намагниченности как поле зарядов, распределённых по его поверхности (метод магнитных зарядов), или поле токов, текущих по его поверхности (метод поверхностных токов).

Таким образом, применительно к рассматриваемой проблеме, определение магнитного поля системы сводится к определению суммарного поля от системы прямоугольных поверхностей.

Алгоритм вычисления полей и потенциалов включает в себя автоматическое разбиение синтезированной магнитной структуры на набор поверхностей, определение значений полей и потенциалов от отдельной произвольно ориентированной поверхности и суммирование вкладов таких поверхностей. Отдельную вычислительную проблему создаёт тот факт, что в системах с цилиндрической симметрией поля и потенциалы от большинства простых составляющих элементов (сектор круга, часть цилиндра, и т.п.) не могут быть вычислены аналитически. Поэтому, для определения вклада двумерных поверхностей используются аналитически вычисленные выражения для одномерных интегралов полей и потенциалов, а второй интеграл вычисляется численно. Взятие одномерных интегралов в аналитическом виде ускоряет вычисления и сильно упрощает проблему контроля точности численного интегрирования. В некоторых случаях, при возможности, использует аналитические выражения полей элемента двумерных элементов.

Анализ результатов вычислений показал, что программа может определять конфигурацию потенциалов и компонент магнитного поля с любой требуемой точностью за время сравнимое, хотя и несколько большее, времени вычисления сеточными методами, с существенно меньшими затратами оперативной памяти.

Также, были рассчитаны поля и потенциалы однородных систем постоянных магнитов линейной и цилиндрической формы. Эти данные использовались для верификации сторонних программных продуктов, предназначенных для вычисления полей постоянных магнитов.

В качестве примера, на рис. 2 - 3 представлены трехмерные графики магнитного поля системы типа широкого массива Хальбаха с периодом периодичности 4 и количеством элементов равным 17.

Отношение ширины элемента массива к длине и высоте составляет 6:1:1. Графики нормированы на значение поля $B_{\text{int}} = 1$ Тл.

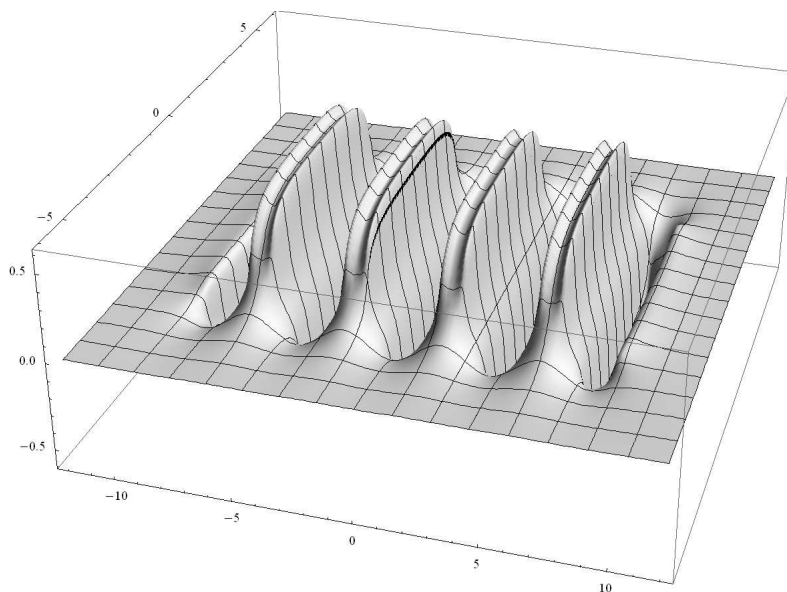


Рисунок 2 – Трехмерное распределение нормальной компоненты B_y магнитного поля линейной периодической структуры Хальбаха из 17 элементов на расстоянии 0.025 шага периодичности

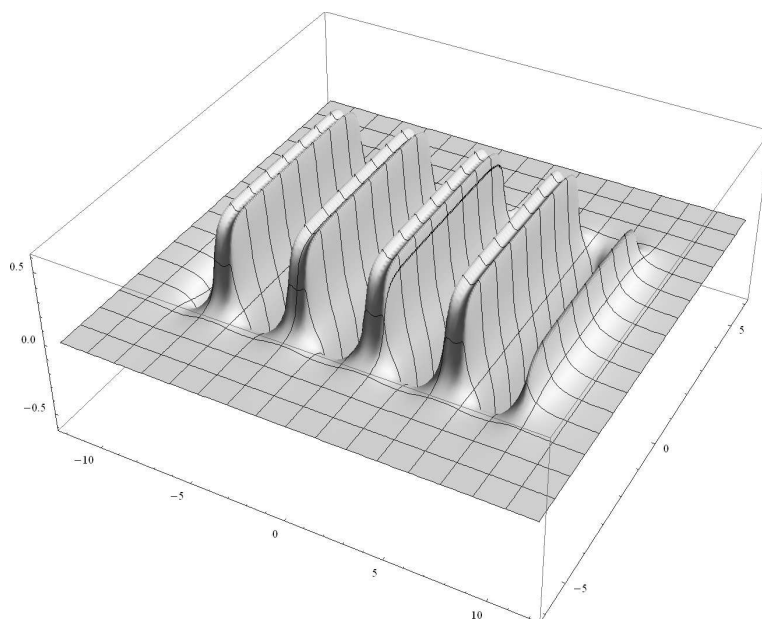


Рисунок 3 – Трехмерное распределение продольной компоненты B_x магнитного поля линейной периодической структуры Хальбаха из 17 элементов на расстоянии 0.025 шага периодичности

Некоторым недостатком разработанной программы является то, что подлежащая определению параметров магнитная система может включать в себя только широкий, но ограниченный набор биб-

лиотечных магнитных элементов. Однако, полученные расчетные схемы в целом позволяют определить поля и потенциалы от широкого класса периодических магнитных структур, включающих в себя большинство структур, используемых в системах магнитостатического и магнитодинамического подвеса.

Созданный расчетный комплекс позволил провести анализ большого числа периодических магнитных структур, представляющих интерес для систем магнитостатического и магнитодинамического подвеса, в том числе аксиально-симметричных и линейных периодических структур типа массива Хальбаха и знакопеременных магнитных массивов, а также позволяет определять конфигурацию потенциалов и компонент магнитного поля.

ЛИТЕРАТУРА

1. G. Wimmer, T. Steinmetz, M. Clemens, Reuse, Recycle, Reduce (3R) – strategies for the calculation of transient magnetic fields, *Applied Numerical Mathematics - J APPL NUMER MATH*, vol. 59, no. 3, pp. 830-844, 2009
2. Mark Oxborrow, Ex-house 2D finite-element simulation of the whispering-gallery modes of axisymmetric electromagnetic resonators, *arXiv:quant-ph/0607156*, 2007
3. A. Bonito, R.A. DeVore, [R.H. Nochetto](#), Adaptive Finite Element Methods for Elliptic Problems with Discontinuous Coefficients, *arXiv:1301.3203*
4. Тарасов С.В. Магнитолевитирующий подвес роторов вертикально-осевых ветроэлектрических установок с Н-ротором Дарье на базе массива Хальбаха / С.В. Тарасов, М.Г. Снегирев, И.А. Дорош // *Техническая механика*. – 2010. – №1. – с. 94-103.
5. Development and Testing of an Axial Halbach Magnetic Bearing / National Aeronautics and Space Administration John H. Glenn Research Center at Lewis Field: Dennis J. Eichenberg, Christopher A. Gallo, and William K. Thompson – Cleveland, Ohio, July 2006. – p.30. – Report number E-15632.
6. F. Gluck, Axisymmetric magnetic field calculation with zonal harmonic expansion, *Progress In Electromagnetics Research B*, Vol. 32, 351-388, 2011.
7. G. Wimmer, M. Clemens, J. Lang, Calculation of Magnetic Fields with Finite Elements, *Bergische Universität*, 2007

ОСОБЛИВОСТІ ВИЗНАЧЕННЯ ПРОСТОРУ СЕМІІНВАРІАНТНОЇ МАТЕМАТИЧНОЇ МОДЕЛІ КОЛЬОРОВИХ ФОТОГРАММЕТРИЧНИХ ЗОБРАЖЕНЬ

Анотація. У роботі наведено закономірності обчислення семіінваріантних характеристик цифрових кольорових зображень при збільшенні їх порядку, а також проведено аналіз особливостей визначення семіінваріантів в залежності від їх ступеня. Це дозволило зробити висновок відносно доцільності обмеження простору моделі, що, в свою чергу, призведе до економії обчислювальних ресурсів при автоматичній ідентифікації цифрових кольорових зображень.

Ключові слова: кольорове зображення, семіінваріант, простір моделі, порядок і ступінь інваріанту.

Постановка проблеми

У багатьох задачах обробки цифрових зображень знайшли широке використання моментні інваріанти, що розраховуються на основі моментних характеристик зображень [1]. Систему ознак кольорового зображення можна визначити за декартовими моментами M_{nm}^{abc} порядку $n + m$ і ступеня $a + b + c$. Як розвиток моментного підходу, в роботах проф. Корчинського В.М. та проф. Гнатушенка В.В. були розвинені математичні моделі ідентифікації цифрових зображень на основі семіінваріантів. Множина інформаційних характеристик зображення формується на основі семіінваріантів функції яскравості і утворює багатовимірний простір, вимірність якого визначається порядком використаних семіінваріантів, а окремі точки являють собою подання зображень, включаючи як геометричну форму, так і розподіл яскравості [2].

Простір математичної семіінваріантної моделі розпізнавання зображень може бути як завгодно великої вимірності, чим більша вимірність, тим більша кількість інваріантів може бути знайдена. Застосування інваріантів високих порядків та ступенів значно збільшує

кількість і складність обчислень. Тому існує потреба знайти як можливо більше інваріантних ознак при обмеженні порядку і ступеня семіінваріантних характеристик фотограмметричного зображення.

Аналіз останніх досліджень та публікацій

У роботах [1, 3] була досліджена система семіінваріантних характеристик кольорових зображень, поданих у форматі RGB. Система ІХ будується на основі семіінваріантів заданого порядку від функції яскравості (ФЯ) зображення. Для кольорового зображення, яке має 3 інформаційні канали, було запропоновано семіінваріантну модель, що подає множину розподілів ФЯ кольорового зображень точками багатovidів у просторі ІХ — безрозмірних семіінваріантів S_{nm}^{abc} порядку N і ступеня $a + b + c$ від ФЯ

$$S_{nm}^{abc} = \frac{1}{j^N} \frac{\partial^N}{\partial u_1^n \partial u_2^m} \ln(aF_R(u) + bF_G(u) + cF_B(u)) \Big|_{u=0}. \quad (1)$$

де $j = \sqrt{-1}$ — уявна одиниця; $F_R(u)$, $F_G(u)$, $F_B(u)$ — інтегральне перетворення Фур'є ФЯ кожного з каналів зображення у тримірному колірному просторі з вектором параметрів $u = (u_1, u_2)$, $N = n + m$.

Внаслідок дискретизованого подання відеоінформації визначення семіінваріантів безпосередньо за виразом (1) принципово неможливе, тому для кольорових моментів цифрового зображення порядку N включно існують формули обчислення семіінваріантів через моменти у загальному вигляді. Наведемо закономірності обчислення семіінваріантних характеристик цифрових кольорових зображень при збільшенні їх порядку від 0 до 3.

Семіінваріанти порядків 0 і 1:

$$S_{00}^{abc} = \ln(M_{00}^{abc}), S_{01}^{abc} = \frac{M_{01}^{abc}}{M_{00}^{abc}}, S_{10}^{abc} = \frac{M_{10}^{abc}}{M_{00}^{abc}}, \quad (2-4)$$

Семіінваріанти другого порядку:

$$S_{02}^{abc} = \frac{M_{02}^{abc}}{M_{00}^{abc}} - \left(\frac{M_{01}^{abc}}{M_{00}^{abc}} \right)^2, S_{11}^{abc} = \frac{M_{00}^{abc} M_{11}^{abc} - M_{01}^{abc} M_{10}^{abc}}{(M_{00}^{abc})^2},$$

$$S_{20}^{abc} = \frac{M_{20}^{abc}}{M_{00}^{abc}} - \left(\frac{M_{10}^{abc}}{M_{00}^{abc}} \right)^2, \quad (5-7)$$

Семіінваріанти третього порядку:

$$S_{03}^{abc} = \frac{M_{03}^{abc} (M_{00}^{abc})^2 - 3M_{02}^{abc} M_{01}^{abc} M_{00}^{abc} + 2(M_{01}^{abc})^3}{(M_{00}^{abc})^3}, \quad (8)$$

$$S_{12}^{abc} = \frac{M_{12}^{abc} (M_{00}^{abc})^2 - 2M_{11}^{abc} M_{01}^{abc} M_{00}^{abc} - M_{02}^{abc} M_{01}^{abc} M_{00}^{abc} + 2M_{10}^{abc} (M_{01}^{abc})^3}{(M_{00}^{abc})^3}, \quad (9)$$

$$S_{21}^{abc} = \frac{M_{21}^{abc} (M_{00}^{abc})^2 - 2M_{11}^{abc} M_{10}^{abc} M_{00}^{abc} - M_{20}^{abc} M_{01}^{abc} M_{00}^{abc} + 2M_{01}^{abc} (M_{10}^{abc})^3}{(M_{00}^{abc})^3}, \quad (10)$$

Вочевидь, що при збільшенні порядку семіінваріанту суттєво зростає об'єм і складність обчислень семіінваріантних характеристик.

Формулювання цілей статті (постановка завдання)

Ці обставини ставлять задачу обмеження простору семіінваріантної моделі за рахунок обмеження як порядку, так і ступеня кольорових семіінваріантів, при цьому, без суттєвих втрат у кількості характеристик, що можна знайти за допомогою комбінацій ознак зображення.

Основна частина

У роботах [1, 3] були розглянуто формування семіінваріантних характеристик на основі декартових моментів зображенні для кольорових зображень. У разі кольорового зображення, простір семіінваріантної моделі визначаємо не лише порядком $n + m$, але і ступенем $a + b + c$, який визначає ступінь участі інформації кожного колірних каналу у формуванні семіінваріантної характеристики.

Важливим питанням є максимально і мінімально доцільне значення ступені $a + b + c$. Розглянемо закономірності обчислення семіінваріантів зображень S_{nm}^{abc} , в залежності від їх ступеня. Ступінь може набувати значень $[0; N]$ відповідно, де N – натуральне число.

$a + b + c = 0$. У цьому випадку не врахована яскравість жодного інформаційного каналу зображення, при обчисленні декартових моментів зображення функція яскравості кожного каналу дорівнює 1, що відповідає випадку білого зображення. Таким чином єдиними можливими для використання інваріантними характеристиками є ті, що визначають площу всього зображення.

$a + b + c = 1$. Враховано інформацію одного з колірних каналів зображення, комбінації S_{nm}^k знаходяться для кожного S_{nm}^{k00} , S_{nm}^{0k0} або S_{nm}^{00k} , фактично, багатовиди визначаються по трьом окремим моно-

хромним зображенням, які є відмінними за фотометричними характеристиками і ідентичні за геометричними.

$a + b + c = 2$. 1) Враховано яскравість одного з каналів, $S_{nm}^{k^2}$: багатовиди є дуже чутливі до найменших фотометричних перетворень, що часто робить їх ненадійними у задачах розпізнавання та ідентифікації.

2) Багатовид визначається по двом каналам яскравості: S_{nm}^{ij} , для кожного S_{nm}^{ij0} , S_{nm}^{i0j} або S_{nm}^{0ij} . Досить часто, інваріантні характеристики з участю всіх 3-х кольорових груп можна виразити як комбінацію інваріантних характеристик за участю 2-х з 3-х кольорових груп, тому семіінваріанти S_{nm}^{ij} є одними з найбільш зручних і доцільних для формування багатовидів зображень.

$a + b + c = 3$. 1) У формування інваріанту приймають участь всі 3 кольорові канали: S_{nm}^{ijk} є одними з найбільш зручних і доцільних для формування багатовидів зображень.

2) Багатовид формується за участю 2х колірних каналів $S_{nm}^{i^2j}$ або $S_{nm}^{ij^2}$, для кожного $S_{nm}^{i^2j0}$, $S_{nm}^{i^20j}$ або $S_{nm}^{0i^2j}$ та $S_{nm}^{ij^20}$, $S_{nm}^{i0j^2}$ або $S_{nm}^{0ij^2}$. Зведення у другу ступінь яскравості одного з каналів призводить до збільшеної чутливості багатовидів до фотометричних змін, що робить більшість з них ненадійними у задачах розпізнавання та ідентифікації.

3) За інформацією одного каналу шукаємо багатовид монохромного зображення $S_{nm}^{k^3}$: чутливість інваріантних характеристик до найменших коливань яскравості каналів зображення, робить їх непридатними для застосування у задачах розпізнавання та ідентифікації.

$a + b + c \geq 4$. Чутливість інваріантних характеристик до найменших коливань яскравості каналів зображення, робить їх непридатними для застосування у задачах розпізнавання та ідентифікації.

Можна зробити висновок, що для знаходження інваріантних багатовидів кольорових фотограмметричних зображень на основі семіінваріантних характеристик, найбільш доцільним є використання семіінваріантів першого ступеня S_{nm}^k (для кожного S_{nm}^{k00} , S_{nm}^{0k0} , S_{nm}^{00k}), другого ступеня S_{nm}^{ij} , (для кожного S_{nm}^{ij0} , S_{nm}^{i0j} , S_{nm}^{0ij}) та третього ступеня S_{nm}^{ijk} .

Завдяки збільшенню порядку семіінваріантних характеристик $n + m$ в лінійному просторі моделі, що утворена на основі множини S_{nm}^{abc} , можливо визначити більше інваріантних характеристик. При цьому, завдяки тривимірному простору яскравості моделі для певного інваріанту деякого порядку існує декілька багатовидів.

Висновки та перспективи подальших досліджень

Як було показано, збільшення порядку семіінваріанта значно збільшує кількість і складність обчислень, тому дуже важливо при обмеженні порядку визначати як можна більше інваріантних характеристик. Це можливо за рахунок збільшення ступеня моделі при роботі із багатоканальним кольоровим зображенням. В роботі було проаналізовано закономірності обчислення семіінваріантів зображень, в залежності від їх ступеня. Можна зробити висновок, що ступінь семіінваріантів більша за третю є недоцільною через надмірну чутливість інваріантних характеристик до найменших коливань яскравості каналів зображення, що робить їх непридатними для застосування у задачах розпізнавання та ідентифікації. Третя ступінь простору моделі дозволить при визначенні багатовидів використовувати інформацію одного, двох, чи всіх трьох кольорових каналів зображення.

Наші подальші дослідження будуть зосереджені на знаходженні афінно- фотометрично інваріантних багатовидів фотограмметричних кольорових зображень при обмеженні простору моделі до третього ступеня. Знаходження достатньої для вирішення задач ідентифікації кількості інваріантів дозволить обмежити порядок моделі до квадратики або кубіки, що зменшить об'єм обчислень на відміну від розрахунків для моделей більш високих порядків.

ЛІТЕРАТУРА

1. Калініна Н. Ю. Математична інваріантна модель ідентифікації кольорових зображень / Н. Ю. Калініна, В. В. Гнатушенко // Тези доповідей восьмої міжнародної науково-практичної конференції «Математичне та програмне забезпечення інтелектуальних систем (MPZIS-2010)» – Дніпропетровськ: ДНУ, 2010. – С. 91-92.
2. Корчинський В.М. Геометрична модель ідентифікації багатоконпонентних зображень / В.М. Корчинський, В.В. Гнатушенко // Праці Таврійської державної агротехнічної академії. - Мелітополь: ТДАТА, 2002. - Вип. 4, т.16. – С. 26-30.
3. Калініна Н.Ю. Інваріантні характеристики кольорових RGB-зображень / Н.Ю. Калініна // Системні технології. Регіональний міжвузівський збірник наукових праць –Випуск 1 (72). Том 1 – Дніпропетровськ, 2011. – С. 39-44.

А.А. Надточий, Л.В. Камкина, А.Г. Безшкуренок, Р.М. Губа
**УНИФИЦИРОВАННАЯ МАТЕМАТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ
ДЛЯ РАСЧЕТА АКТИВНОСТИ ФОСФОРА, МАРГАНЦА
И ЖЕЛЕЗА В СЛОЖНЫХ СИСТЕМАХ
НА ОСНОВЕ МАРГАНЦА**

Аннотация: Разработана прогнозная модель определения активности фосфора в сложных системах на основе марганца с использованием параметров межатомного взаимодействия. Показана возможность использования полученной модели для определения активности марганца и железа.

Ключевые слова: активность компонентов, марганцевые ферросплавы, физико-химические критерии.

Введение.

Сложные сплавы на основе марганца находят широкое применение в различных областях современной техники. Для совершенствования технологии производства целого ряда сталей и сплавов, марганцевых ферросплавов, оптимизации процессов рафинирования, легирования стали необходимо знание термодинамических свойств расплавов этих систем и прежде всего активностей компонентов, в том числе фосфора.

Анализ последних исследований и публикаций.

Многочисленные исследования активности фосфора в расплавах систем Fe-P и Mn-P противоречивы. В связи с этим отсутствует надежная информация об активности фосфора в этой системе. Авторы сходятся во мнении только в том, что в расплавах системы Mn-P, Fe-P имеет место сильное межчастичное взаимодействие марганца с фосфором и железа с фосфором, характеризующееся значительным отрицательным отклонением от закона Рауля, причем в расплавах Mn-P более интенсивное взаимодействие между компонентами по сравнению с Fe-P. Существовавшие до настоящего времени сведения об активностях компонентов в расплавах системы Fe-Mn-P носят лишь качественный характер. Недостаток информации о системах Fe-Mn-P

и Fe-Mn-P-C обусловлен объективными трудностями, возникающими при экспериментальном исследовании, так как при температурах стабильной жидкой фазы марганец и фосфор характеризуются весьма высокими величинами давления насыщенного пара и, кроме того, марганец, имея высокое сродство к кислороду, обладает способностью образовывать соединения с различными степенями окисления. В работе [1] авторы выполнен анализ системы Fe-Mn-P в широком интервале температур и составов сплавов. В результате получен массив экспериментальных данных по активности фосфора для различных составов и/или температур.

В последнее время получили распространение методы физико-химического моделирования [2], основная идея которых заключается во вводе в связь между составом и свойствами расплавов промежуточного звена – комплекса интегральных и парциальных параметров межатомного взаимодействия, характеризующих химическое и структурное состояние этих веществ. Трактовка металлического расплава как химически единой системы предоставляет возможность использовать интегральные физико-химические параметры межатомного взаимодействия в качестве функций состояния системы.

Использование параметров межатомного взаимодействия при трактовке химической связи как направленной позволяет с единых физико-химических позиций интерпретировать результаты ионообменных процессов между реагирующими фазами. Данная методика прошла широкую апробацию при решении задач моделирования шлаковых и металлических расплавов, прогнозирования их термодинамических и технологических свойств, а также описания их поведения по ходу металлургических процессов [3,4].

Основной материал исследований

В данной работе в качестве параметра, характеризующего зарядовое состояние металлического расплава выбран параметр Z^Y , для оценки состояния данного компонента в зависимости от окружения определен параметр ρ_i , характеризующий зарядовую плотность на поверхности ионизированного атома. Состояние компонента до его вступления во взаимодействие в системе отражает параметр Z_0^Y чистого компонента. Возможность описать состав многокомпонентной системы ограниченным числом интегральных и парциальных критериев, определяющих физико-химические свойства системы и отдельных ее

компонентов, позволяет вплотную подойти к решению задач прогнозирования.

Основываясь на экспериментальные данные [1], приведенные для системы Mn-Fe-P, получена модель для вычисления активности фосфора

$$\lg a_P = 5,39 \cdot (\rho_{[P]} + Z^Y \cdot Z_0^Y) - \frac{4747}{T} - 28,37, R^2=0,84 \quad (1)$$

Проверка предложенной модели определения активности фосфора проходила на системах, которые не входили в исходную выборку при создании данной модели. Для системы Mn-Si-P данные взяты из работы [5], а для Mn-C-P – [6]. Соотношения полученных данных представлены на рис.1.

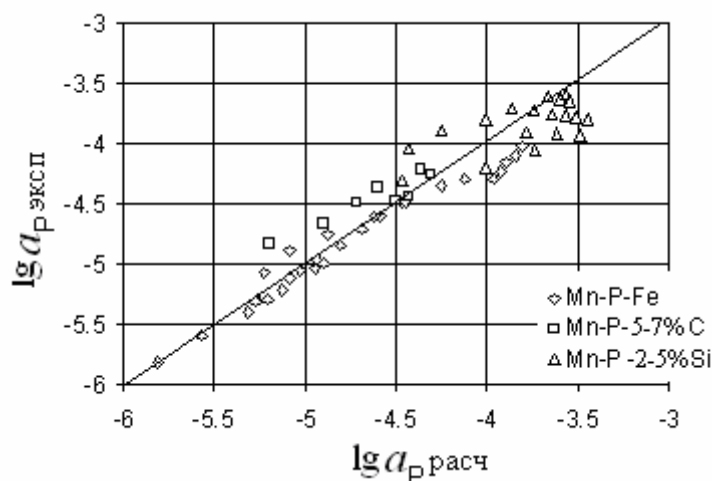


Рисунок 1 - Соотношения данных для системы Fe-Mn-P [1], Mn-P-(2-5%)Si [5] и Mn-P-(5-7%)C [6] величин активности фосфора, рассчитанные по модели (1)

Таким образом, полученная математическая модель позволяет определять активность фосфора в системе марганец-фосфор-элемент с достаточной для практических целей точностью и возможностью переноса ее на другие системы.

Основываясь на утверждении об инвариантности относительно состава развиваемой в данной работе методологии моделирования многокомпонентного марганецсодержащего расплава модель (1), полученная на тройных системах для описания активности фосфора, была представлена в общем виде

$$\lg a_X = 5,39 \cdot (\rho_{[X]} + Z^Y \cdot Z_0^Y) - \frac{4747}{T} - 28,37, \quad (2)$$

где a_X – активность компонента X , т.е. любого выбранного из системы элемента, $\rho_{l[X]}$, $Z_{0_X}^Y$ – соответственно зарядовая плотность и зарядовое состояние элемента X в чистом растворе.

Модель (2) экзаменовалась на описанных выше экспериментальных данных. Для определения активности марганца модель (2) принимает вид

$$\lg a_{Mn} = 5,39 \cdot (\rho_{l[Mn]} + Z^Y \cdot Z_{0_{Mn}}^Y) - \frac{4747}{T} - 28,37, \quad (3)$$

для определения активности железа

$$\lg a_{Fe} = 5,39 \cdot (\rho_{l[Fe]} + Z^Y \cdot Z_{0_{Fe}}^Y) - \frac{4747}{T} - 28,37. \quad (4)$$

Результаты сопоставления расчетных и экспериментальных данных представлены на рис. 2.

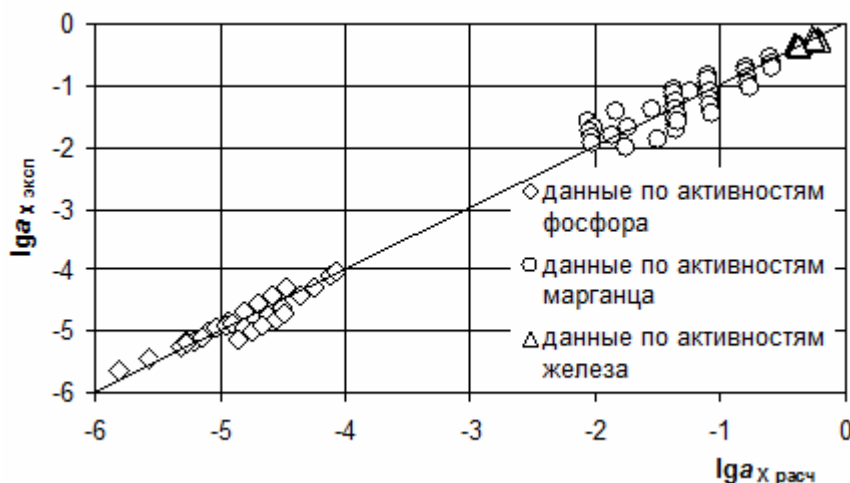


Рисунок 2 - Соответствие экспериментальных и расчетных данных по (2) активностей марганца, железа и фосфора

Удовлетворительное согласование расчетных величин активностей фосфора, марганца и железа по формуле (2) с экспериментальными данными подтверждает корректность переноса модели (1) с одной системы на другую. Данный перенос имеет принципиальное значение, поскольку выражение (2) может быть рекомендовано как для вычисления активности фосфора, так и для вычисления активности марганца и железа в металле.

Для выявления характера изменения активности фосфора от содержания компонентов в расплаве и температуры проведен анализ полученного уравнения. Расчеты значений активности фосфора по

уравнению (1) велись для двух вариантов: - выплавка малофосфористого шлака с получением попутного металла с содержанием фосфора 2 - 4,5 %; - выплавка высокоуглеродистого ферромарганца бесфлюсовым способом с содержанием фосфора 0,05 - 0,6%. Содержание марганца в сплаве изменялось от 40 до 80%. Выявлено, что с ростом фосфора в металле активность фосфора возрастает, причем с повышением содержания марганца в сплаве активность фосфора уменьшается.

На рис. 3 в полулогарифмической шкале представлена зависимость коэффициента активности фосфора от отношения мольных долей марганца и фосфора при различных содержаниях марганца в сплаве. С ростом содержания марганца в сплаве коэффициент активности фосфора уменьшается. С повышением температуры активность фосфора возрастает, причем влияние температуры увеличивается с увеличением содержания фосфора в сплаве.

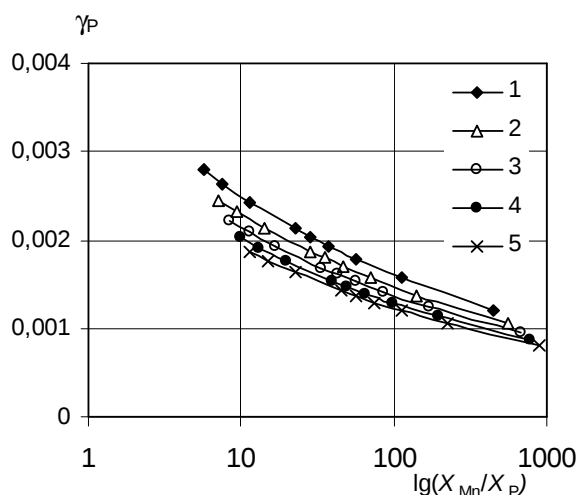


Рисунок 3 - Зависимость коэффициента активности фосфора от отношения мольных долей марганца и фосфора в металле с различным содержанием марганца в сплаве:

1 – 40% Mn в сплаве, 2 – 50%,
3 – 60%, 4 – 70%, 5 – 80%

Таким образом, получена модель, позволяющая определять активность фосфора в сложных системах на основе марганца с достаточной для практических целей точностью и возможностью переноса ее на другие системы, и выявлен характер изменения активности фосфора от содержания компонентов в расплаве и температуры.

Выводы

На качественно новом подходе, базирующемся на использовании сочетания трех видов параметров (параметра, характеризующего общее состояние системы; параметра, характеризующего состояние данного компонента в зависимости от его окружения; параметра, характеризующего индивидуальность данного компонента), получена модель для расчета активности фосфора в металле. На примере генерации модели для определения активности фосфора в металле показана возможность переноса моделей, полученных на одной трехкомпонентной системе, на другие системы.

Создана унифицированная математическая модель для расчета активности фосфора, марганца и кремния в металле с удовлетворительной для практического использования точностью. Сравнительным анализом экспериментальных с расчетными данными, подтверждена инвариантность относительно компонентности расплавов моделей на основе параметров межатомного взаимодействия.

Выявлен характер изменения активности фосфора от содержания компонентов в расплаве и температуры.

ЛИТЕРАТУРА

1. Термодинамические свойства расплавов системы железо-марганец-фосфор / А.И. Зайцев, Ж.В. Доброхотова, А.Д. Литвина, Б.М. Могутов // Неорганические материалы. - 1995. - Т. 31. - №9. - С.1164-1173.
2. Приходько Э. В. Металлохимия многокомпонентных систем / Э. В. Приходько. – М. : Металлургия, 1995. – 320 с.
3. Тогобицкая Д.Н. Моделирование процессов межфазного распределения элементов в системе металл-шлак при выплавке чугуна и стали // Металлургическая и горнорудная промышленность. – 1999. - №1. С. 8-10.
4. Оптимизация шихтовых и технологических условий доменной плавки на основе физико-химического и математического моделирования / Э.В. Приходько, А.Ф. Хамхотко, Д.Н. Тогобицкая, М.Н. Байрака // Совершенствование технологии доменного производства: сб. науч. тр. – М. : Металлургия, 1988. – С. 52-56.
5. Бараташвили И.Б. Термодинамика раствора фосфора в расплавах марганец-кремний-фосфор / И.Б. Бараташвили, Г.Г. Гвелесиани, Г.А. Ломтатидзе // Теория и практика металлургии марганца : сб. науч. тр. - М. : Наука, 1990. - С.5-9.
6. Термодинамический анализ и экспериментальные исследования процесса восстановительной дефосфорации расплавов марганца / В.Я. Дашевский, А.М. Кацнельсон, А.Д. Маслов и [др.] // Теория и практика металлургии марганца : сб. науч. тр. - М. : Наука, 1990. - С.96-99.

ИССЛЕДОВАНИЯ ЗАВИСИМОСТИ КОНСТРУКТИВНЫХ ПАРАМЕТРОВ КАРЬЕРНОГО АВТОСАМОСВАЛА НА ХАРАКТЕР ЕГО ЭКСПЛУАТАЦИОННЫХ ЗАТРАТ

Аннотация. В статье приведена математическая модель прямолинейного движения карьерного автосамосвала, как многомассовой системы с восемью степенями свободы на прямолинейном участке дороги с учетом состояния дорожного покрытия.

Ключевые слова. Расчетная схема, автосамосвал, эксплуатационные материалы.

Исследуя динамику автомобиля как сложной многомассовой системы, необходимо учитывать, что при различных режимах движения влияние механических характеристик отдельных элементов машины проявляется в разной степени. Проведем исследование динамики прямолинейного движения машины с учетом продольного уклона дороги, для определения изменения силы тяги F_t от конструктивных параметров машины.

При составлении расчетной схемы автомобиля допускаем, что механические характеристики колес, расположенных на одной оси соответствующих мостов – одинаковы. В этом случае автосамосвал можно представить в виде системы тел (рис. 1), соединенных между собой упругими и неупругими связями.

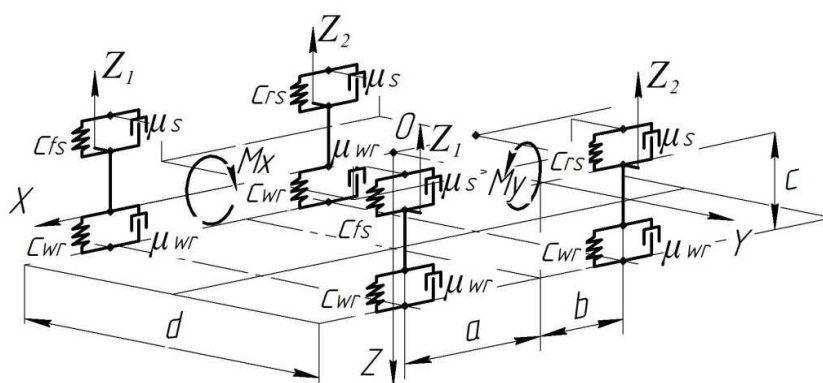


Рисунок 1 – Пространственная расчетная схема транспортного средства

На рис. 1 обозначено: a, b, c – размеры, определяющие положение центра масс автомобиля относительно осей колес и полотна дороги, межосевое расстояние (база автосамосвала) – $L=(a+b)$, d – колея автосамосвала; c_{wr}, μ_{wr} – коэффициенты жесткости и демпфирования передних и задних колес; $c_s, c_{wr}, \mu_s, \mu_{wr}$ – коэффициенты жесткости и демпфирования соответственно подвесок и колес; Z – относительное перемещение подрессоренной массы кузова перпендикулярно курсу движения автомобиля; Z_1, Z_2 – перемещение осей соответственно передних и задних колес перпендикулярно курсу движения автомобиля; X – перемещение центра масс автомобиля по курсу его движения; φ – угол поворота кузова относительно оси, проходящей через центр масс кузова перпендикулярно плоскости XOZ ; φ_1, φ_2 – угол поворота колес относительно оси; ψ – угол поворота кузова вокруг оси X ; α – угол наклона полотна дороги по направлению движения; $m_1, m_2, m_B, G_1, G_2, G$ – масса и вес соответственно передних, задних колес и кузова автосамосвала. Взаимодействие с дорожным покрытием выражается через нормальные реакции R_F, R_R , и силы сопротивления качению F_{k1} и F_{k2} .

Движение автомобиля рассматриваем в плоскости XOZ , проходящей через продольную ось автомобиля.

Для составления уравнения движения воспользуемся уравнением Лагранжа второго рода, где при составлении выражений для кинетической T и потенциальной энергии Π , диссипативной функции D , были использованы значения масс и моментов инерции $m_1, m_2, m_B, J_{YB}, J_{XB}, J_{Y1}, J_{Y2}$. В качестве обобщенных координат Q_i были выбраны $X, Z_1, Z_2, Z, \varphi_1, \varphi_2, \varphi, \psi$.

Кинетическая энергия всей системы:

$$T = \frac{1}{2} \cdot (J_{XB} \cdot \dot{\psi}^2 + J_{YB} \cdot \dot{\phi}^2 + \dot{X}^2 \left(\frac{2(J_1 + J_2)}{r^2} + 2m_1 + 2m_2 + m_B \right) + J_{Y1} \cdot \dot{\phi}_1^2 + J_{Y2} \cdot \dot{\phi}_2^2 + m_B \cdot \dot{Z}^2 + m_1 \cdot \dot{Z}_1^2 + m_2 \cdot \dot{Z}_2^2);$$

Потенциальная энергия всей системы:

$$\Pi = \frac{1}{2} \cdot (c_s (\Delta_1^2 + \Delta_2^2 + \Delta_3^2 + \Delta_4^2) + c_{wr} (\delta_1^2 + \delta_2^2 + \delta_3^2 + \delta_4^2));$$

Диссипативная функция:

$$D = \frac{1}{2} \cdot (\mu_s (\dot{\Delta}_1^2 + \dot{\Delta}_2^2 + \dot{\Delta}_3^2 + \dot{\Delta}_4^2) + \mu_{wr} (\dot{\delta}_1^2 + \dot{\delta}_2^2 + \dot{\delta}_3^2 + \dot{\delta}_4^2));$$

$\Delta i, \dot{\Delta} i$ – соответственно перемещение и скорость центра масс кузова автосамосвала, в процессе движения по заданному профилю пути.

$\delta i, \dot{\delta} i$ – соответственно перемещение и скорость центра масс колес передней и задней подвески, в процессе движения по заданному профилю пути.

Перемещение и скорость центра масс кузова автосамосвала, в процессе движения по заданному профилю пути:

$$\begin{aligned}\Delta_1 &= Z + \psi \cdot \frac{L}{2} + \phi \cdot a - (Z_1 + \frac{\phi_1 \cdot L}{2}); \\ \Delta_2 &= Z - \psi \cdot \frac{L}{2} + \phi \cdot a - (Z_1 - \frac{\phi_1 \cdot L}{2}); \\ \Delta_3 &= Z + \psi \cdot \frac{L}{2} - \phi \cdot b - (Z_2 + \frac{\phi_2 \cdot L}{2}); \\ \Delta_4 &= Z - \psi \cdot \frac{L}{2} - \phi \cdot b - (Z_2 - \frac{\phi_2 \cdot L}{2});\end{aligned}\tag{1}$$

Перемещение центра масс колес передней и задней подвески, в процессе движения по заданному профилю пути:

$$\begin{aligned}\delta_1 &= Z_1 - \phi_1 - P(x); \\ \delta_2 &= Z_2 - \phi_2 - P(x); \\ \delta_3 &= Z_1 + \phi_1 - P(x); \\ \delta_4 &= Z_2 + \phi_2 - P(x),\end{aligned}\tag{2}$$

Функция $P(x)$ – предлагаемый авторами полином, описывающий характеристику пути.

После подстановки и решения в программном продукте "*Wolfram Mathematica*" выражений для кинетической и потенциальной энергии, диссипативной функции с учетом зависимостей (1, 2, 3), а также соответствующих преобразований приходим к системе 8 дифференциальных уравнений второго порядка. Решение уравнений описывают изменения обобщенных координат, которые позволяют оценить динамику автомобиля с учетом характера дороги.

$$\left\{ \begin{aligned}
& \left(\frac{2(J_1 + J_2)}{r^2} + 2m_1 + 2m_2 + m_B \right) \cdot \ddot{X} = 0; \\
& \frac{1}{2} c_s (2(\cos(\frac{L}{2} \phi_1) + Z - Z_1 + a\dot{\phi} - \frac{L}{2} \psi) + 2(\cos(\frac{L}{2} \phi_2) + Z - Z_2 - b\dot{\phi} - \frac{L}{2} \psi) + 2(-\cos(\frac{L}{2} \phi_1) + \\
& + Z - Z_1 + a\dot{\phi} + \frac{L}{2} \psi) + 2(-\cos(\frac{L}{2} \phi_2) + Z - Z_2 - b\dot{\phi} + \frac{L}{2} \psi)) + \frac{1}{2} \mu_s (2(-\sin(\frac{L}{2} \phi_1) + \dot{Z} - \dot{Z}_1 + a\dot{\phi} - \frac{L}{2} \dot{\psi}) + 2(-\sin(\frac{L}{2} \phi_2) + \\
& + \dot{Z} - \dot{Z}_2 - b\dot{\phi} - \frac{L}{2} \dot{\psi}) + 2(\sin(\frac{L}{2} \phi_1) + \dot{Z} - \dot{Z}_1 + a\dot{\phi} + \frac{L}{2} \dot{\psi}) + 2(\sin(\frac{L}{2} \phi_2) + \dot{Z} - \dot{Z}_2 - b\dot{\phi} + \frac{L}{2} \dot{\psi})) \cdot m_B \ddot{Z} = 0 \\
& \frac{1}{2} (4c_{wr}(-P + Z_1 - \phi_1) + c_s(-2(\cos(\frac{L}{2} \phi_1) + Z - Z_1 + a\dot{\phi} - \frac{L}{2} \psi) - 2(-\cos(\frac{L}{2} \phi_1) + Z - Z_1 + a\dot{\phi} + \frac{L}{2} \psi))) + \\
& + \frac{1}{2} (4\mu_{wr}(-\dot{P} + \dot{Z}_1 - \dot{\phi}_1) + \mu_s(-2(-\sin(\frac{L}{2} \phi_1) + \dot{Z} - \dot{Z}_1 - a\dot{\phi} - \frac{L}{2} \dot{\psi}) - 2(\sin(\frac{L}{2} \phi_1) + \dot{Z} - \dot{Z}_1 - a\dot{\phi} + \frac{L}{2} \dot{\psi}))) + m_1 \cdot \ddot{Z}_1 = 0; \\
& \frac{1}{2} (4c_{wr}(-P + Z_2 - \phi_2) + c_s(-2(\cos(\frac{L}{2} \phi_2) + Z - Z_2 + b\dot{\phi} - \frac{L}{2} \psi) - 2(-\cos(\frac{L}{2} \phi_2) + Z - Z_2 + b\dot{\phi} + \frac{L}{2} \psi))) + \\
& + \frac{1}{2} (4\mu_{wr}(-\dot{P} + \dot{Z}_2 - \dot{\phi}_2) + \mu_s(-2(-\sin(\frac{L}{2} \phi_2) + \dot{Z} - \dot{Z}_2 - b\dot{\phi} - \frac{L}{2} \dot{\psi}) - 2(\sin(\frac{L}{2} \phi_2) + \dot{Z} - \dot{Z}_2 - b\dot{\phi} + \frac{L}{2} \dot{\psi}))) + m_2 \cdot \ddot{Z}_2 = 0; \\
& \frac{1}{2} c_s (2a(\cos(\frac{L}{2} \phi_1) + Z - Z_1 + a\dot{\phi} - \frac{L}{2} \psi) - 2b(\cos(\frac{L}{2} \phi_2) + Z - Z_2 - b\dot{\phi} - \frac{L}{2} \psi) + 2a(-\cos(\frac{L}{2} \phi_1) + Z - Z_1 + a\dot{\phi} + \frac{L}{2} \psi) - \\
& - 2b(-\cos(\frac{L}{2} \phi_2) + Z - Z_2 - b\dot{\phi} + \frac{L}{2} \psi)) + \frac{1}{2} \mu_s (2a(-\sin(\frac{L}{2} \phi_1) + \dot{Z} - \dot{Z}_1 + a\dot{\phi} - \frac{L}{2} \dot{\psi}) - 2b(-\sin(\frac{L}{2} \phi_2) + \dot{Z} - \dot{Z}_2 - b\dot{\phi} - \frac{L}{2} \dot{\psi}) + \\
& + 2a(\sin(\frac{L}{2} \phi_1) + \dot{Z} - \dot{Z}_1 + a\dot{\phi} + \frac{L}{2} \dot{\psi}) - 2b(\sin(\frac{L}{2} \phi_2) + \dot{Z} - \dot{Z}_2 - b\dot{\phi} + \frac{L}{2} \dot{\psi})) + J_{YB} \ddot{\phi} = 0; \\
& \frac{1}{2} (-4c_{wr}(-P + Z_1 - \phi_1) + c_s(-L(\sin(\frac{L}{2} \phi_1)(\cos(\frac{L}{2} \phi_1) + Z - Z_1 + a\dot{\phi} - \frac{L}{2} \psi) + L\sin(\frac{L}{2} \phi_1)(\cos(\frac{L}{2} \phi_1) + Z - Z_1 + a\dot{\phi} + \frac{L}{2} \psi))) + \\
& \frac{1}{2} (-4\mu_{wr}(-\dot{P} + \dot{Z}_1 - \dot{\phi}_1) + \mu_s(-L(\cos(\frac{L}{2} \phi_1)(-\sin(\frac{L}{2} \phi_1) + \dot{Z} - \dot{Z}_1 + a\dot{\phi} - \frac{L}{2} \dot{\psi}) + L\cos(\frac{L}{2} \phi_1)(\sin(\frac{L}{2} \phi_1) + \dot{Z} - \dot{Z}_1 + a\dot{\phi} + \frac{L}{2} \dot{\psi}))) J_{Y1} \ddot{\phi}_1 = 0; \\
& \frac{1}{2} (-4c_{wr}(-P + Z_2 - \phi_2) + c_s(-L(\sin(\frac{L}{2} \phi_2)(\cos(\frac{L}{2} \phi_2) + Z - Z_2 - b\dot{\phi} - \frac{L}{2} \psi) + L\sin(\frac{L}{2} \phi_2)(-\cos(\frac{L}{2} \phi_2) + Z - Z_1 - a\dot{\phi} + \frac{L}{2} \psi))) + \\
& \frac{1}{2} (-4\mu_{wr}(-\dot{P} + \dot{Z}_2 - \dot{\phi}_2) + \mu_s(-L(\cos(\frac{L}{2} \phi_2)(-\sin(\frac{L}{2} \phi_2) + \dot{Z} - \dot{Z}_2 + b\dot{\phi} - \frac{L}{2} \dot{\psi}) + L\cos(\frac{L}{2} \phi_2)(\sin(\frac{L}{2} \phi_2) + \dot{Z} - \dot{Z}_1 - b\dot{\phi} + \frac{L}{2} \dot{\psi}))) J_{Y2} \ddot{\phi}_2 = 0; \\
& \frac{1}{2} c_s (-L(\cos(\frac{L}{2} \phi_1) + Z - Z_1 + a\dot{\phi} - \frac{L}{2} \psi) - L(\cos(\frac{L}{2} \phi_2) + Z - Z_2 - b\dot{\phi} - \frac{L}{2} \psi) + L(-\cos(\frac{L}{2} \phi_1) + Z - Z_1 + a\dot{\phi} + \frac{L}{2} \psi) + \\
& + L(-\cos(\frac{L}{2} \phi_2) + Z - Z_2 - b\dot{\phi} + \frac{L}{2} \psi)) + \frac{1}{2} \mu_s (-L(-\sin(\frac{L}{2} \phi_1) + \dot{Z} - \dot{Z}_1 + a\dot{\phi} - \frac{L}{2} \dot{\psi}) - L(-\sin(\frac{L}{2} \phi_2) + \dot{Z} - \dot{Z}_2 - b\dot{\phi} - \frac{L}{2} \dot{\psi}) + \\
& + L(\sin(\frac{L}{2} \phi_1) + \dot{Z} - \dot{Z}_1 + a\dot{\phi} + \frac{L}{2} \dot{\psi}) + L(\sin(\frac{L}{2} \phi_2) + \dot{Z} - \dot{Z}_2 - b\dot{\phi} + \frac{L}{2} \dot{\psi})) + J_{XB} \ddot{\psi} = 0,
\end{aligned} \right.$$

Задачей исследования является оценка влияния конструктивных параметров автосамосвала на тягово-скоростные характеристики автосамосвала с учетом профиля и характера подъема, следовательно, для определения тяговых характеристик автосамосвала необходимо воспользоваться уравнениями распределения реакций на передние и задние колеса, а также включить в расчет продольный уклон дороги.

Ускорение всей системы в момент движения автосамосвала по дороге с продольным уклоном и неровностями не постоянно, это влечет изменение величины силы тяги системы, то есть на систему действуют следующие силы сопротивления:

сила сопротивления качению F_K :

$$F_K = F_{K1} + F_{K2},$$

где F_{K1} , F_{K2} – силы сопротивления качению на колесах соответственно передней и задней оси автосамосвала:

$$F_{K1} = f_k \cdot R_F;$$

$$F_{K2} = f_k \cdot R_R,$$

где f_k – коэффициент сопротивления качению, зависит от уплотнения грунта, высоты неровности и радиуса колеса, принимаем равным

0,197 (движение по крупному щебню, с перепадами неровностей в 0,2 м описывается в функции $P(x)$).

Реакция на заднюю ось:

$$R_R = \frac{1}{a+b} \left(m_1 \cdot r + \frac{J_1}{r} + m_2 \cdot r + \frac{J_1}{r} + m_B \cdot c \right) \cdot \ddot{X} + G_B \cos \phi \cdot a - \\ - G_B \cdot \sin \phi \cdot c - G_1 \cdot \sin \phi \cdot r + G_2 \cdot \cos \phi \cdot (a+b) - G_2 \cdot \sin \phi \cdot r$$

Реакция на переднюю ось:

$$R_F = (G_1 + G_2 + G_B) \cdot \cos \phi - R_R$$

Сила F_V сопротивления воздуха принимается равной 0, в результате малых скоростей.

Сила сопротивления подъему:

$$F_{II} = Ga \cdot \sin \phi;$$

Сила инерции всей системы:

$$F_i = \left(m_1 \cdot r + \frac{J_1}{r} + m_2 \cdot r + \frac{J_1}{r} + m_B \cdot c \right) \cdot \ddot{X}$$

Тогда сила тяги всей системы будет равна сумме сил сопротивления:

$$F_t = F_K + F_V + F_{II} + F_i;$$

Исследования показали, что при наличии возможности изменения межосевого расстояния (базы автосамосвала рис.2), применив механизм для изменения положения центра масс и межосевого расстояния (МЦМ), происходит значительное уменьшение необходимой силы тяги при движении по дороге с продольным уклоном 7%, о чем свидетельствуют результаты, представленные на рис.3

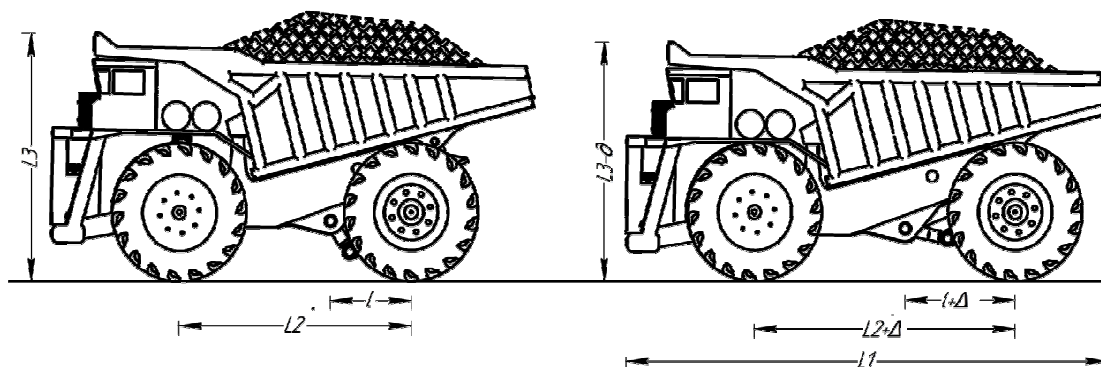


Рисунок 2 – Карьерный автосамосвал с обычным и измененным межосевым расстоянием

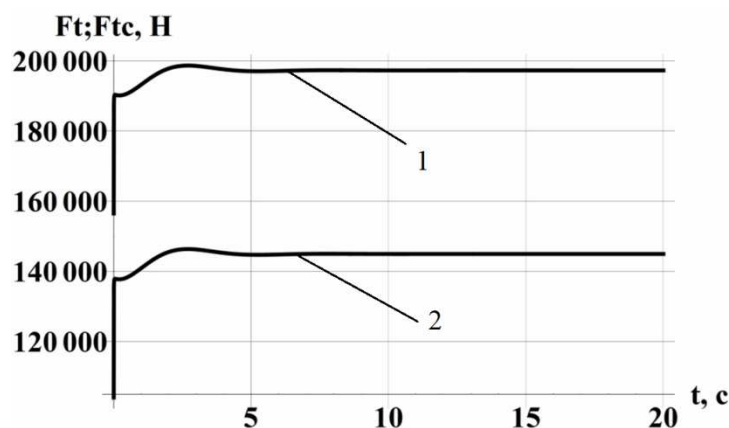


Рисунок 3 – Сила тяги всей системы, приложенная к ведущим колесам по дороге с продольным углом наклона $i = 7\%$:

1 – с обычной базой (межосевое расстояние $L=5,3\text{м}$);

2 – с измененной базой (межосевым расстоянием $L=5,96\text{м}$).

Поскольку вся совокупность горнотехнических условий в случае применения автосамосвала с МЦМ делится на две области, определяющие два основных режима работы автосамосвала (с полным применением МЦМ, без него), для каждого режима работы автосамосвала с МЦМ должна быть определена топливная экономичность в зависимости от горнотехнических условий. Для этого выбрано два сравнительных метода расчета топлива, первый из которых разработан специалистами ПО «БелАЗ», в котором проведена оценка скоростных режимов эксплуатации карьерного автосамосвала в двух основных режимах работы, второй метод позволяет с достаточной точностью определять расход топлива для конкретных условий эксплуатации, по методике профессора Кулешова А.А. Санкт-Петербургского горного института, исследования позволяют установить многофакторные зависимости расхода топлива карьерными самосвалами от горнотехнических и других условий.

Первой методикой расчета расхода топлива является комплекс классических формул теории автомобиля применительно к особенностям эксплуатации карьерных самосвалов. Метод позволяет с достаточной точностью определить расход топлива для любых сложных условий движения, когда трасса движения включает участки с подъемами, горизонтальными участками и спусками и перемещение самосвалов может происходить в загруженном и порожнем состоянии в любых направлениях.

Расход топлива самосвалом (л/100 км) при движении на подъемах и горизонтальных участках дорог можно определить по формуле:

$$Q_T = \frac{Q_T^{уд} \cdot F_d \cdot k_{пр}}{3600 \cdot \rho_T \cdot \eta_{тр}}, \text{ л/100 км;} \quad (3)$$

где $Q_{удm}$ - удельный расход топлива двигателем самосвала при номинальной мощности (определяется по характеристике двигателя), г/кВт.ч;

F_d - сила сопротивления дороги, Н, $F_d = (k_{ск} + i) G_c \cdot g$;

$k_{ск}$ - коэффициент сопротивления качению; i - продольный уклон дороги, %;

G_c - масса самосвала (груженого или порожнего в зависимости от условий движения на участке, по которому ведется расчет), кг;

$k_{пр}$ - коэффициент использования пробега с грузом. Для большинства случаев принимается 0,4. Только в случае расположения зоны стоянки и техобслуживания самосвалов непосредственно на борту карьера и организации заправки самосвалов топливом в карьере принимается 0,5;

g - ускорение свободного падения, м/с².

ρ_m - плотность дизельного топлива при температуре 20°C (кг/л), принимается 0,83 кг/л.

$\eta_{тр}$ - КПД трансмиссии самосвала, принимается для двухосных самосвалов 0,85.

Расход топлива (л/100 км) при движении самосвалов на спусках карьерных дорог принимается в процентах от расхода топлива для преодоления этого подъема груженым самосвалом.

Расчет расхода топлива самосвалом при движении на подъемах и горизонтальных участках дорог с применением навесного оборудования трансмиссии. Допустим, что автосамосвал двигался на всем протяжении дороги в загруженном состоянии, а в порожнем состоянии среднетехническая скорость составляла 45 км/ч, тогда расчет расхода топлива до момента нахождения технической скорости остается неизменным.

$$Z_{кап/100} = Q_{т.100/ч}^ч \cdot C_{литр}, \text{ грн/100км} \quad (4)$$

где $C_{литр}$ –стоимость одного литра топлива (принимаем оптовую стоимость дизельного топлива равным 8,4 грн.).

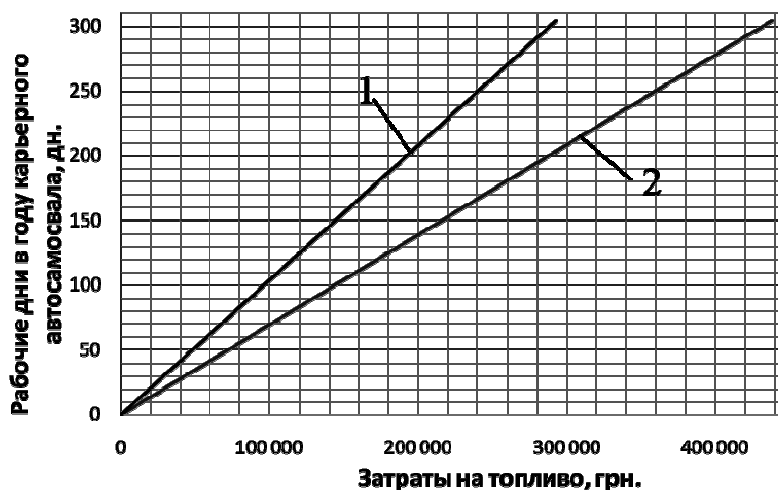


Рисунок 4 – Характеристический график капитальных затрат, при эксплуатации автосамосвала в год:

- 1 – С продольным уклоном дороги в 12%, с измененной базой (межосевым расстоянием $L=5,96\text{м}$);
- 2 – С продольным уклоном дороги в 8 %, с обычной базой (межосевое расстояние $L=5,3\text{м}$);

Таим образом видна годовая экономия капитальных затрат на топливо в первом случае, применение МЦМ составляет 33,1% – 144832,5 грн/год.

Выводы

1. Проявляющиеся при преодолении препятствий на протяжении пути с постоянным продольным уклоном дороги карьерным автосамосвалом, собственные колебания, значительно влияют на величину силы тяги F_t , и рассеиваются по отношению к установившемуся движению рис. 3.

2. Получена пространственная математическая модель движения карьерного автосамосвала, позволяет оценить влияние изолированной неровности дороги, а также конструкционных параметров автосамосвала на основные динамические и эксплуатационные тяговые характеристики.

3. На основании установленных зависимостей проведены исследования топливной экономичности автосамосвалов с МЦМ в определенных горнотехнических условиях рис.4. Результаты показали, что на топливную экономичность оказывают влияние не только но-

минальные характеристики двигателя, но и внедрение новых конструктивных решений.

ЛИТЕРАТУРА

1. Зырянов И.В. Повышение эффективности систем карьерного автотранспорта в экстремальных условиях эксплуатации : автореф. дис. на здобуття наук. ступеня докт. техн. наук : спец. 05.05.06 „Гірничі машини” / И.В. Зырянов. – Санкт-Петербург, 2006. – 20 с.
2. Бунякин А.В. Комплексная оценка и прогнозирование показателей качества эксплуатации карьерных автосамосвалов: автореф. дис. на здобуття наук. ступеня канд. техн. наук : спец. 05.05.06 „Гірничі машини” / А.В. Бунякин. – Кемерово, 2004. – 20 с.
3. Смирнов Г.А. Теория движения колесных машин / Глеб Смирнов. – М : Машиностроение, 1990. – 352 с.

Г.І. Ларіонов, М.Г. Ларіонов

**ПРО НАБЛИЖЕНЕ ПРЕДСТАВЛЕННЯ РЯДУ ТЕЙЛОРА
ДЛЯ N -ВИМІРНИХ ФУНКЦІЙ ДОБУТКОМ ЙОГО
ОДНОМІРНИХ ПРЕДСТАВЛЕНЬ**

Анотація. У наведеній роботі розглянута можливість представлення ряду Тейлора для багатовимірних функцій добутком його одномірних представлень. Наведено теорему про верхню межу представлення для n вимірних функцій у вигляді добутку одномірних. Наведено приклад.

Ключові слова: багатовимірна функція, ряд Тейлора, одновимірні функції, добуток.

Для функції $F(X) = F(x_1, x_2, \dots, x_n)$ – неперервної функції n незалежних змінних $x_1, x_2, \dots, x_n$ і означеній у замкнутій області $\bar{D}$ у околі точки $M(x_0) \in \bar{D}$ існує ряд Тейлора, який є однією з найпоширеніших процедур при оцінці поведінки функції у її околі [1]. Таке представлення для одномірних функцій $n=1$ є зручним і не викликає жодних ускладнень при визначенні його збіжності:

$$F(x) \approx \sum_{v=0}^n \frac{F^{(v)}(x_0)}{v!} (x - x_0)^v + R_v(x), \quad (1)$$

де $R_v(x)$ – залишковий член ряду; v – порядок похідної.

Процедура визначення його ускладнюється коли мірність простору $n > 3$. Ця обставина істотно зменшує привабливість використання ряду Тейлора для визначення функції у околі точки $M(x_1^0, x_2^0, x_3^0, \dots, x_n^0)$. Так для випадку $n=2$ ряд Тейлора має вигляд:

$$F(x, y) \approx \sum_{k=0}^n \frac{1}{k!} \left(\left\{ (x - x_0) \frac{\partial}{\partial x} + (y - y_0) \frac{\partial}{\partial y} \right\}^k F \right) \bigg|_{x_0, y_0} + R_n(x, y), \quad (2)$$

де $R_n(x, y)$ – залишковий член ряду; k – порядок частинних похідних.

Ускладнює процедуру необхідність контролювати збіжність такого ряду, результат визначення якої не завжди є позитивним. Представляється актуальним задача наближеного представлення ряду Тейлора для n вимірних функцій більш простими бажано одномірними функціями.

Відомо, що в околі точки $M(X_0) \in \overline{D}$, де $X_0 = X(x_1^0, x_2^0, \dots, x_n^0)$, функція може бути представлена у різних способах. Для інженерних розрахунків особливого значення набуває представлення функції у вигляді добутку функцій, кожна з яких є залежною лише від однієї змінної [2].

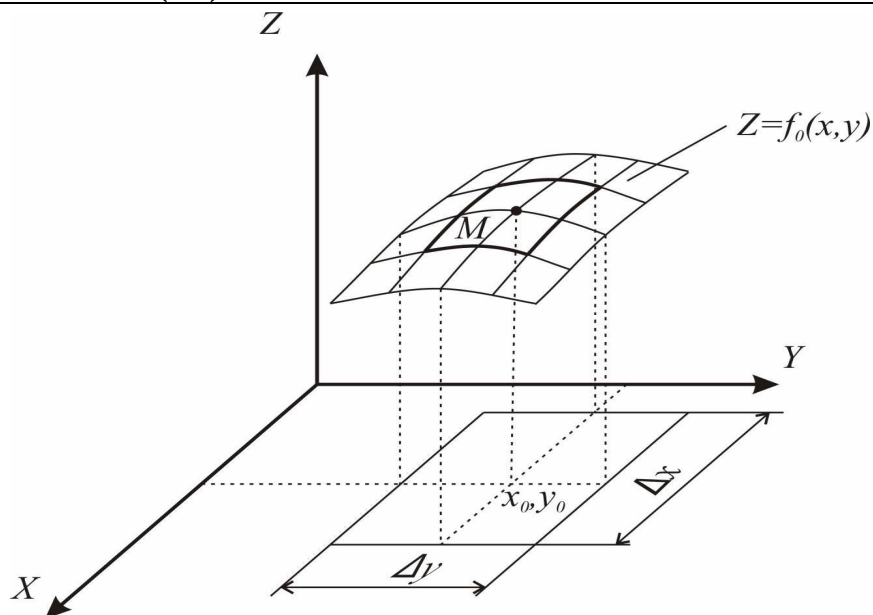
Нижче наведено теорему про існування представлення функцій у околі точки n мірного простору добутком функцій, кожна з яких залежить від однієї змінної, та отримано верхню межу похибки такого представлення [2]

Нехай функція $F(X) = F(x_1, x_2, \dots, x_n)$ – неперервна функція n незалежних змінних $x_1, x_2, \dots, x_n$, означена у замкнутій області D . Вважаємо, що функція F має частинні похідні першого порядку, обмежені у області D . Припустимо, що $X_0 = (x_1^0, x_2^0, \dots, x_n^0)$ – деяка точка, що належить D .

Нехай $\Delta_{X_0} = \Delta_{x_1^0} \otimes \Delta_{x_2^0} \otimes \dots \otimes \Delta_{x_n^0}$, де $\Delta_{x_i} = [a_i, b_i]$, $a_i + b_i = 2x_i^0$ ($i = \overline{1, n}$); a_i та b_i – довільні дійсні числа; N і K – деякі додатні сталі. Символ $\otimes$ означає декартів добуток множин. Іншими словами,

$$\Delta_{x_0} = \left\{ X = (x_1, x_2, \dots, x_n) : x_i \in \Delta_{x_i^0} \right\}, \quad i = \overline{1, n}.$$

Нехай $\Delta_{X_0} \subset D$ (рис. 1).

Рисунок 1 - Вибір околу точки (x_0, y_0)

Умови обмеження функції $F(X)$ можна записати у вигляді:

$$\max_{X \in \Delta_{X_0}} |F(X)| \leq N;$$

$$\max_{X \in \Delta_{X_0}} \left\{ \left| \frac{\partial F(X)}{\partial x_1} \right|, \left| \frac{\partial F(X)}{\partial x_2} \right|, \dots, \left| \frac{\partial F(X)}{\partial x_n} \right| \right\} \leq K,$$

де N та K – деякі сталі.

Фіксуючи зазначеним нижче чином $(n-1)$ змінну, утворимо n наступних функцій:

$$f_1(x_1) = F(x_1, x_1^0, \dots, x_n^0);$$

$$f_2(x_2) = F(x_1^0, x_2, \dots, x_n^0);$$

.....

$$f_n(x_n) = F(x_1^0, x_2^0, \dots, x_n).$$

Вважаємо, що $f_i(x_i) \in C(\Delta_{x_i^0})$ ($i = \overline{1, n}$), де $C(\Delta_{x_i^0})$ – множина функцій, неперервних на відрізку $\Delta_{x_i^0}$. Очевидно, що функція f_i ($i = \overline{1, n}$) обмежена на відрізку $\Delta_{x_i^0}$, тобто

$$\max_{x_i \in \Delta_{x_i^0}} |f_i(x_i)| \leq M_i \quad (i = \overline{1, n}),$$

де M – довільна стала.

Нехай $G_i \subset C(\Delta_{x_i^0})$, $i = \overline{1, n}$ – деякий підпростір, що належить $C(\Delta_{x_i^0})$. Вважаємо, що підпростір G_i є зліченим і всюди щільним у просторі $C(\Delta_{x_i^0})$, тобто для довільної функції $f_i(x_i) \in C(\Delta_{x_i^0})$, $i = \overline{1, n}$ та будь-якого числа $\delta > 0$ існує деяка функція $g \in G_i$, така, що

$$\max_{x_i \in \Delta_{x_i^0}} |f_i(x_i) - g_i(x_i)| \leq \delta_i, i = \overline{1, n}.$$

Розглянемо на множині G_i деякий скінченновимірний підпростір $G(n_i) \in G_i$ такий, що $\dim G(n_i) = n_i$. При цьому для довільної функції $f \in C(\Delta_{x_i^0})$ маємо

$$E_{n_i}(f)_C = \inf_{g \in G(n_i)} \max_{x_i \in \Delta_{x_i^0}} |f(x_i) - g(x_i)| \leq C_f \phi(n_i),$$

де $E_{n_i}(f)_C$ – найкраще наближення функції $f \in C(\Delta_{x_i^0})$ елементами скінченновимірного підпростору $G(n_i)$; C_f – деяка стала, яка залежить від функції f та не залежить від числа n_i ; $\phi(n_i)$ – деяка спадна функція, яка визначається апроксимативними характеристиками підпростору $G(n_i)$ і така, що $\phi(n_i) \rightarrow 0$ при $n_i \rightarrow \infty$.

Визначимо наступний підпростір $\Omega(\Delta_{X_0})$, який складається з функцій такого виду:

$$\phi(X) = \alpha \prod_{i=1}^n g_i(x_i),$$

де α – довільна стала; $g_i \in G_i$, $(i = \overline{1, n})$ – будь-які функції.

Позначимо через

$$E(F, \Omega(\Delta_{X_0}))_C = \inf_{\phi \in \Omega(\Delta_{X_0})} \max_{X \in \Delta_{X_0}} |F(X) - \phi(X)|$$

найкраще наближення функції $F \in C(\overline{D})$, де $\overline{D}$ – замикання множини D елементами підпростору $\Omega(\Delta_{X_0})$, а $C(\overline{D})$ – клас всіх неперервних на $\overline{D}$ функцій.

Теорема. Нехай $\delta = (\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_n)$ – деяка точка n -вимірного простору, така, що $0 < \delta_i < \varepsilon$, $(i = \overline{1, n})$, $\varepsilon > 0$ – довільна стала; функція $F \in C(\overline{D})$ має на множині D частинні похідні першого порядку і задовольняє вищенаведеним обмеженням.

Тоді на множині $\Omega(\Delta_{x_0})$ існує така функція $\phi_*(X) = \alpha_* \prod_{i=1}^n g_i^*(x_i)$, для якої має місце наступна нерівність:

$$E(F, \Omega(\Delta_{x_0})) \leq \|F - \phi_*\| \leq C_F \left(\sum_{i=1}^n |\Delta_{x_i}| \right),$$

де $|\Delta_{x_i}|$ – довжина відрізка Δ_{x_i} , $(i = \overline{1, n})$; C_F – деяка стала, яка залежить від функції F і не залежить від n .

Таким чином функцію двох змінних можна представити у вигляді:

$$F(x, y) = A f(x, y_0) f(x_0, y) = A g_1(x) g_2(y),$$

де $g_1(x); g_2(y)$ – функції, які апроксимують функції $F(x, y_0); F(x_0, y)$.

Якщо у якості функцій апроксимації $g_1(x); g_2(y)$ взяти одномірне представлення функцій $F(x, y_0); F(x_0, y)$ рядами Тейлора (1), тобто:

$$g_1(x) = \sum_{v=0}^n \frac{F^{(v)}(x, y_0)}{v!} (x - x_0)^v; g_2(y) = \sum_{k=0}^n \frac{F^{(k)}(x_0, y)}{k!} (y - y_0)^k,$$

тоді матимемо

$$F(x, y) = A \sum_{v=0}^n \frac{g_1^{(v)}(x_0)}{v!} (x - x_0)^v \sum_{k=0}^n \frac{g_2^{(k)}(x_0, y)}{k!} (y - y_0)^k. \quad (3)$$

Нехай в формулах (2) і (3) функція визначається в одній і тій же точці $M(x_0, y_0)$. Порівняємо похибки у визначенні функції $F(x, y)$ у околі цієї точки згідно з формулами (2) і (3). У якості тестової функції оберемо $F(x, y) = x^4 + y^4, (x, y) \in (0, 1)$ (рис. 2). Виконано графічне

порівняння двох представлень функції у околі точки $M(X_0)$;
 $X_0 = (x_0, y_0) = (0,5, 0,5)$.

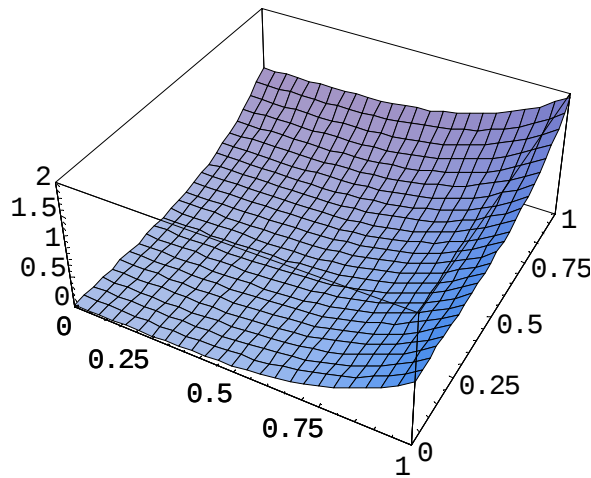


Рисунок 2 - Представлення функції рядом Тейлора для $n=2$

Ряд Тейлора для $n=2$ матиме вид (рис. 3):

$$f(x, y) = 0,125 + 0,5(x - 0,5) + 1,5(x - 0,5)^2 + 2,0(x - 0,5)^3 + 1,0(x - 0,5)^4 + \\ + 0,5(y - 0,5) + 1,5(y - 0,5)^2 + 2,0(y - 0,5)^3 + 1,0(y - 0,5)^4.$$

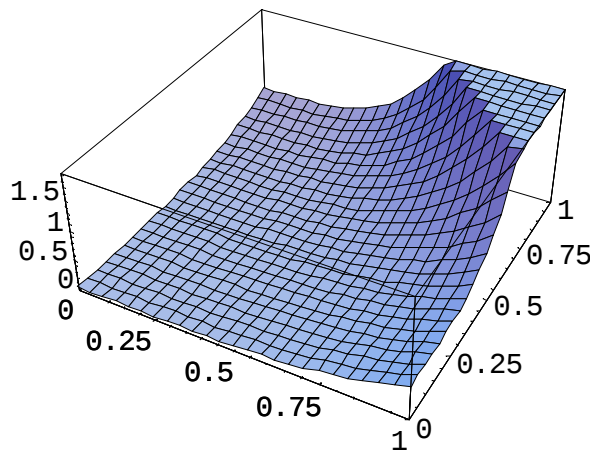


Рисунок 3 - Представлення функції добутком одномірних рядів Тейлора

У наведеному рис. 3:

$$g_1(x) = 0,125 + 0,5(x - 0,5) + 1,5(x - 0,5)^2 + 2(x - 0,5)^3 + (x - 0,5)^4; \\ g_2(y) = 0,125 + 0,5(y - 0,5) + 1,5(y - 0,5)^2 + 2(y - 0,5)^3 + (y - 0,5)^4.$$

Порівняння наведених функцій представлено на рис. 4.

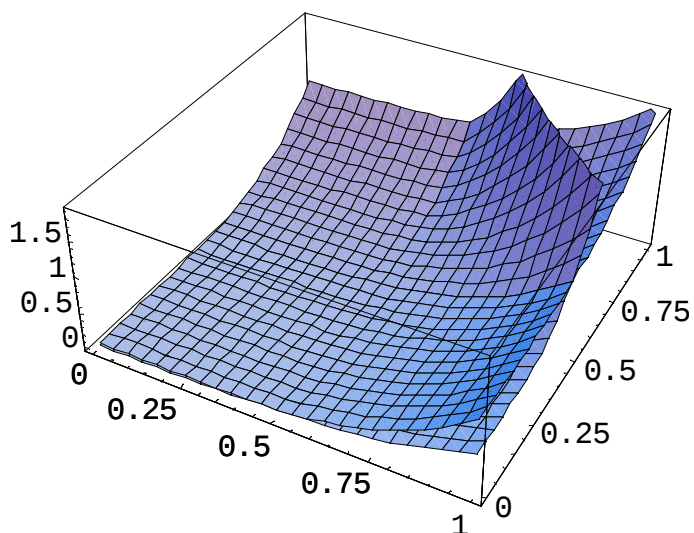


Рисунок 4 - Суміщене графічне зображення двох представлень функції

Розподіл відносної похибки у околі точки $M(X_0)$ представлено на рис. 5.

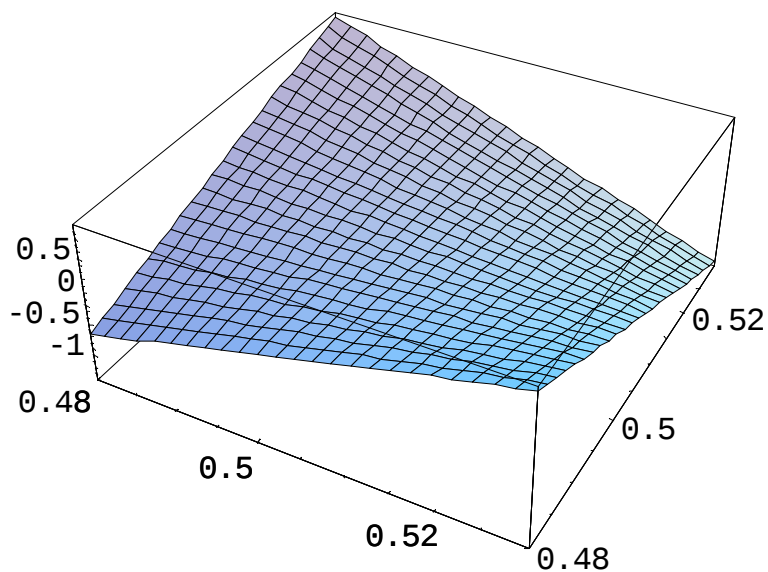


Рисунок 5 - Розподіл відносної похибки у околі точки

Розподіл відносної похибки у околі точки $M(X_0)$ вздовж лінії $y = x$ представлено на рис. 6.

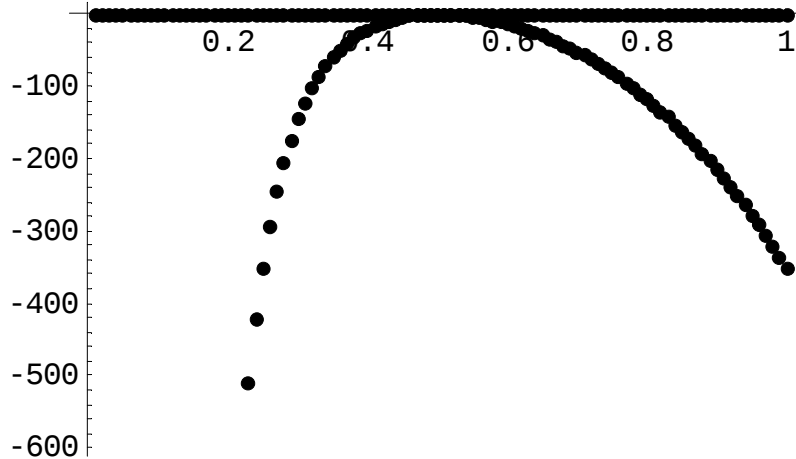


Рисунок 6 - Розподіл відносної похибки вздовж лінії $x=y$

Висновок: Розподіл відносних похибок у представленні функції $F(x, y) = x^4 + y^4, (x, y) \in (0, 1)$ рядом Тейлора і добутком одномірних його представлень задовільно представляють вказану функцію у околі точки $M(X_0)$; $X_0 = (x_0, y_0) = (0,5, 0,5)$. Аналіз відносних похибок, проведений для ряду елементарних функцій, підтверджує цей висновок і дає підстави сподіватися на успішне використання при представленні n мірних функцій добутком одномірних рядів Тейлора.

ЛІТЕРАТУРА

1. Воробьев Н. Н. Теория рядов / Н. Н. Воробьев. – М.: Наука: Главная редакция физико-математической литературы, 1979. – 408 с.
2. Ларіонов Г. І. Оцінювання конструктивних параметрів анкерного кріплення / Г. І. Ларіонов. – Дніпропетровськ: Національна металургійна академія України, 2011. – 286 с.

М.А. Поляков, В.В. Василевский

МОДЕЛИРОВАНИЕ ДИНАМИКИ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ ДЕФЕКТОВ В ИЗДЕЛИЯХ В ХОДЕ ТЕХНОЛОГИЧЕСКОГО ПРОЦЕССА

Аннотация. Получены аналитические выражения, позволяющие основываясь на статистических распределениях вероятностей дефектов, вносимых в изделие и устраняемых из него на разных этапах технологического процесса, разработать модели технологической и контрольной операций технологического процесса. Написана компьютерная программа, реализующая предложенную модель. Выполнено моделирование фрагмента технологического процесса монтажа элементов на плату преобразователя.

Ключевые слова: технологический процесс, технологическая операция, контрольная операция, распределение дефектов, моделирование.

Постановка проблемы

Основными целями любого технологического процесса (ТП) является получение годных изделий с минимальными стоимостными затратами. ТП производства электротехнических комплексов имеют сложную структуру. В ходе их выполнения в изделия на разных этапах ТП по различным причинам, таким как несовершенство оборудования, нарушения условий выполнения операций, ошибки исполнителей и другим, вносятся дефекты. Из-за случайности факторов порождающих дефекты, количество внесенных дефектов также является случайным, и характеризуется распределением вероятностей дефектов. Операционный контроль в ходе технологической операции (ТО) или отдельная контрольная операция (КО) не гарантируют выявления всех дефектов из-за недостаточной технической эффективности средств контроля. Стоимостные затраты на пооперационный контроль, устранение дефектов и брак продукции зависят от количества дефектов в изделии. Таким образом, для анализа и более точного прогнозирования стоимостных затрат на производство изделия необходимо знать распределения вероятностей дефектов в изделии на различных этапах ТП.

Анализ последних достижений и публикаций

Путем для решения этой задачи может служить моделирование ТО и КО с применением теории вероятности, математической статистики [1,2], а также средств программного пакета MatLAB.

Моделированию ТП и повышению их качества посвящены многие работы [3, 4], вместе с тем известные модели недостаточно учитывают корректирующие операции, влияние технической эффективности средств контроля на распределения дефектов в изделии. Разработка моделей операций ТП более полно учитывающей влияние операционного контроля на стабильность и стоимость ТП, корректирующие операции, а также погрешности средств контроля и их влияние на брак в изделии является достаточно актуальной задачей.

Изложение основного материала

Рассмотрим ТП изготовления некоторой сборочной единицы, далее узла, который имеет m характеристик качества. Несоответствие изделия требованиям ТП по каждой m -й характеристике будем считать дефектом m -го вида, $m = \overline{1, M}$. Выделим в ТП два вида операций: технологические и контрольные. Примерами ТО являются операции, на которых производится комплектация, обработка, регулировка узла, и т. п. Как уже отмечалось, в ходе выполнения ТО возможно внесение дефектов в узел. Обнаружение и, по возможности, устранение этих дефектов выполняется в ходе КО.

Статистические характеристики наличия дефектов в изделии по m -й характеристике опишем распределением вероятностей дефектов:

$$Q_m(l_m) = \frac{N(l_m)}{N}, l_m = \overline{0, L_m}, m = \overline{1, M} \quad (1)$$

где $Q_m(l_m)$ - вероятность наличия в изделии ровно l_m дефектов m -го вида;

$N(l_m)$ - количество изделий, имеющих ровно l_m дефектов m -го вида;

N - количество изделий в исходной совокупности;

L_m - максимальное количество дефектов m -го вида в изделии.

При рассмотрении изменений распределений (1) в ходе операции ТП, индексами α и β обозначим распределения вероятностей (1)

до и, соответственно, после проведения операции ТП, как КО, так и ТО.

Статистические характеристики внесения дефектов в изделие в ходе i -й ($i = \overline{1, I}$) ТО опишем распределением вероятностей дефектов:

$$U_{mi}(l_m) = \frac{N_i(l_m)}{N}, \quad l_m = \overline{0, L_m}, \quad m = \overline{1, M} \quad (2)$$

где $U_{mi}(l_m)$ - вероятность внесения в изделие в ходе i -й ТО ровно l_m дефектов m -го вида;

$N_i(l_m)$ - количество изделий, в которые в ходе i -й ТО внесено ровно l_m дефектов m -го вида.

Внесенные в ходе ТО дефекты суммируются с дефектами уже имеющимися в изделии к началу этой операции. Таким образом, статистические характеристики наличия дефектов m -го вида в изделии после выполнения ТО опишем распределением вероятностей дефектов:

$$Q_m^\beta(l_m) = \sum_{l'_m=0}^{l'_m=L_m} Q_m^\alpha(l'_m) U_{mi}(l_m - l'_m), \quad l_m = \overline{0, L_m} \quad (3)$$

где l_m , L_m - количество дефектов и наибольшее количество дефектов m -го вида в изделии;

В интервале $l_m = \overline{0, L_m}$ выделим следующие состояния изделий исходной совокупности, существенные для КО и определим вероятности попадания изделий в эти состояния:

- исправное по m -й характеристике изделие ($S_{им}$):

$$P_{им}^\alpha = Q_m^\alpha(0) \quad (4)$$

- восстанавливаемое по m -й характеристике изделие ($S_{вм}$):

$$P_{вм}^\alpha = \sum_{l_m=1}^{L_{мд}} Q_m^\alpha(l_m) \quad (5)$$

где $L_{мд}$ - наибольшее допустимое количество дефектов m -го вида в изделии;

- бракованное по m -й характеристике изделие ($S_{бм}$):

$$P_{бм}^\alpha = \sum_{l_m=L_{мд}+1}^{L_m} Q_m^\alpha(l_m) \quad (6)$$

Для определения вероятностей (4)-(6) с учетом качества КО, предложена модель КО в ТП изготовления узла, включающая этапы контроля, перепроверки, браковки и восстановления неисправных узлов.

Модель предусматривает контроль и разбраковку узлов по m характеристикам на исправные и неисправные, перепроверку результатов, браковку и восстановление изделий.

Узлы признанные неисправными на этапе контроля подвергаются перепроверке и узлы, ложно отнесенные к неисправным, снова зачисляются к исправным. Неисправные хотя бы по одной характеристике узлы направляются в сферу восстановления, где классифицируются по количеству обнаруженных дефектов на бракованные и подлежащие восстановлению. Узлы, в которых количество обнаруженных дефектов хотя бы по одной из характеристик больше допустимого, считаются бракованными и исключаются из ТП, а остальные неисправные узлы восстанавливаются, например, путем замены или ремонта неисправных элементов. Восстановленные, а также исправные по всем характеристикам узлы признаются годными и допускаются к следующей операции.

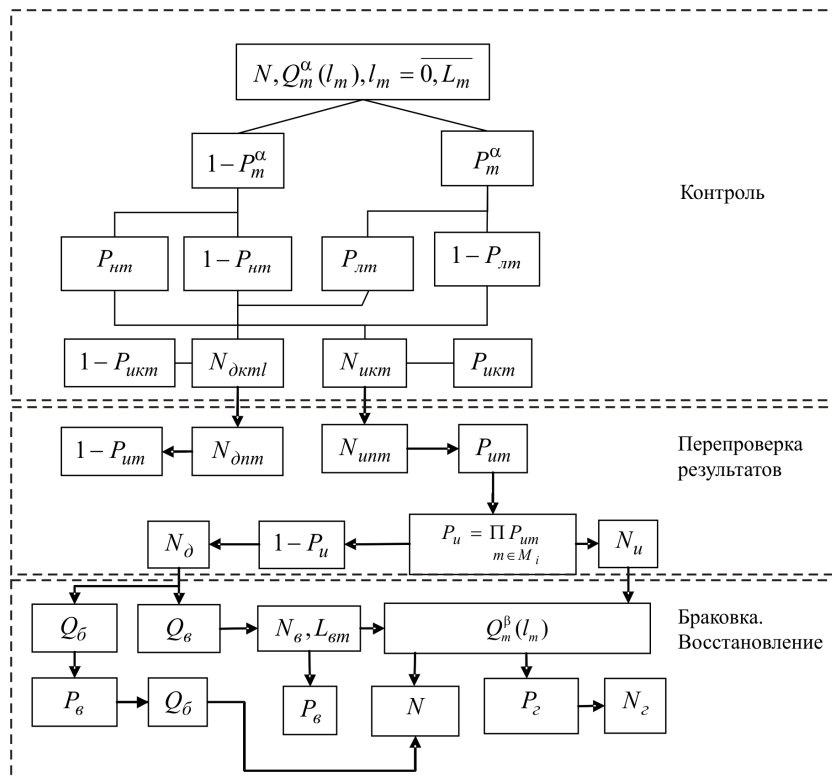


Рисунок 1 – Структурная схема статистических характеристик КО

Структурная схема статистических характеристик КО приведена на рис. 1. В ней использованы следующие обозначения:

N , N_∂ , N_u , N_z , N_δ - количество узлов, поступивших на КО, признанных дефектными, исправными, годными, бракованными, соответственно.

N_ϵ - количество узлов, восстановленных в ходе КО.

$N_{\partial kt}$, N_{ukt} - количество узлов, признанных неисправными (дефектными) и исправными по m -й характеристике по результатам контроля, соответственно.

$N_{\partial nt}$, N_{unt} - количество узлов, признанных дефектными, исправными по m -й характеристике после перепроверки, соответственно.

P_{nt} , $P_{лт}$ - вероятность необнаружения, ложного обнаружения дефектов m -го вида в ходе контроля, соответственно.

P_{ukt} , $P_{ут}$ - вероятность исправности изделий по m -й характеристике после контроля и перепроверки, соответственно.

P_u - вероятность исправности изделий по всем характеристикам.

$Q_m^\alpha(l_m)$, $Q_m^\beta(l_m)$ - вероятность наличия ровно l дефектов m -го вида в изделии до и после КО, соответственно;

Q_ϵ - вероятность восстановления изделий, признанных неисправными в ходе КО.

Q_∂ , P_z , P_δ - вероятности попадания изделия исходной совокупности в число бракованных, годных и восстановленных в результате КО.

$L_{\partial m}$ - среднее количество дефектов m -го вида, устраненных в одном изделии в ходе КО.

Исходными данными для моделирования КО с использованием модели, показанной на рис.1, являются размер партии изделий N , статистические характеристики дефектов в изделии до проведения КО $Q_m^\alpha(l_m)$ и техническая эффективность средств контроля P_{nt} , $P_{лт}$.

В ходе моделирования этапа контроля находим вероятность:

$$P_{ukt} = P_{ут}^\alpha(1 - P_{лт}) + (1 - P_{ут}^\alpha) \cdot P_{nt} \quad (7)$$

Если предположить, что после перепроверки результатов контроля в число исправных зачисляются все изделия, ложно отнесенные к неисправным, что эквивалентно $P_{\Delta m} = 0$.

$$P_{um} = P_{um}^{\alpha} + (1 - P_{um}^{\alpha})P_{nm} \quad (8)$$

Далее из исходной партии исключаются изделия, признанные исправными:

$$N_u = N \cdot P_u = N \prod_{m \in M} P_{um} \quad (9)$$

Оставшиеся $N_o = N - N_u$ изделий, признанных неисправными, анализируются на предмет браковки или восстановления.

Вероятность восстановления изделий, признанных неисправными в ходе КО определяется с помощью зависимости (1) и ограничения $l_m \leq L_{m\delta}$:

$$Q_{\delta} = \prod_{m \in M_{\delta}} \left[\sum_{l_m=1}^{L_{m\delta}} \frac{Q_m^{\alpha}(l_m)}{(1 - P_m^{\alpha})} \right] \quad (9)$$

где M_{δ} - подмножество характеристик изделия, по которым в ходе КО обнаружены дефекты, $M_{\delta} \in M$.

С помощью предложенной модели получим вероятности перехода изделия исходной совокупности в состояние бракованного, годного и восстановленного в результате КО:

$$Q_{\delta} = (1 - Q_{\delta}) \cdot (1 - P_u); \quad (10)$$

$$P_{\delta} = Q_{\delta} \cdot (1 - P_u) + P_u; \quad (11)$$

$$P_{\delta} = (1 - P_u) \cdot Q_{\delta}. \quad (12)$$

Используя распределение (1) вычислим среднее количество дефектов $L_{\delta m}$

$$L_{\delta m} = (1 - P_{nm}) \cdot \left\{ \sum_{l_m=1}^{L_{m\delta}} [Q_m^{\alpha}(l_m) \cdot l_m] \right\} \quad (13)$$

Если $P_{nm} \neq 0$ хотя бы для одного $m \in M$, то в изделиях, признанных годными, могут быть дефекты не обнаруженные проверкой, и распределение (1) примет вид:

$$Q_m^{\beta}(l_m) = \begin{cases} P_{um}^{\alpha} + (1 - P_{nm}) \sum_{l_m=1}^{L_{m\delta}} Q_m^{\alpha}(l_m), & l_m = 0 \\ Q_m^{\alpha}(l_m)P_{nm}, & 0 < l_m \leq L_m \end{cases}, \quad (14)$$

Предложенная модель операций ТП реализована в компьютерной программе в пакете MatLAB. Использование этой программы

проиллюстрировано примером моделирования фрагмента ТП изготовления платы преобразователя (ПП). Данный ТП включает следующие операции: ТО1 – комплектация узла содержащего плату и элементы; ТО2 – монтаж и пайка элементов на плату; КО1 – контроль правильности комплектующих; КО2 – контроль правильности электрических соединений платы. Графический интерфейс программы с исходными данными и результатами моделирования приведен на рис.2. Исходными данными являются начальные распределения вероятностей дефектов одного вида в комплектующих элементах 1-3, показатели средств контроля применяемых в КО1 ($P_{н1}$) и КО2 ($P_{н2}$). Интерфейсное окно программы рис.2 показывает начальные распределения вероятностей дефектов рассчитанных по закону распределения, например, по закону Пуассона с параметром «lambda». Результаты моделирования динамики распределений вероятностей дефектов на разных этапах ТП представлены в форме таблиц (рис.2) и диаграмм (рис.3,4).

МОДЕЛИРОВАНИЕ ТЕХНОЛОГИЧЕСКОГО ПРОЦЕССА

Генерация начальных распределений

		0	1	2
lambda1	19.5	1 элемент 0.91	0.09	0
lambda2	16.5	2 элемент 0.89	0.1	0.01
lambda3	20	3 элемент 0.91	0.09	0
lambda4	19	Монтаж 0.91	0.09	0

Создать распределения

Распределения вероятностей дефектов после операций комплектации и монтажа

	0	1	2	3	4
Комплектация	0.6724	0.275	0.0497	0.0029	0
Монтаж	0.6134	0.3116	0.0702	0.0045	0.0003

Тех операция

Распределения вероятностей дефектов после операций контроля

Рн1: 0.1 Рн2: 0.2

	0	1	2	3	4
Комплектация	0.9672	0.0275	0.005	0.0003	0
Монтаж	0.9961	0.0031	0.0007	0	0

Контроль
Диаграммы

Рисунок 2 – Графический интерфейс программы для моделирования распределений дефектов

Из полученных графиков видно, что в результате КО1 и КО2 количество дефектов в изделии значительно уменьшилось, вместе с

тем часть дефектов осталась невыявленной и может быть обнаружена на дальнейших этапах ТП.

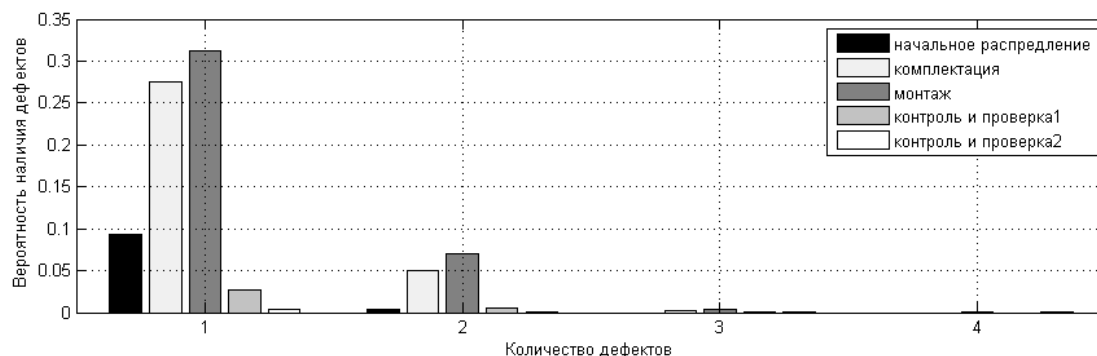
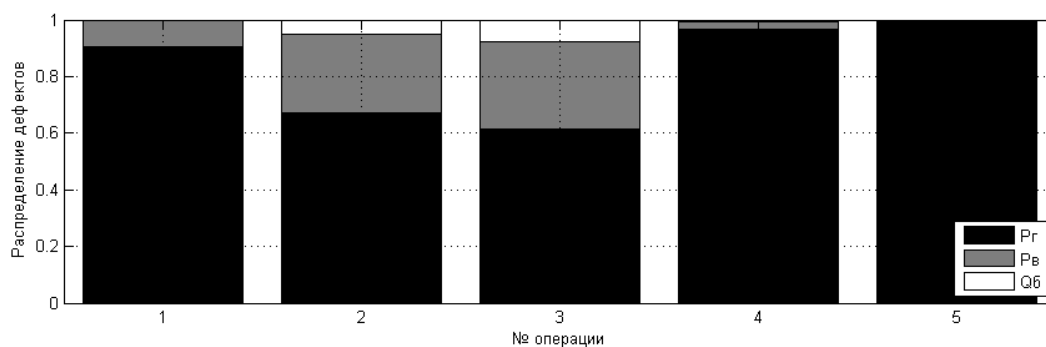


Рисунок 3 – Распределения вероятностей дефектов в изделиях на различных этапах ТП



1 – Начальное распределение вероятностей дефектов; 2 – Комплектация; 3 – Монтаж; 4 – Контроль и проверка 1; 5 – Контроль и проверка 2.

Рисунок 4 – Динамика вероятностей Q_b , P_g , P_v для различных этапов ТП

Выводы.

1. Предложены модели ТО и КО, которые позволяют описывать динамику распределений дефектов в ходе ТП.
2. Предложена программа расчета распределений дефектов вносимых в изделие и устраняемых из него в результате КО и ТО.
3. Приведен пример моделирования ТП монтажа навесных элементов на плату преобразователя. Предложенную модель и программу предполагается использовать при дальнейшей стоимостной оптимизации ТП.

ЛИТЕРАТУРА

1. В.Е. Гмурман Теория вероятностей и математическая статистика /.- М.: Изд-во «Высшая Школа», 2000. – 478 с.;
2. И.А. Ушаков Курс теории надежности систем / - М.: Изд-во «Дрофа», 2008. – 239 с.;
3. Ю.Я. Бобало, Л.А. Недоступ, М.Д. Кіселичник Керування процесами формування та контролю заданих властивостей у виробництві електронних пристроїв / Вестник Львовского Политехнического института, №2, 2009 – стр. 7-11;
4. А. Н. Сочнев Оперативное управление производственными системами на основе сетей Петри: автореферат диссертации на получении научной степени канд. техн. наук: спец. 05.13.01 «Системный анализ, управление и обработка» / Красноярск, 2005 – 20 с.

МАТЕМАТИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ДИНАМИКИ СТЕРЖНЯ ОПРАВКИ ПРОШИВНОГО СТАНА

Аннотация. Приведено решение задачи для развитой динамической модели системы удержания стержня оправки на оси прокатки прошивного стана трубопрокатного агрегата. Составлены уточненные дифференциальные уравнения колебательного движения стержня оправки и проведен соответствующий анализ виброактивности механической системы. Предложена схема модернизации центрователей прошивного стана.

Ключевые слова: оправка; стержень; колебания; труба; центрователь; динамика; виброактивность.

В процессе прошивки трубной заготовки стержень оправки и прокатываемая гильза на оси прокатки функционально удерживаются комплексом специальных опорных механизмов (центрователей). На выходных сторонах прошивных станов трубопрокатного агрегата рядом центрователей выполняются базовые и вспомогательные операции. В том числе: удержание быстровращающегося массивного стержня оправки большой длины около геометрической оси прокатки; центрирование прошиваемой гильзы, имеющей во время прокатки сложное винтовое движение и значительные инерционные характеристики; выдача прокатанных гильз из стана на другие станы и т. д. [1].

Для формирования стабильной геометрии прокатываемых труб практическое значение имеет колебания вращающегося стержня оправки. Для реализации необходимых устойчивых технологических операций прошивки трубной заготовки на выходной стороне прошивных станов используются многочисленные направляющие, центрирующие и упорно-регулирующие механизмы. Вращающийся длинный стержень оправки воспринимает значительные статические и изменяющиеся во времени динамические нагрузки со стороны про-

шиваемой трубной заготовки. В силу того, что стержень оправки имеет большую гибкость и инерцию, то вызывает в рассматриваемой механической системе значительные по величине и изменяющиеся во времени динамические нагрузки, которые обуславливают его изгиб вдоль оси прошивки по синусоидальным формам.

В результате нежелательных больших колебаний стержень оправки перемещается в очаге деформации вдоль оси прокатки (центрирующий поясик оправки уходит от пережима рабочих валков), вызывает, при этом, повышенную разностенность гильзы (трубы). Очевидно, что динамические явления, возникающие в стержне оправки, отрицательно влияют на характер протекания процесса прошивки трубной заготовки, что полностью накладывается на геометрию получаемых гильз и на качество труб.

Пути интенсификации технологического процесса и вопросы повышения качества прокатываемых труб диктуют необходимые условия совершенствования конструкций центрователей стержня оправки, установленных по всей технологической линии и соответственно выходных сторон станов винтовой прокатки труб.

Для формирования научно-обоснованных предложений по совершенствованию конструкций центрователей стержня оправки прошивных станов и технологии производства труб на станах необходимо более глубоко изучить влияние различных параметров и технологических особенностей прокатки труб на поведение системы и на качество готовой продукции.

Решение данной задачи, зачастую, обуславливает уточнение расчетной схемы и развитие математической модели исследуемого прошивного стана ТПА, адекватно отражающей реальные процессы, происходящие в исходной механической системе.

В настоящей работе в качестве объекта исследования рассмотрена развитая динамическая и математическая модели стержневой системы механизма удержания оправки прошивного стана ТПА, отличающаяся от известных [1, 2] параметрами и характеристиками подвижных модернизированных центрователей.

Изменение интенсивности воздействия, массы трубной заготовки и динамических параметров центрователей стержня, перемещающихся в процессе прошивки вдоль оси прокатки, значительно усложняет описание динамических процессов.

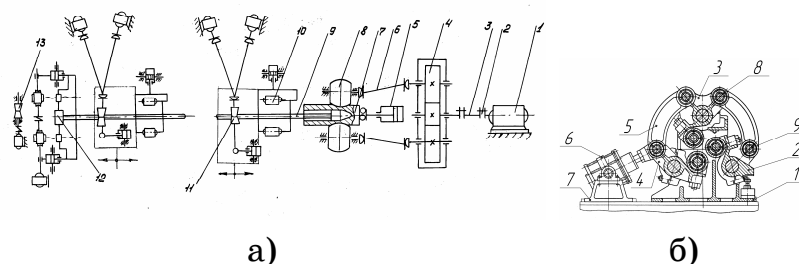


Рисунок 1 – Кинематическая схема а) и конструкция стационарного не модернизированного подвижного центрователя закрытого типа б) стержня механизма удержания оправки прошивного стана ТПА (конструкции ОАО «ЭЗТМ»)

Исследование развитой динамической модели «стержневая система – трубная заготовка» позволит проанализировать динамическое состояние стержневой системы с оправкой в течение всего процесса прошивки трубной заготовки, и на основании вышеизложенного, решить задачу по модернизации центрователей стана (рис. 2).

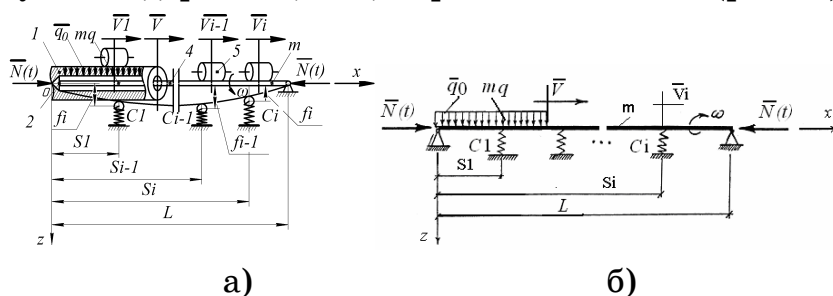


Рисунок 2 – Развитая обобщенная динамическая модель и расчетная схема стержневой системы механизма удержания оправки прошивного стана

В качестве расчетной схемы стержневой системы стана винтовой прокатки труб примем полый стержень постоянного сечения с шарнирными опорами на концах и подвижными упругими опорами (центрователями) между ними. Стержень, вращающийся с угловой скоростью ω вокруг оси прокатки x , подвергается воздействию усилий прошивки $\vec{N}(t)$ со стороны очага деформации. При этом, по стержню с условно постоянной скоростью прошивки $\vec{V}$ (равномерно) перемещается распределенная нагрузка прокатываемой гильзы интенсивности $\vec{q}$ и погонной массы m_q .

Для построения уточненной математической модели системы и оценка динамического состояния стержня с оправкой и процессов

прошивки трубной заготовки, воспользуемся дифференциальным уравнением колебаний вращающегося однородного стержня на упругом основании центрователей [3, 4].

$$m \frac{\partial^2 u_z}{\partial t^2} + \frac{\partial^2}{\partial x^2} \left[EI \frac{\partial^2 u_z}{\partial x^2} + f \left(\frac{\partial^3 u_z}{\partial x^2 \partial t} - \omega \frac{\partial^2 u_y}{\partial x^2} \right) \right] + \kappa \frac{\partial u_y}{\partial t} + cu_z = m\omega^2 [e_1 \sin(\omega t) + e_2 \cos(\omega t)], \quad (1)$$

где EI , m – соответственно изгибная жесткость стержня и его погонная масса; u_z – перемещения вдоль оси z ; c , k – коэффициенты упругого основания центрователей, зависящие от перемещения и скорости соответственно; f – коэффициент, учитывающий вязкое трение в системе в процессе колебания стержня оправки; $e_1(x)$, $e_2(x)$ – эксцентриситеты, характеризующие неуравновешенность масс стержня оправки вокруг оси прошивки.

В предположении того, что внутреннее трение в системе по сравнению с технологическими и динамическими нагрузками незначительно, и неуравновешенность масс механической системы лежит в одной плоскости $e_1(x) = e_2(x) = e(x)$, согласно [3, 5], приходим к упрощенному дифференциальному уравнению

$$m \frac{\partial^2 u_z}{\partial t^2} + EI \frac{\partial^4 u_z}{\partial x^4} + cu_z = m \omega^2 e(x) \sin(\omega t), \quad (2)$$

где ω – угловая скорость вращения стержня оправки вокруг оси прокатки.

Заменив упругое основание стержня оправки конечным числом i – податливых опор подвижных центрователей в виде

$\sum_{i=1}^n c_i u_y \delta(x - (s_i \mp V_i t))$, дифференциальное уравнение (2) представим

$$m \frac{\partial^2 u}{\partial t^2} + EI \frac{\partial^4 u}{\partial x^4} + \sum_{i=1}^n c_i u \delta(x - (s_i \mp V_i t)) = m \omega^2 e(x) \sin(\omega t), \quad (3)$$

где $\delta(x - x_{oi})$ – дельта-функция Дирака; s_i – проектные положения опорных узлов центрователей вдоль оси стержня оправки; V_i – скорость движения соответствующих центрователей стержня оправки вдоль оси прокатки трубы.

Принимая во внимание, что функция Дирака обладает следующим характерным фильтрующим свойством, согласно [5]

$$\int_a^b f(x) \delta(x - \xi) dx = f(\xi); \quad [a < \xi < b],$$

с учетом изменения продольной сжимающей силы (усилия прошивки), согласно [2] по закону $N(t) = N_0 + N_1 \cos(\nu t)$ и надвигающейся нагрузки гильзы интенсивности $\vec{q}(x, t)$ и упругих опор (подвижных центро-
вателей) $\sum_{i=1}^n c_i u_y \delta(x - (s_i \mp V_i t))$ дифференциальное уравнение (3) примет вид

$$m \frac{\partial^2 u_z}{\partial t^2} + EI \frac{\partial^4 u_z}{\partial x^4} + N(t) \frac{\partial^2 u}{\partial x^2} + \sum_{i=1}^n c_i u_z \delta(x - (s_i \mp V_i t)) - q(x, t) = m \omega^2 e(x) \sin(\omega t), \quad (4)$$

где $q(x, t)$ – интенсивность воздействия прошиваемой трубной заготовки, обладающая определенной инертностью, которая может быть найдена согласно [2, 4] в виде

$$q(x, t) = q_0 - m_q \left(\frac{\partial^2 u}{\partial t^2} + V^2 \frac{\partial^2 u}{\partial x^2} + 2V \frac{\partial^2 u}{\partial x \partial t} \right) \Big|_{x=Vt}. \quad (5)$$

Здесь q_0, m_q – интенсивность и погонная масса прокатываемой гильзы соответственно; V – скорость перемещения (прошивки) гильзы по стержню оправки; $\frac{\partial^2 u}{\partial t^2}$ – относительное ускорение гильзы; $V^2 \frac{\partial^2 u}{\partial x^2}$ – переносное ускорение гильзы; $2V \frac{\partial^2 u}{\partial x \partial t}$ – кориолисово ускорение прокатываемой гильзы.

С учетом характерной геометрии изогнутого гибкого стержня в процессе прошивки гильзы в первом приближении примем уравнение эксцентриситета его оси по отношению оси прошивки в синусоидальной форме

$$e(x) = u_z = f(t) \sin\left(\frac{\pi x}{\ell}\right). \quad (6)$$

Для решения уравнения (4) применяем процедуру Бубнова – Галеркина

$$\int_0^{\ell} L(u) \sin\left(\frac{\pi x}{\ell}\right) dx = 0. \quad (7)$$

Следовательно, при этом, для выполнения процедуры Бубнова – Галеркина, согласно [2, 3], оператор дифференциального уравнения (4) с учетом (5) и (6) представим в виде

$$L(u) = m \frac{\partial^2 u_z}{\partial t^2} + EI \frac{\partial^4 u_z}{\partial x^4} + N(t) \frac{\partial^2 u_z}{\partial x^2} + \sum_{i=1}^n c_i u_z \delta(x - (s_i \mp V_i t)) - q(x, t) - m \omega^2 f(t) \sin \frac{\pi x}{\ell} \sin(\omega t). \quad (8)$$

Подставляя выражение (8) в (7), с учетом ортогональности форм собственных колебаний механической системы, после интегрирования и небольших преобразований окончательно получаем дифференциальное уравнение движения изображающей точки на оси стержня оправки в виде

$$\left[1 + \frac{m_q}{2\pi m} \left(2\pi \frac{Vt}{\ell} - \sin \left(2\pi \frac{Vt}{\ell} \right) \right) \right] \frac{d^2 f(t)}{dt^2} + \frac{Vm_q}{m\ell} \left(1 - \cos \left(2\pi \frac{Vt}{\ell} \right) \right) \frac{df(t)}{dt} + \left[\frac{EI}{m} \left(\frac{\pi}{\ell} \right)^4 + \frac{2}{m\ell} \sum_{i=1}^n c_i \sin^2 \left(\frac{\pi(s_i \mp V_i t)}{\ell} \right) - \frac{1}{m} (N_0 + N_1 \cos(\nu t)) \left(\frac{\pi}{\ell} \right)^2 - \frac{m_q V^2}{m \ell^2} \pi \left(2\pi \frac{Vt}{\ell} - \sin \left(2\pi \frac{Vt}{\ell} \right) \right) - \omega^2 \sin(\omega t) \right] f(t) = \frac{2q_0}{m\pi} \left(1 - \cos \left(\pi \frac{Vt}{\ell} \right) \right). \quad (9)$$

Динамика моделируемой стержневой системы с учетом различных режимов прокатываемых труб на прошивном стане ТПА 140 представлена численным решением дифференциального уравнения (9) по методу Рунге-Куты.

Расчетные кривые, приведенные на рис. 3, указывают на крайне неудовлетворительные условия функционирования механизмов выходной стороны прошивного стана. Это в ходе реализации технологического процесса влечет за собой образование повышенной разностенности гильз, что в дальнейшем носит наследственный и трудноустраняемый характер.

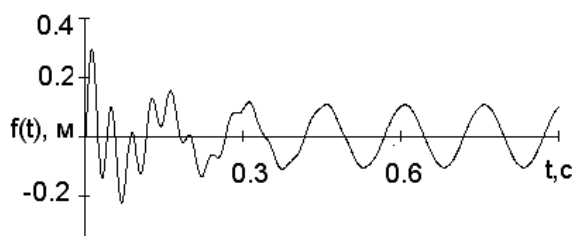


Рисунок 3 – Динамика стержня механизма удержания оправки прошивных станов ТПА 140

(заготовка диаметром 130 мм, материал – сталь 20)

Математическим моделированием установлено влияние различных параметров механизма удержания стержневой системы и технологических особенностей процесса производства труб на поведение развитой динамической модели механической системы. При этом разработан ряд кардинальных мероприятий по модернизации оборудования, выбору рациональных режимов прошивки трубной заготовки и выдвинуты предложения по усовершенствованию процессов производства труб, например на прошивном стане ТПА 140.

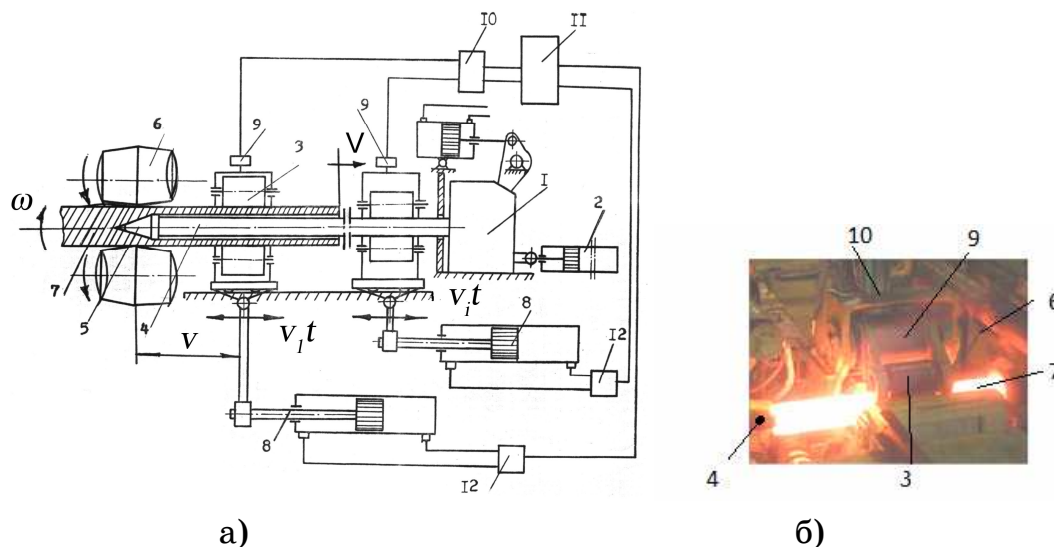


Рисунок 4 – Механизм удержания стержня оправки прошивного стана ТПА с подвижными центрователями а) и модернизированный центрователь стержня оправки прошивного стана ТПА 140 б)

Анализ и синтез виброактивности сложной механической системы проводится поэтапным моделированием динамических процессов, что позволяет отказаться от дорогостоящих и сложных экспериментальных исследований станов ТПА.

Анализ уточненной развитой математической модели механической системы прошивного стана и дальнейший синтез полученных результатов устанавливает влияние скорости прошивки, соотношения масс системы, усилия прошивки, интенсивности воздействия прокачиваемой гильзы, частоты вращения стержня и жесткости подвижных опорных механизмов (центрователей) на виброактивность стержневой системы механизма удержания оправки. Результаты расчета виброактивности системы указывают на высокую нестабильность динамики, восприимчивость динамической модели к изменениям динамических параметров механической системы и технологических процессов.

Очевидно, что виброактивность стержневой системы, в ходе реализации необходимых технологических процессов прошивки, в большей степени передаются на оправку, расположенную в пережиме очага деформации, что приводит к искажению геометрии очага деформации и ухудшению качества прошиваемых гильз (труб).

Реализация устойчивых технологических процессов прошивки обеспечивается выбором рациональных параметров динамической модели системы и оптимальных режимов эксплуатации станов на соответствующих этапах проектирования и функционирования системы.

Особенности функционирования прошивного стана ТПА 140 указывают на необходимость использования системы модернизированных подвижных центрователей в технологической линии. Для снижения виброактивности стержня механизма удержания оправки рекомендуется модернизировать выходную сторону прошивного стана ТПА (рис.4), с последующей установкой на оси прокатки группы подвижных центрователей с удлиненной бочкой центрирующего ролика (развитая конструкция ОАО «ЭЗТМ», Россия) [1, 6].

Выводы

1. Представлен анализ развитой динамической модели механизма удержания оправки стана винтовой прокатки труб. Составлена уточненная математическая модель стержня механизма удержания оправки и для рассматриваемой динамической модели механической системы с учетом параметров опорных механизмов подвижных центрователей выходной стороны стана.

2. Математическим моделированием динамики механизма удержания оправки установлены рациональные режимы прошивки трубной заготовки с учетом прогнозируемых показателей качества готовых труб и параметры допустимой виброактивности стержня оправки стана.

3. Предложена модернизация выходной стороны прошивного стана ТПА, с последующей установкой на оси прошивки группы подвижных самоустанавливающихся центрователей с удлиненной бочкой центрирующих роликов ($l=900 - 1100\text{мм}$)

ЛИТЕРАТУРА

1. Потапов И.Н. Новая технология винтовой прокатки./Потапов И.Н., Полухин П.И. // – М.: Металлургия, 1975. – 344 с.
2. Рахманов С. Р. Динамика стержневой системы механизма удержания оправки прошивного стана трубопрокатного агрегата. Материалы Международной конференции «Современные направления производства сварных и

бесшовных труб из черных и цветных металлов», Днепропетровск. – 2007. С. 45 – 51

3. Вибрации в технике. Справочник в 6–ти томах. Том 3 /под ред. Ф.М. Диментберга, К.С. Колесникова. – М.: Машиностроение, 1980. – 544 с.

4. Кучма Т.К., Моргаевский А.Б. Расчет пластин на подвижные нагрузки. Труды VII Всес. конф. по теории пластин и оболочек. – М.: Наука, 1970. С.346 – 350.

5. Новицкий В.В. Дельта-функция и ее применение в строительной механике. Расчет пространственных конструкций. Вып. УШ. /Под ред. А.А. Уманского. – М.: Гос. изд-во лит-ры по стр-ву, арх-ре и стр. мат-лам, 1962. С. 207 – 244.

Данченко В.Н. Технология трубного производства. Учебник для вузов. /В.Н. Данченко, А.П. Коликов, Б.А. Романцев, С.В. Самусев //. – М.: Интермет - Инжиниринг, 2002. – 640 с.

В.Б. Веселовський, Р.О. Самунь

**ВИЗНАЧЕННЯ ПАРАМЕТРІВ ФРИКЦІЙНОГО
ТЕПЛОВИДІЛЕННЯ ТА ВІДНОВЛЕННЯ ГРАНИЧНИХ
УМОВ ТЕПЛООБМІНУ ДЛЯ НЕОБМЕЖЕНОЇ ПЛАСТИНИ
ТА ТЕРМІЧНО ТОНКОЇ ОБОЛОНКИ**

Анотація. Представлена математична модель в узагальнених змінних в задачах нестационарної теплопровідності для складеної системи з неідеальним тепловим контактом на стиках. Метою данного дослідження є визначення параметрів фрикційного тепловиділення та вивчення шляхів зміни функції тепловиділення у бажаному напрямку. Отриманні результати дозволяють оцінювати різноманітні сполучення параметрів багатошарової системи пластин, функції тепловиділення і при заданих функціонально-технічних обмеженнях керувати тепловим станом системи. Наведені результати обчислювальних експериментів.
Ключові слова. Тепловиділення, вузли тертя, теплоємність, коефіцієнт температуропровідності, неідеальний тепловий контакт.

Основними критеріями сучасного розвитку техніки є: економічність, довговічність та конкурентоздатність. На ремонтні роботи, що пов'язані із зношуванням витрачаються величезні кошти та матеріальні ресурси. Тому проблема підвищення зносостійкості і довговічності деталей машин є надзвичайно актуальною і її вирішення можливе лише при поєднанні науки про тертя та зношування з розробкою нових технологій поверхневої обробки. Розробка і створення простих і ефективних нових технологій підвищення зносостійкості є актуальною науковою і практичною задачею. Розвиток методів розв'язування задач параметричної ідентифікації теплових процесів в деформованих твердих тілах є складною і водночас поширеною проблемою [1]. Додаткові труднощі розв'язування таких задач зумовлюються дискретністю вимірів за часом температури і неминучістю їх похибок. Як відомо, обернені задачі теплопровідності, до яких належать задачі параметричної ідентифікації, є чутливими до похибок вимірювань, що в математичному плані проявляється у їх нестійкості щодо вхідних да-

них [2, 3]. Намагання покращити ситуацію збільшенням об'єму вхідної інформації за допомогою подрібнення часових інтервалів часто спричинює зворотній ефект – посилює нестійкість розв'язків [2, 3, 4]. Для розв'язування обернених задач запропоновано різні методи [2-6 7-9], значну частину яких складають чисельні задачі. Однак має свою перевагу поєднання аналітичних і чисельних методів [2, 4, 9, 10]. Метою даного дослідження є визначення параметрів фрикційного тепловиділення та вивчення шляхів зміни функції тепловиділення у бажаному напрямку. Математична модель в узагальнених змінних в задачах нестационарної теплопровідності для складеної системи з неідеальним тепловим контактом на стиках має вигляд:

$$\begin{cases} \alpha_2 \frac{\partial T_v(x, Fo)}{\partial x} \Big|_{x=1} = R_{v,v+1}^* [T_{v+1}(0, Fo) - T_v(1, Fo)]; \\ \frac{\partial T_v(x, Fo)}{\partial x} \Big|_{x=1} - \mu_{v+1,v} \frac{\partial T_{v+1}(x, Fo)}{\partial x} \Big|_{x=0} = f_2(Fo), \end{cases} \quad (1)$$

де

$$\beta_v = \frac{a_v}{a_0} \cdot \frac{R_0^2}{R_v^2}; \quad \beta_v^* = \beta_v \frac{R_v^2}{\lambda_v}; \quad \mu_{v+1,v} = \frac{\lambda_{v+1}}{\lambda_v} \cdot \frac{R_v}{R_{v+1}}; \quad R_{v,v+1}^* = \frac{R_v}{R_{v,v+1} \cdot \lambda_v},$$

з урахуванням безрозмірних параметрів

$$Fo = \frac{a_0}{R_0^2} \tau; \quad x = \frac{x_v}{R_v}; \quad Bi_0 = \frac{\alpha_0^*}{\lambda_1} R_1; \quad Bi_1 = \frac{\alpha_1^*}{\lambda_m} R_m, \quad (2)$$

де a_0 , R_0 – деякі довільні параметри: коефіцієнт температуропровідності і лінійний розмір. Потужність внутрішніх джерел тепла являє собою суперпозицію потужності джерел тепла, які є наслідком дії на конструкцію полів різної фізичної природи [9, 11, 12]:

$$w_{v,j}(x, Fo) = \sum_{j=1}^N \Theta_{v,j}(x, Fo), \quad (3)$$

де N – кількість взаємодій.

Для розв'язку нелінійних задач теплопровідності пропонують зведення цих задач до комбінації лінійних [13]. Розв'язок визначає розподіл температури у нестационарному тепловому режимі:

$$T_v(x, Fo) = \sum_{r=1}^{2m} \left\{ \sum_{n=0}^{\infty} \Omega_n [\mu_{n,r}^v(x), \varphi_n] g_r^{(n)}(Fo) + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{g_r(p_k)}{\Psi(\varphi_n, p_k)} Q[p_k, \mu_{n,r}^v(x)] \exp(-\gamma^2 Fo) \right\} + z_v^*(x, Fo), \quad (4)$$

де

$$z_v^*(x, Fo) = \sum_{n=0}^{\infty} \beta_v^n \frac{Fo^n}{n!} \varphi_v^{(2n)}(x) + \beta_v^* \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\beta_v^n Fo}{n!} \int_0^{Fo} (Fo - \Theta)^n \frac{\partial^{2n}}{\partial x^{2n}} w_v(x, \Theta) d\Theta. \quad (5)$$

Регулярний режим нагріву:

$$T_v(x, Fo) = \sum_{r=1}^{2m} \left\{ \sum_{n=0}^{\infty} \Omega_n [\mu_{n,r}^v(x), \varphi_n] g_r^{(n)}(Fo) + \frac{\bar{g}_1(P_1)}{\Psi(\varphi_n, P_1)} Q[\mu_{n,r}^v(x), P_1] \exp(-\gamma^2 Fo) \right\}. \quad (6)$$

$g_r(Fo)$ – компоненти впливу, які формуються за рахунок граничних умов та умов неідеального теплового контакту на стиках шарів [11]. Розв’язок (4) можливо використовувати для визначення температурних полів багат шарових тіл та для розв’язку обернених задач теплопровідності (ОЗТ) [6, 9]. Обробку теплофізичного експерименту з метою визначення функції тепловиділення можна проводити різноманітними методами: методом аналітичного продовження із застосуванням згладжування регуляризованими сплайнами, ітераційними методами з мінімізацією нев’язки між розрахунковою та експериментальною температурами, градієнтними методами з мінімізацією квадратичного функціонала [2-4]. У основу кожного метода покладено використання розв’язків (4), (6). Вважається, що розв’язок прямих задач теплопровідності для багат шарових пластин можна використовувати і для визначення функції тепловиділення. При розв’язку ОЗТ, необхідних для розв’язку задачі по визначенню функції тепловиділення на стику v -ої та $v+1$ пластин, будемо вважати, що процес переносу тепла у v -х шарах системи здійснюється чисто кондуктивним методом. Додаткові умови необхідні для визначення функції тепловиділення, задамо у вигляді зміни температури у двох точках системи по перерізам k -ої та n -ої пластин, тобто:

$$T_k(x, \tau) \Big|_{x=x_k^*} = f_k^*(\tau), 0 \leq x_k^* \leq R_k; \quad (7)$$

$$T_v(x, \tau) \Big|_{x=x_v^*} = f_v^*(\tau), 0 \leq x_v^* \leq R_v; \quad (8)$$

$$T_n(x, \tau) \Big|_{x=x_n^*} = f_n^*(\tau), 0 \leq x_n^* \leq R_n. \quad (9)$$

де $f_v^*(\tau)$, $f_k^*(\tau)$ - функції часу, відомі із експерименту із заданою похибкою $\delta(\tau)$. Якщо додаткові умови задані у одній точці, то вважаються заданими граничні умови на одній із зовнішніх поверхонь. В залежності від розподілу датчиків температур по перерізу системи плоских тіл використовується для розв'язку граничних ОЗТ метод екстраполяції чи метод найменших квадратів. Розв'язок цієї задачі методом екстраполяції буде полягати у наступному: нехай будуть задані умови теплообміну на одній із поверхонь і умови неідеального теплового контакту на стику шарів у різноманітній фізичній реалізації. Тоді треба знайти умови теплообміну (температуру, тепловий потік) на іншій зовнішній поверхні.

Однією з актуальних задач є вивчення шляхів зміни функції тепловиділення у бажаному напрямку. У зв'язку з цим були виконані роботи [11 - 14], у яких досліджувалися контакти з покриттям і прокладками з м'яких металів, які дозволяли керувати функцією тепловиділення. Треба знайти невідому функцію $R_{1,2}(\tau)$ на розв'язках СОДУ при умові, що обрана деяким чином $R_{1,2}(\tau)$ доставляє мінімум функціоналу

$$J(R_{1,2}) = \int_0^{\tau_k} [T_1(R_{1,2}, x_{1,0}, \tau) - f_s(\tau)]^2 d\tau \rightarrow \min. \quad (10)$$

Ітераційний процес складається наступним чином. Задається початкове наближення для параметрів невідомої функції $R_{1,2}(\tau)$ і розв'язується пряма задача теплопровідності. По розрахованому полю температур після розв'язку спряженої задачі обчислюється градієнт цільового функціоналу. Далі знаходиться нове наближення, після чого процес повторюється. Вихід із ітераційного процесу доцільно виконати по нев'язці.

Дані експерименту по відновленню зовнішніх граничних умов на необмеженій пластині оброблені з використанням згладжування. Значення відновлених зовнішніх граничних умов наведені на рис. 1 - 8: температури поверхні рис. 1 - 4 та відповідних їй теплових потоків рис. 5 - 8. Аналіз показує, що відновлена температура та температура, яку заміряли на внутрішній поверхні пластини - співпадають, що

підтверджує можливість апроксимації тонкої оболонки тепловою ємністю.

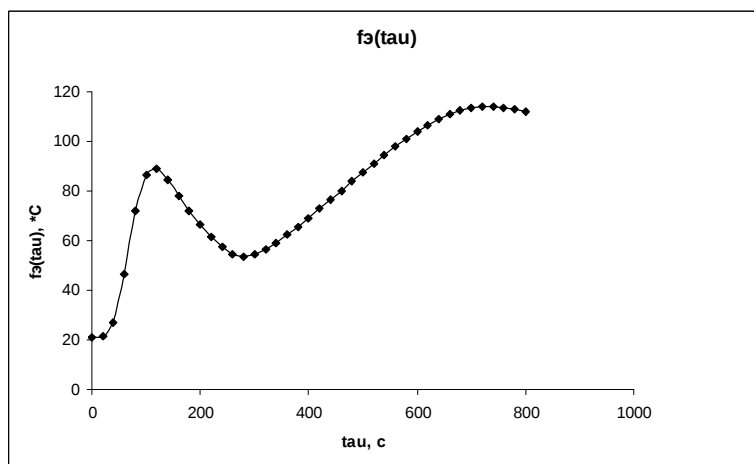


Рисунок 1 - Відновлена $f_3(\tau)$ - експериментальна температура

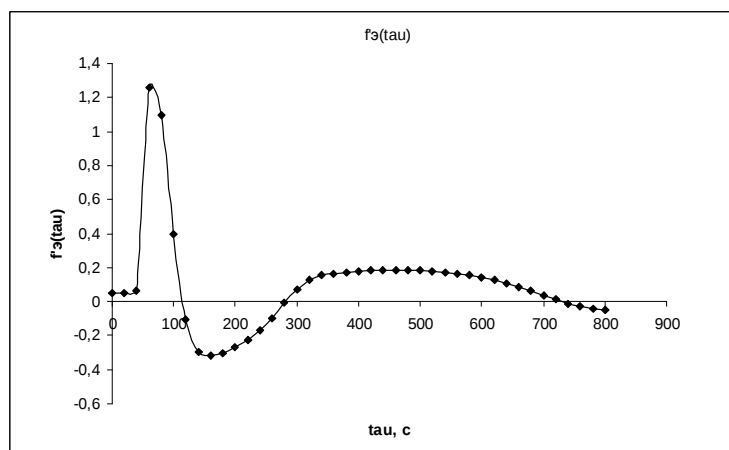


Рисунок 2 - Відновлена $f'_3(\tau)$ - перша похідна від експериментальної температури

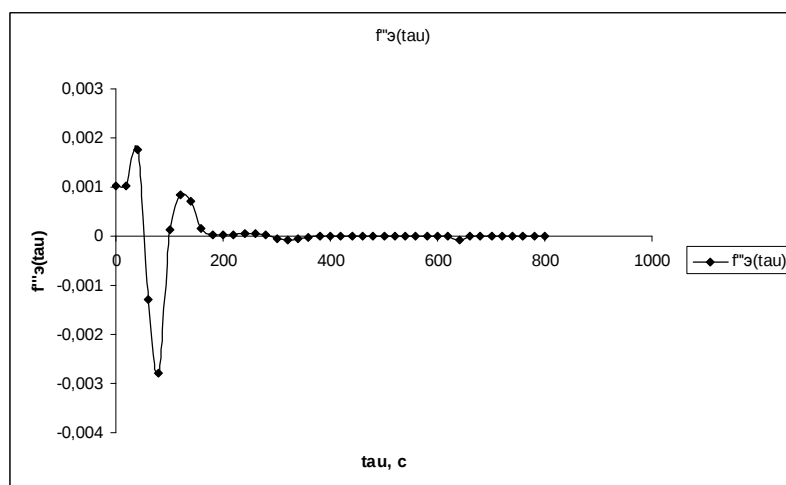


Рисунок 3 - Відновлена $f''_3(\tau)$ - друга похідна від експериментальної температури

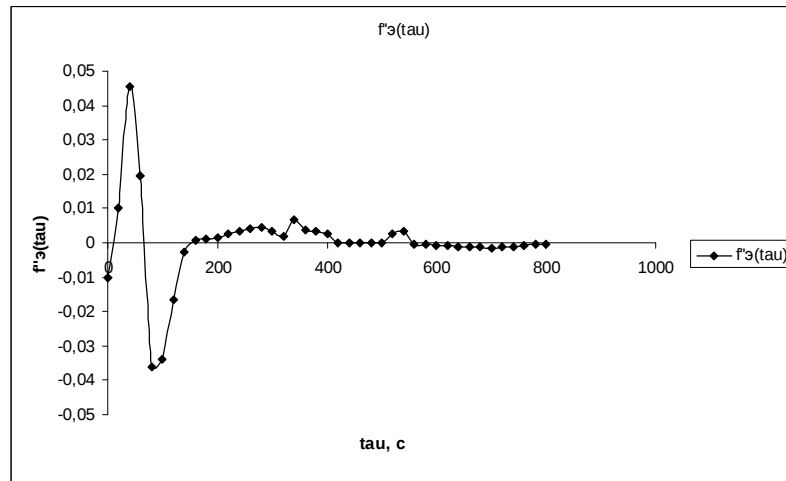


Рисунок 4 - Відновлена $f'''_э(\tau)$ - третя похідна від експериментальної температури

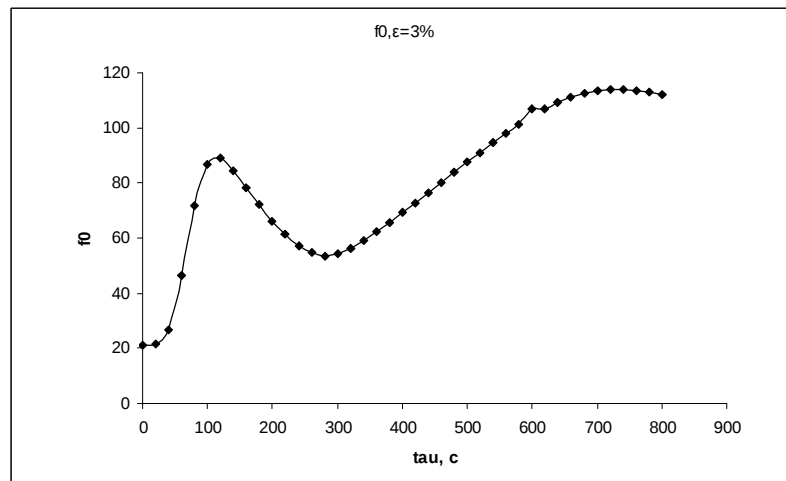


Рисунок 5 - Відновлена згладжена експериментальна температура

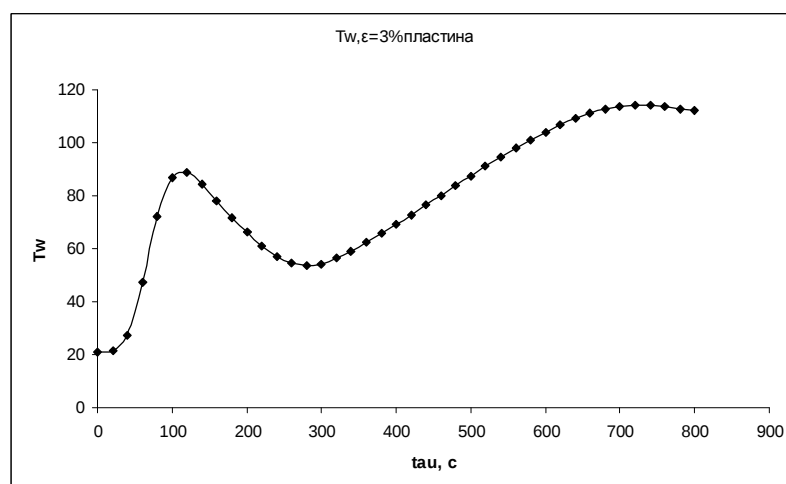


Рисунок 6 - Відновлена температура поверхні пластини

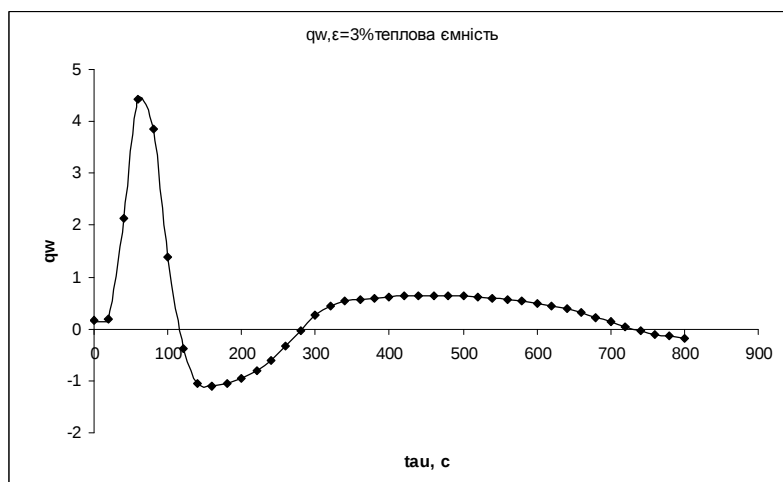


Рисунок 7 - Відновлений тепловий потік на поверхні теплової ємності

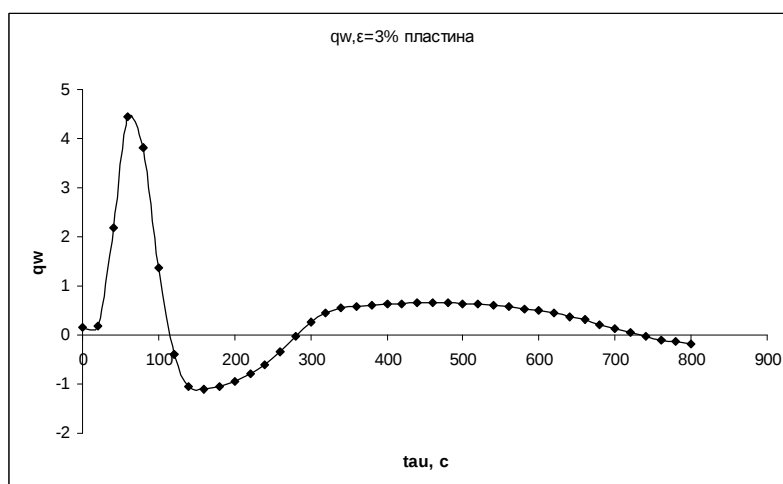


Рисунок 8 - Відновлений тепловий потік на поверхні пластини

Отримані результати можна використовувати при дослідженні температурних режимів тонкостінних елементів конструкцій, а також при обробці експериментальних даних з метою визначення функції тепловиділення при терті.

ЛІТЕРАТУРА

1. Підстригач Я.С. Вибрані праці/Я.С. Підстригач. – К.: Наукова думка, 1995. – 460 с.
2. Алифанов О.М. Обратные задачи как методологическая основа идентификации тепловых механических моделей: 4-й Минский международный форум по тепло- и массообмену, Минск 22 – 26 мая/О.М. Алифанов. – Минск, 2000. – т.3. – с. 3 – 13.
3. Бек Дж., Блакуэл Б., Сент-Клер Ч., мл. Неккоректные задачи теплопроводности/Дж. Бек, Б. Блакуэл, Ч. Сент-Клер, мл. – М.: Мир, 1989. – 312 с.

4. Мацевитый Ю. М. Обратные задачи теплопроводности: в 2-х томах/Ю.М. Мацевитый. – К.: Наук. думка, 2003. – т.1. – 460 с., т.2. – 392 с.
5. Веселовский В.Б. Решение прямых задач теплопроводности для многослойных пластин и построение алгоритмов восстановления граничных условий: Тезисы докладов 2 Республиканского симпозиума по дифференциальным и интегральным уравнениям/ В.Б. Веселовский. – О.: Одесский гос. ун-т, 1978. – с. 43 – 44.
6. Веселовский В.Б. Решение задач теплопроводности для многослойных сред при неидеальном тепловом контакте: Тезисы докладов 2 Республиканской конференции/ В.Б. Веселовский. – К.: Наук. думка, 1978. – с. 51.
7. Кушнір Р.М., Ясинський А.В. Ідентифікація температурних поля і напружень термочутливого циліндра за поверхневими деформаціями: Фіз.-хім. механ. матеріалів/Р.М. Кушнір, А.В. Ясинський. – 2004. – с. 55 – 61.
8. Чекурін В.Ф., Процюк Б.В. До ідентифікації параметрів багатоповітряних покриттів за термомеханічними переміщеннями поверхні нагрівання: Фіз.-хім. механ. матеріалів/ В.Ф. Чекурін, Б.В. Процюк. – 2004. - №1. – с. 7 – 15.
9. Веселовский В.Б., Берлов А.В., Никульникова В.В. Расчет температурных полей и восстановление граничных условий для составных элементов конструкций: Металлургическая теплотехника. Сборник научных трудов НМА Украины/В.Б. Веселовский, А.В. Берлов, В.В. Никульникова. – Днепропетровск: Пороги, 2004. – с. 238 – 249.
10. Яцків О.І., Швець Р.М., Бобик В.Я. Деякі підходи до розв'язання задачі нагріву суцільного пружного циліндра за нестационарної граничної умови: Прикл. Проблеми механ. і матем./О.І. Яцків, Р.М. Швець, В.Я. Бобик. – 2007. – Вип. 5. – с. 186 – 194.
11. Веселовский В.Б. Решение задач нестационарной теплопроводности для многослойных плоских тел с неидеальным тепловым контактом: Прикладные вопросы аэродинамики летат. аппаратов/ В.Б. Веселовский. – К.: Наук. Думка, 1984. – с. 140 – 144.
12. Веселовский В.Б. Математическое моделирование влияния полей различной физической природы на тепловые режимы элементов конструкций: Теплотех. механ./ В.Б. Веселовский. – 1993. – Вып.1. – с. 114 – 117.
13. Веселовский В.Б. Метод последовательных интервалов в исследовании теплофизических процессов: Металлургическая теплотехника. Сборник научных трудов НМА Украины/В.Б. Веселовский. – Днепропетровск: Пороги, 2004. – с. 225 – 265.
14. Веселовский В.Б. Контактное термическое сопротивление в многослойных элементах конструкций: Гидродин. и процессы теплообмена/В.Б. Веселовский. - К.: Наук. думка, 1986. – с. 120 – 125.

ИТЕРАЦИОННАЯ ПРОЦЕДУРА ОЦЕНИВАНИЯ ПАРАМЕТРОВ СИСТЕМЫ РЕГРЕССИОННЫХ УРАВНЕНИЙ СО СЛУЧАЙНЫМИ КОЭФФИЦИЕНТАМИ

Аннотация. Рассмотрена задача моделирования в классе систем регрессионных уравнений со случайными коэффициентами в условиях неопределенности по степени статистической зависимости между коэффициентами уравнений и между случайными составляющими выходных переменных объекта. Разработана итерационная процедура для оценивания параметров в системе регрессионных уравнений. Эффективность процедуры подтверждена методом статистических испытаний.

Ключевые слова: задача структурно-параметрической идентификации.

Статистические методы математического моделирования технических систем, для которых отсутствуют точные априорные гипотезы, являются современным инструментом описания и прогнозирования состояния таких систем. Распространенным классом моделей линейных по параметрам в задачах структурной идентификации является класс систем регрессионных уравнений со случайными коэффициентами.

Структурная неопределенность при моделировании в классе систем регрессионных уравнений со случайными коэффициентами может проявляться в виде неопределенности по степени статистической зависимости между коэффициентами уравнений и в виде неопределенности по степени статистической зависимости между случайными составляющими разных выходных переменных объекта. Если такие зависимости существуют, а ковариационные матрицы случайных коэффициентов и ковариационная матрица случайных составляющих разных выходных переменных неизвестны, то задача оценивания сводится к задаче минимизации функционала, который представляет собой логарифм определителя ковариационной матрицы остатков регрессионных уравнений. Известным методом решения этой задачи является так называемый "двухшаговый" метод: на первом

шаге параметры регрессионных уравнений оцениваются методом наименьших квадратов независимо для каждой выходной переменной, а на втором шаге они оцениваются совместно с использованием оценки ковариационной матрицы, полученной на первом шаге по остаткам регрессионных уравнений [1, 2]. Этот метод традиционно считался эвристическим, и поэтому его аналитическое обоснование и обобщение представляет собой актуальную задачу.

1. Априорные предположения об объекте

Пусть статический объект описывается множеством m входных переменных $\overset{\circ}{X} = \{\overset{\circ}{x}_1, \overset{\circ}{x}_2, \dots, \overset{\circ}{x}_m\}$ и множеством h выходных переменных $Y = \{y(1), y(2), \dots, y(h)\}$. Пусть модель функционирования объекта представляет собой систему регрессионных уравнений

$$y_i(k) = \overset{\circ}{x}_i^T(k) \theta_i(k) + \zeta_i(k), \quad k=1,2,\dots,h, \quad i=1,2,\dots,n, \quad (1)$$

где k – номер выходной переменной; $y_i(k)$ – i -е наблюдение выходной переменной с номером k ; $\overset{\circ}{x}_i(k)$ – $(m(k) \times 1)$ -вектор i -го наблюдения множества входов $\overset{\circ}{X}(k) \subseteq X$, $\overset{\circ}{X}(k) \neq \emptyset$ ($\emptyset$ – пустое множество), которые участвуют в формировании выходной переменной $y(k)$; $\theta_i(k)$ – ненаблюдаемый случайный $(m(k) \times 1)$ -вектор коэффициентов; $\zeta_i(k)$ – ненаблюдаемая случайная величина; n – объем выборки наблюдений.

Пусть для случайного вектора $\theta_i(k)$ выполняется

$$\theta_i(k) = \overset{\circ}{\theta}(k) + \eta_i(k), \quad k=1,2,\dots,h, \quad i=1,2,\dots,n, \quad (2)$$

где $\overset{\circ}{\theta}(k) = (\overset{\circ}{\theta}_1(k), \overset{\circ}{\theta}_2(k), \dots, \overset{\circ}{\theta}_{m(k)}(k))^T$ – неизвестный детерминированный $(m(k) \times 1)$ -вектор; $\eta_i(k)$ – случайный $(m(k) \times 1)$ -вектор.

Пусть $\eta_i(k) = (\eta_{1i}(k), \eta_{2i}(k), \dots, \eta_{m(k),i}(k))^T$ распределен по $m(k)$ -мерному нормальному закону: $\eta_i(k) \sim N(\mathbf{0}_{m(k)}, \Sigma_\eta(k, k))$, а относительно случайных векторов $\eta_i(k)$, $k=1,2,\dots,h$, выполнены предположения:

$$E\{\eta_i(k)\} = \mathbf{0}_{m(k)}, \quad i=1,2,\dots,n; \quad (3)$$

$$E\{\eta_i(k) \eta_i^T(k)\} = \Sigma_\eta(k, k); \quad (4)$$

$$E\{\boldsymbol{\eta}_i(k)\boldsymbol{\eta}_i^T(q)\} = \boldsymbol{\Sigma}_\eta(k, q), \quad q=1, 2, \dots, h, \quad k \neq q; \quad (5)$$

$$E\{\boldsymbol{\eta}_{i_1}(k)\boldsymbol{\eta}_{i_2}^T(q)\} = \mathbf{O}_{(m(k) \times m(q))}, \quad k, q=1, 2, \dots, h, \quad i_1, i_2=1, 2, \dots, n, \quad i_1 \neq i_2, \quad (6)$$

где $E\{\cdot\}$ – знак математического ожидания по всем реализациям случайных векторов $\boldsymbol{\eta}_i(k)$ и $\boldsymbol{\eta}_i(q)$; $\mathbf{O}_{m(k)}$ – нулевой $(m(k) \times 1)$ -вектор; $\boldsymbol{\Sigma}_\eta(k, q)$ – неизвестная ковариационная $(m(k) \times m(q))$ -матрица; $\mathbf{O}_{(m(k) \times m(q))}$ – нулевая $(m(k) \times m(q))$ -матрица.

Пусть относительно $\zeta(k)$, $k=1, 2, \dots, h$, выполняются предположения:

$$E\{\zeta(k)\} = \mathbf{0}_n, \quad E\{\zeta(k)\zeta^T(k)\} = \sigma_\zeta(k, k)\mathbf{I}_n, \quad k=1, 2, \dots, h; \quad (7)$$

$$E\{\zeta(k)\zeta^T(q)\} = \sigma_\zeta(k, q)\mathbf{I}_n, \quad k, q=1, 2, \dots, h; \quad k \neq q; \quad (8)$$

$$E\{\zeta_{i_1}(k)\zeta_{i_2}(q)\} = 0, \quad i_1, i_2=1, \dots, n, \quad i_1 \neq i_2, \quad k, q=1, 2, \dots, h, \quad (9)$$

где $E\{\cdot\}$ – знак математического ожидания по всем реализациям случайных векторов $\zeta(k)$ и $\zeta(q)$; $\mathbf{0}_n$ – нулевой $(n \times 1)$ -вектор; $\sigma_\zeta(k, k)$ – дисперсия случайной величины $\zeta_i(k)$, $i=1, 2, \dots, n$, ограниченная величина; $\sigma_\zeta(k, q)$ – ковариация случайных величин $\zeta_i(k)$ и $\zeta_i(q)$, $i=1, 2, \dots, n$, ограниченная величина; $\mathbf{I}_n$ – единичная $(n \times n)$ -матрица.

Пусть в результате наблюдения для каждой выходной переменной $y(k)$, $k=1, 2, \dots, h$, получены: 1) $\overset{\circ}{\mathbf{X}}(k)$ – $(n \times m(k))$ -матрица n наблюдений $m(k)$ входов множества $\overset{\circ}{X}(k)$, имеющая полный ранг, равный $m(k)$; 2) $\mathbf{y}(k)$ – $(n \times 1)$ -вектор соответствующих наблюдений выходной переменной $y(k)$.

В соответствии с (1)–(2) для наблюдений выполняется

$$\begin{aligned} y_i(k) &= \overset{\circ}{\mathbf{x}}_i^T(k) \overset{\circ}{\boldsymbol{\theta}}(k) + \overset{\circ}{\mathbf{x}}_i^T(k) \boldsymbol{\eta}_i(k) + \zeta_i(k) = \\ &= \overset{\circ}{\mathbf{x}}_i^T(k) \overset{\circ}{\boldsymbol{\theta}}(k) + \xi_i(k) = \overset{\circ}{y}_i(k) + \xi_i(k), \quad k=1, 2, \dots, h, \end{aligned} \quad (10)$$

где для случайной величины $\xi_i(k)$ введено обозначение

$$\xi_i(k) = \overset{\circ}{\mathbf{x}}_i^T(k) \boldsymbol{\eta}_i(k) + \zeta_i(k). \quad (11)$$

Для математического ожидания $\xi_i(k)$, учитывая (3) и (7), получаем

$$E\{\xi_i(k)\} = 0, \quad k = 1, 2, \dots, h, \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad (12)$$

а для ковариаций случайных величин $\xi_i(k)\xi_i(k)$, $\xi_i(k)\xi_i(q)$, $\xi_i(k)\xi_j(q)$ с учетом соответственно (4)–(6) и (7)–(9) получаем

$$E\{\xi_i(k)\xi_i(k)\} = \overset{\circ}{\mathbf{x}}_i^T(k) \Sigma_\eta(k, k) \overset{\circ}{\mathbf{x}}_i(k) + \sigma_\zeta(k, k) = [\Sigma_\xi(k, k)]_{ii}, \quad k = 1, 2, \dots, h \quad (13)$$

$$E\{\xi_i(k)\xi_i(q)\} = \overset{\circ}{\mathbf{x}}_i^T(k) \Sigma_\eta(k, q) \overset{\circ}{\mathbf{x}}_i(q) + \sigma_\zeta(k, q) = [\Sigma_\xi(k, q)]_{ii}, \quad k \neq q; \quad (14)$$

$$E\{\xi_i(k)\xi_j(q)\} = 0, \quad k, q = 1, 2, \dots, h, \quad i, j = 1, 2, \dots, n, \quad j \neq i. \quad (15)$$

Запишем (10)–(15) в обобщённом виде. Для этого введём обозначения

$$\mathbf{Y} = [\mathbf{y}(1), \mathbf{y}(2), \dots, \mathbf{y}(h)], \quad \overset{\circ}{\mathbf{Y}} = [\overset{\circ}{\mathbf{y}}(1), \overset{\circ}{\mathbf{y}}(2), \dots, \overset{\circ}{\mathbf{y}}(h)], \quad (16)$$

$$\Xi = [\xi(1), \xi(2), \dots, \xi(h)]. \quad (17)$$

Тогда (10) и (12) соответственно принимают вид

$$\mathbf{Y} = \overset{\circ}{\mathbf{Y}} + \Xi, \quad (18)$$

$$E\{\Xi\} = \mathbf{O}_{(n \times h)}, \quad (19)$$

где $\mathbf{O}_{(n \times h)}$ – нулевая $(n \times h)$ -матрица.

Для (k, q) -элемента ковариационной матрицы случайных векторов $\xi(1), \xi(2), \dots, \xi(h)$ в (17) получаем

$$\begin{aligned} [\text{Cov}\{\Xi\}]_{kq} &= E\{[\Xi^T \Xi]_{kq}\} = E\{\xi^T(k) \xi(q)\} = E\left\{\sum_{i=1}^n \xi_i(k) \xi_i(q)\right\} = \\ &= \sum_{i=1}^n E\{\xi_i(k) \xi_i(q)\} = \sum_{i=1}^n \overset{\circ}{\mathbf{x}}_i^T(k) \Sigma_\eta(k, q) \overset{\circ}{\mathbf{x}}_i(q) + n \cdot \sigma_\zeta(k, q), \end{aligned} \quad (20)$$

а для ее (k, k) -элемента –

$$[\text{Cov}\{\Xi\}]_{kk} = E\{[\Xi^T \Xi]_{kk}\} = \sum_{i=1}^n \overset{\circ}{\mathbf{x}}_i^T(k) \Sigma_\eta(k, k) \overset{\circ}{\mathbf{x}}_i(k) + n \cdot \sigma_\zeta(k, k). \quad (21)$$

2. Вывод формул для оценивания коэффициентов

Запишем (10)–(15) в объединенном виде. Введем обозначения

$$\mathbf{y} = \begin{pmatrix} \mathbf{y}(1) \\ \mathbf{y}(2) \\ \vdots \\ \mathbf{y}(h) \end{pmatrix}, \quad \overset{\circ}{\mathbf{y}} = \begin{pmatrix} \overset{\circ}{\mathbf{y}}(1) \\ \overset{\circ}{\mathbf{y}}(2) \\ \vdots \\ \overset{\circ}{\mathbf{y}}(h) \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{\theta} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\theta}(1) \\ \boldsymbol{\theta}(2) \\ \vdots \\ \boldsymbol{\theta}(h) \end{pmatrix}, \quad \overset{\circ}{\boldsymbol{\theta}} = \begin{pmatrix} \overset{\circ}{\boldsymbol{\theta}}(1) \\ \overset{\circ}{\boldsymbol{\theta}}(2) \\ \vdots \\ \overset{\circ}{\boldsymbol{\theta}}(h) \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{\xi} = \begin{pmatrix} \xi(1) \\ \xi(2) \\ \vdots \\ \xi(h) \end{pmatrix}, \quad (22)$$

$$\underline{\underline{\mathbf{R}}} = \begin{bmatrix} \overset{\circ}{\mathbf{X}}(1) & \mathbf{O}_{(n \times m(2))} & \cdots & \mathbf{O}_{(n \times m(h))} \\ \mathbf{O}_{(n \times m(1))} & \overset{\circ}{\mathbf{X}}(2) & \cdots & \mathbf{O}_{(n \times m(h))} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{O}_{(n \times m(1))} & \mathbf{O}_{(n \times m(2))} & \cdots & \overset{\circ}{\mathbf{X}}(h) \end{bmatrix}, \quad (23)$$

где $\mathbf{y}$ – объединенный $(N \times 1)$ -вектор наблюдаемых зашумленных значений;

$\overset{\circ}{\mathbf{y}}$ – $(N \times 1)$ -вектор ненаблюдаемых значений; $\boldsymbol{\theta}$ – ненаблюдаемый случайный $(M \times 1)$ -вектор коэффициентов; $\overset{\circ}{\boldsymbol{\theta}}$ – неизвестный детерминированный $(M \times 1)$ -вектор коэффициентов; $\boldsymbol{\xi}$ – $(N \times 1)$ -вектор ненаблюдаемых случайных аддитивных составляющих; $\underline{\underline{\mathbf{R}}}$ – объединенная $(N \times M)$ -матрица регрессоров; $N = nh$; $M = m(1) + m(2) + \dots + m(h)$.

С учетом (22)–(23) систему (1) можно записать

$$\mathbf{y} = \overset{\circ}{\mathbf{y}} + \boldsymbol{\xi} = \underline{\underline{\mathbf{R}}} \overset{\circ}{\boldsymbol{\theta}} + \boldsymbol{\xi}. \quad (24)$$

Необходимо найти оценку неизвестных коэффициентов $\overset{\circ}{\boldsymbol{\theta}}$ в виде

$$\mathbf{d} = \mathbf{C} \mathbf{y}, \quad \mathbf{d} = \begin{pmatrix} \mathbf{d}(1) \\ \mathbf{d}(2) \\ \vdots \\ \mathbf{d}(h) \end{pmatrix}, \quad \mathbf{d}(k) = \begin{pmatrix} \mathbf{d}(k,1) \\ \mathbf{d}(k,2) \\ \vdots \\ \mathbf{d}(k,h) \end{pmatrix}, \quad k = 1, 2, \dots, h, \quad (25)$$

где $(M \times N)$ -матрицу $\mathbf{C}$, которая зависит от $\underline{\underline{\mathbf{R}}}$, требуется определить.

Будем искать такую матрицу $\mathbf{C}$, при которой логарифм определителя ковариационной матрицы оценки коэффициентов (25) принимает минимальное значение и оценки коэффициентов несмещены. Математическое ожидание и ковариационную матрицу оценки (25) вычислим по всем возможным реализациям случайных величин $\boldsymbol{\xi}(k)$, $k = 1, 2, \dots, h$. Для математического ожидания оценки (25) должно выполняться

$$E\{\mathbf{d}\} = E\{\mathbf{C} \mathbf{y}\} = E\{\mathbf{C}(\overset{\circ}{\mathbf{y}} + \boldsymbol{\xi})\} = E\{\mathbf{C} \underline{\underline{\mathbf{R}}} \overset{\circ}{\boldsymbol{\theta}}\} + E\{\mathbf{C} \boldsymbol{\xi}\} = \overset{\circ}{\boldsymbol{\theta}}. \quad (26)$$

Справедливость (26) следует, с учетом (12), из условий

$$\mathbf{C} \underline{\underline{\mathbf{R}}} = \mathbf{I}_M, \quad E\{\mathbf{C} \boldsymbol{\xi}\} = \mathbf{0}_M, \quad (27)$$

где первое условие – требование несмещенности оценок, а второе – требование независимости элементов матрицы $\underline{\mathbf{R}}$ от величин $\xi(k)$, $k=1, 2, \dots, h$.

Пусть $(N \times N)$ -матрица Σ_ξ – ковариационная матрица введенного в (22) объединенного $(N \times 1)$ -вектора ненаблюдаемых случайных составляющих ξ :

$$\Sigma_\xi = E\{\xi\xi^T\} = \begin{bmatrix} \Sigma_\xi(1,1) & \Sigma_\xi(1,2) & \cdots & \Sigma_\xi(1,h) \\ \Sigma_\xi(2,1) & \Sigma_\xi(2,2) & \cdots & \Sigma_\xi(2,h) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Sigma_\xi(h,1) & \Sigma_\xi(h,2) & \cdots & \Sigma_\xi(h,h) \end{bmatrix}, \quad (28)$$

где $\Sigma_\xi(k, q) = E\{\xi(k)\xi^T(q)\}$ – $(n \times n)$ -матрица.

Для ковариационной матрицы вектора оценок (25) выполняется

$$\begin{aligned} \text{Cov}(\mathbf{d}) &= E\{(\mathbf{d} - \overset{\circ}{\boldsymbol{\theta}})(\mathbf{d} - \overset{\circ}{\boldsymbol{\theta}})^T\} = E\{(\mathbf{C}\overset{\circ}{\mathbf{y}} + \mathbf{C}\xi - \overset{\circ}{\boldsymbol{\theta}})(\mathbf{C}\overset{\circ}{\mathbf{y}} + \mathbf{C}\xi - \overset{\circ}{\boldsymbol{\theta}})^T\} = \\ &= E\{\mathbf{C}\xi\xi^T\mathbf{C}^T\} = \mathbf{C}\Sigma_\xi\mathbf{C}^T, \end{aligned} \quad (29)$$

где $E\{\cdot\}$ – операция математического ожидания, введенная в (26).

Запишем функцию Лагранжа

$$L(\mathbf{C}, \Lambda) = \ln(\det[\mathbf{C}\Sigma_\xi\mathbf{C}^T]) + \text{tr}[\Lambda_L(\mathbf{C}\underline{\mathbf{R}} - \mathbf{I}_M)], \quad (30)$$

где Λ_L – диагональная $(M \times M)$ -матрица неопределенных множителей.

Тогда необходимые условия оптимальности имеют вид:

$$\begin{cases} \frac{\partial L}{\partial \mathbf{C}} = \frac{\partial}{\partial \mathbf{C}}(\ln(\det[\mathbf{C}\Sigma_\xi\mathbf{C}^T])) + \frac{\partial}{\partial \mathbf{C}}(\text{tr}[\Lambda_L(\mathbf{C}\underline{\mathbf{R}} - \mathbf{I}_M)]) = \mathbf{O}_{M \times N}, \\ \frac{\partial L}{\partial \Lambda_L} = \frac{\partial}{\partial \Lambda_L}(\text{tr}[\Lambda_L(\mathbf{C}\underline{\mathbf{R}} - \mathbf{I}_M)]) = \mathbf{C}\underline{\mathbf{R}} - \mathbf{I}_M = \mathbf{O}_{M \times M}. \end{cases} \quad (31)$$

Применяя правила матричного дифференцирования, из (31) получаем

$$\mathbf{C} = (\underline{\mathbf{R}}^T \Sigma_\xi^{-1} \underline{\mathbf{R}})^{-1} \underline{\mathbf{R}}^T \Sigma_\xi^{-1}. \quad (32)$$

Для математического ожидания и ковариационной матрицы оценки (25) с учётом (32) выполняется

$$E\{\mathbf{d}\} = E\{\mathbf{C}\mathbf{y}\} = E\{(\underline{\mathbf{R}}^T \Sigma_\xi^{-1} \underline{\mathbf{R}})^{-1} \underline{\mathbf{R}}^T \Sigma_\xi^{-1} (\underline{\mathbf{R}}\overset{\circ}{\boldsymbol{\theta}} + \xi)\} = \overset{\circ}{\boldsymbol{\theta}}, \quad (33)$$

$$\begin{aligned} \text{Cov}\{(\mathbf{d} - \overset{\circ}{\boldsymbol{\theta}})(\mathbf{d} - \overset{\circ}{\boldsymbol{\theta}})^T\} = \\ = E\{(\mathbf{R}^T \Sigma_{\xi}^{-1} \mathbf{R})^{-1} \mathbf{R}^T \Sigma_{\xi}^{-1} \xi \xi^T \Sigma_{\xi}^{-1} \mathbf{R} (\mathbf{R}^T \Sigma_{\xi}^{-1} \mathbf{R})^{-1}\} = (\mathbf{R}^T \Sigma_{\xi}^{-1} \mathbf{R})^{-1}. \end{aligned} \quad (34)$$

Вычислим матрицу Σ_{ξ} , т. е. дисперсии и ковариации случайных величин $\xi_i(k)$, $i=1,2,\dots,n$, $k=1,2,\dots,h$. Учитывая (13)–(15), для $(n \times n)$ -матрицы $\Sigma_{\xi}(k, q)$ – (k, q) -блока матрицы Σ_{ξ} – получаем

$$\begin{aligned} [\Sigma_{\xi}(k, q)]_{ii} = [[\Sigma_{\xi}]_{kq}]_{ii} = \overset{\circ}{\mathbf{x}}_i^T(k) \Sigma_{\eta}(k, q) \overset{\circ}{\mathbf{x}}_i(q) + \sigma_{\zeta}(k, q) = \\ = [\Lambda_{\eta}(k, q)]_{ii} + \sigma_{\zeta}(k, q), \end{aligned} \quad (35)$$

где $\Lambda_{\eta}(k, q)$ – диагональная $(n \times n)$ -матрица.

В целом матрица Σ_{ξ} с учётом (35) имеет вид

$$\Sigma_{\xi} = \Lambda_{\eta} + \Sigma_{\zeta} \otimes \mathbf{I}_n, \quad (36)$$

где $\Sigma_{\zeta} \otimes \mathbf{I}_n$ – кронекеровское произведение матриц; $\mathbf{I}_n$ – единичная $(n \times n)$ -матрица.

Из (22)–(36) следует, что для оценок коэффициентов выполняется:

$$\begin{aligned} \hat{\mathbf{d}}(k) = \mathbf{C}_k \cdot \mathbf{y} = \sum_{q=1}^h \mathbf{C}_{kq} \mathbf{y}(q) = \sum_{q=1}^h \mathbf{C}_{kq} (\overset{\circ}{\mathbf{y}}(q) + \xi(q)) = \\ = \sum_{q=1}^h \left[(\mathbf{R}^T \Sigma_{\xi}^{-1} \mathbf{R})^{-1} \mathbf{R}^T \Sigma_{\xi}^{-1} \right]_{kq} (\overset{\circ}{\mathbf{y}}(q) + \xi(q)) = \overset{\circ}{\boldsymbol{\theta}}(k) + \sum_{q=1}^h \mathbf{C}_{kq} \xi(q), \end{aligned} \quad (37)$$

где использованы свойства обратной матрицы, которые следуют из

$$\text{равенства} \quad \mathbf{H} \times \mathbf{H}^{-1} = \mathbf{I}: \quad \sum_{l=1}^h [\mathbf{H}]_{kl} \times [\mathbf{H}^{-1}]_{lq} = 1, \text{ если } k = q, \quad \text{и}$$

$$\sum_{l=1}^h [\mathbf{H}]_{kl} \times [\mathbf{H}^{-1}]_{lq} = 0, \text{ если } k \neq q.$$

3. Итерационная процедура оценивания коэффициентов

Пусть $\hat{\mathbf{d}}(r)$ – оценка вектора коэффициентов $\overset{\circ}{\boldsymbol{\theta}}$, а $\hat{\mathbf{d}}(k; r)$, $k=1,2,\dots,h$ – оценка вектора коэффициентов $\overset{\circ}{\boldsymbol{\theta}}(k)$ в виде (25), полученные на итерации с номером r . Тогда для системы регрессионных уравнений выполняется

$$\mathbf{y}(k) = \mathbf{X}(k) \hat{\mathbf{d}}(k; r) + \mathbf{u}(k; r) = \hat{\mathbf{y}}(k; r) + \mathbf{u}(k; r), \quad k=1,2,\dots,h, \quad (38)$$

где $\hat{\mathbf{y}}(k;r)$ – $(n \times 1)$ -вектор выходов модели, а $\mathbf{u}(k;r)$ – $(n \times 1)$ -вектор остатков модели для k -й переменной на итерации с номером r .

Введем в рассмотрение матрицу наблюдений $\mathbf{Y}$, матрицу выходов $\hat{\mathbf{Y}}$ и матрицу остатков $\mathbf{U}$ системы моделей (38):

$$\mathbf{Y} = [\mathbf{y}(1), \mathbf{y}(2), \dots, \mathbf{y}(h)], \quad \hat{\mathbf{Y}}(r) = [\hat{\mathbf{y}}(1,r), \hat{\mathbf{y}}(2,r), \dots, \hat{\mathbf{y}}(h,r)], \quad (39)$$

$$\mathbf{U}(r) = [\mathbf{u}(1,r), \mathbf{u}(2,r), \dots, \mathbf{u}(h,r)], \quad (40)$$

для которых выполняется

$$\mathbf{U}(r) = \mathbf{Y} - \hat{\mathbf{Y}}(r) = [\mathbf{y}(1) - \hat{\mathbf{y}}(1,r), \mathbf{y}(2) - \hat{\mathbf{y}}(2,r), \dots, \mathbf{y}(h) - \hat{\mathbf{y}}(h,r)]. \quad (41)$$

В выражение (36) для матрицы Σ_ξ входят неизвестные матрицы Σ_ζ и $\Sigma_\eta(k,q)$, $k, q = 1, 2, \dots, h$. Используем это для построения итерационной процедуры вычисления неизвестных коэффициентов.

Рассмотрим в данной работе относительно простой случай, в котором выполняется $\Sigma_\eta(k,q) = \mathbf{O}_{(m(k) \times m(q))}$, $k, q = 1, 2, \dots, h$, $k \neq q$, т. е. флуктуации коэффициентов в моделях для разных выходных переменных независимы.

В этом случае недиагональные элементы матрицы Σ_ζ и недиагональные блоки матрицы Σ_ξ определяем (оцениваем) соответственно по формулам:

$$[\hat{\Sigma}_\zeta(r)]_{kq} = (n-1)^{-1} [\mathbf{U}^T(r) \mathbf{U}(r)]_{kq}, \quad k \neq q, \quad (42)$$

$$[\hat{\Sigma}_\xi(r)]_{kq} = [\hat{\Sigma}_\zeta(r)]_{kq} \otimes \mathbf{I}_n, \quad k \neq q. \quad (43)$$

Диагональные элементы матрицы Σ_ζ , элементы матриц $\Sigma_\eta(k,k)$, $k = 1, 2, \dots, h$, и затем диагональные блоки матрицы Σ_ξ оцениваем, решая вспомогательную задачу регрессионного анализа.

Введем матрицу

$$\mathbf{M} = \mathbf{u} \mathbf{u}^T = \begin{pmatrix} \mathbf{u}(1) \\ \mathbf{u}(2) \\ \vdots \\ \mathbf{u}(h) \end{pmatrix} \left(\mathbf{u}^T(1) \mid \mathbf{u}^T(2) \mid \dots \mid \mathbf{u}^T(h) \right) = \begin{bmatrix} \mathbf{M}(1,1) & \mathbf{M}(1,2) & \dots & \mathbf{M}(1,h) \\ \mathbf{M}(2,1) & \mathbf{M}(2,2) & \dots & \mathbf{M}(2,h) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{M}(h,1) & \mathbf{M}(h,2) & \dots & \mathbf{M}(h,h) \end{bmatrix}, \quad (44)$$

для (k, k) -блока которой выполняется

$$\mathbf{M}(k, k) = \mathbf{u}(k) \mathbf{u}^T(k) = \begin{pmatrix} u_1(k) \\ u_2(k) \\ \vdots \\ u_n(k) \end{pmatrix} (u_1(k), u_2(k), \dots, u_n(k)) = \begin{bmatrix} u_1(k)u_1(k) & u_1(k)u_2(k) & \cdots & u_1(k)u_n(k) \\ u_2(k)u_1(k) & u_2(k)u_2(k) & \cdots & u_2(k)u_n(k) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ u_n(k)u_1(k) & u_n(k)u_2(k) & \vdots & u_n(k)u_n(k) \end{bmatrix}. \quad (45)$$

Опираясь на (35), будем предполагать, что для неизвестных элементов матриц $\Sigma_\eta(k, k)$ и неизвестных диагональных элементов матрицы $\sigma_\zeta(k, k) = [\Sigma_\zeta]_{kk}$, $k = 1, 2, \dots, h$, выполняется:

$$\overset{o}{\mathbf{x}}_i^T(k) \Sigma_\eta(k, k) \overset{o}{\mathbf{x}}_i(k) + \sigma_\zeta(k, k) = u_i(k)u_i(k) + \varepsilon_i, \quad (46)$$

где $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon)$ – случайная величина, распределенная по нормальному закону.

Запишем (46) в развернутом виде

$$\sum_{l=1}^{m(k)} \overset{o}{x}_{il}(k) [\Sigma_\eta(k, k)]_{ll} \overset{o}{x}_{il}(k) + \sum_{l=1}^{m(k)} \sum_{s=1}^{m(k)} 2 \cdot \overset{o}{x}_{il}(k) [\Sigma_\eta(k, k)]_{ls} \overset{o}{x}_{is}(k) + \sigma_\zeta(k, k) = u_i(k)u_i(k) + \varepsilon_i. \quad (47)$$

Для неизвестных коэффициентов в регрессионном уравнении (47) введем новые обозначения, присваивая номера коэффициентам, соответствующим элементам ковариационной матрицы $\Sigma_\eta(k, k)$, построчно слева направо с учетом её симметричности:

$$\begin{bmatrix} c_1 & c_2 & \cdots & c_{m-1} & c_m \\ c_2 & c_{m+1} & \cdots & c_{2m-2} & c_{2m-1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ c_{m-1} & c_{2m-2} & \cdots & c_{m(\eta)-2} & c_{m(\eta)-1} \\ c_m & & \cdots & c_{m(\eta)-1} & c_{m(\eta)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (\Sigma_\eta)_{11} & (\Sigma_\eta)_{12} & \cdots & (\Sigma_\eta)_{1,m-1} & (\Sigma_\eta)_{1m} \\ (\Sigma_\eta)_{21} & (\Sigma_\eta)_{22} & \cdots & (\Sigma_\eta)_{2,m-1} & (\Sigma_\eta)_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ (\Sigma_\eta)_{m-1,1} & (\Sigma_\eta)_{m-1,2} & \cdots & (\Sigma_\eta)_{m-1,m-1} & (\Sigma_\eta)_{m-1,m} \\ (\Sigma_\eta)_{m1} & (\Sigma_\eta)_{m2} & \cdots & (\Sigma_\eta)_{m,m-1} & (\Sigma_\eta)_{m,m} \end{bmatrix}, \quad (48)$$

где $m_\eta = (m^2(k) + m(k)) / 2$ – число оцениваемых элементов матрицы $\Sigma_\eta(k, k)$. Отметим, что с целью сокращения формулы в (48) вместо $\Sigma_\eta(k, k)$ записано Σ_η , а вместо $m(k)$ – m .

Для неизвестной величины $\sigma_\zeta(k, k)$ введем обозначение $c_0 = \sigma_\zeta(k, k)$.

Соответственно (48) введем новые обозначения и для векторов регрессоров

$$\begin{bmatrix} (\mathbf{z}_1)_i & (\mathbf{z}_2)_i & \cdots & (\mathbf{z}_m)_i \\ (\mathbf{z}_2)_i & (\mathbf{z}_{m+1})_i & \cdots & (\mathbf{z}_{2m-1})_i \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ (\mathbf{z}_m)_i & (\mathbf{z}_{2m-1})_i & \cdots & (\mathbf{z}_{m(\eta)})_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ X_{i1} \cdot X_{i1} & X_{i1} \cdot X_{i2} & \cdots & X_{i1} \cdot X_{im} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ X_{i2} \cdot X_{i1} & X_{i2} \cdot X_{i2} & \cdots & X_{i2} \cdot X_{im} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ X_{im} \cdot X_{i1} & X_{im} \cdot X_{i2} & \cdots & X_{im} \cdot X_{im} \end{bmatrix}. \quad (49)$$

С учетом (49) матрицу регрессоров можно записать в виде

$$\mathbf{Z} = [\mathbf{1}_n, \mathbf{z}_1, 2 \cdot \mathbf{z}_2, \dots, 2 \cdot \mathbf{z}_m, \mathbf{z}_{m+1}, 2 \cdot \mathbf{z}_{m+2}, \dots, 2 \cdot \mathbf{z}_{2m-1}, \dots, \mathbf{z}_{m(\eta)-2}, 2 \cdot \mathbf{z}_{m(\eta)-1}, \mathbf{z}_{m(\eta)}], \quad (50)$$

где $\mathbf{1}_n$ – $(n \times 1)$ -вектор, состоящий из единиц.

Введем обозначения

$$\mathbf{g} = \begin{pmatrix} g_1 \\ g_2 \\ \vdots \\ g_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} u_1 \cdot u_1 \\ u_2 \cdot u_2 \\ \vdots \\ u_n \cdot u_n \end{pmatrix}, \quad \mathbf{c} = \begin{pmatrix} c_0 \\ c_1 \\ c_2 \\ \vdots \\ c_{m(\eta)} \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{\varepsilon} = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{pmatrix}. \quad (51)$$

Тогда моделью во вспомогательной регрессионной задаче является

$$\mathbf{g} = \mathbf{Z}\mathbf{c} + \boldsymbol{\varepsilon}, \quad (52)$$

а её решение имеет вид

$$\hat{\mathbf{c}} = (\mathbf{Z}^T \mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}^T \mathbf{g}. \quad (53)$$

Отметим, что вспомогательную задачу регрессионного анализа (44)–(53) необходимо решить для каждого $k = 1, 2, \dots, h$.

Итерационная процедура вычисления коэффициентов в системе регрессионных уравнений предусматривает ряд итераций.

1. На итерации $r = 0$ полагаем $\Sigma_\eta(k, k) = \mathbf{O}_{(m(k) \times m(k))}$, $k = 1, 2, \dots, h$, и $\Sigma_\xi = \mathbf{I}_N$ – единичная $(N \times N)$ -матрица.

а) В качестве начального приближения получаем оценку обычного метода наименьших квадратов (МНК):

$$\hat{\mathbf{d}}(0) = (\underline{\mathbf{X}}^T \underline{\mathbf{X}})^{-1} \underline{\mathbf{X}}^T \mathbf{y}. \quad (54)$$

2. На итерации $r = 1, 2, \dots, r^*$ производим вычисления в такой последовательности.

а) Вычисляем выходы моделей:

$$\hat{\mathbf{y}}(k; r-1) = \mathbf{X}(k) \hat{\mathbf{d}}(k; r-1), \quad k=1, 2, \dots, h. \quad (55)$$

b) Вычисляем остатки моделей:

$$\mathbf{u}(k; r-1) = \mathbf{y}(k) - \hat{\mathbf{y}}(k; r-1) \quad k=1, 2, \dots, h. \quad (56)$$

c) Объединяем остатки в матрицу:

$$\mathbf{U}(r-1) = [\mathbf{u}(1, r-1), \mathbf{u}(2, r-1), \dots, \mathbf{u}(h, r-1)]. \quad (57)$$

d) Вычисляем оценку ковариационной матрицы $\hat{\Sigma}_{\xi}(r-1)$:

недиагональные блоки матрицы $\hat{\Sigma}_{\xi}(r-1)$ определяем (оцениваем) соответственно по формулам (42)–(43);

диагональные блоки матрицы $\hat{\Sigma}_{\xi}(r-1)$ определяем соответственно по формулам (44)–(53), решая h вспомогательных задач регрессионного анализа.

e) Вычисляем оценку $\hat{\mathbf{d}}(r)$:

$$\hat{\mathbf{d}}(r) = (\underline{\mathbf{X}}^T [\hat{\Sigma}_{\xi}(r-1)]^{-1} \underline{\mathbf{X}})^{-1} \underline{\mathbf{X}}^T [\hat{\Sigma}_{\xi}(r-1)]^{-1} \mathbf{y}, \quad (58)$$

f) Вычисляем целевой функционал:

$$\Phi(r) = (\det[(n-1)^{-1} \mathbf{U}^T(r) \mathbf{U}(r)])^{1/h}. \quad (59)$$

3. Итерационный процесс заканчиваем на итерации r^* при выполнении условия

$$\delta^2 = \Phi(r^* - 1) - \Phi(r^*) \leq \delta_0^2, \quad (60)$$

где δ_0^2 – заданная величина.

Эффективность итерационной процедуры (54)–(60) подтверждена методом статистических испытаний.

Отметим, что если коэффициенты в модели функционирования объекта (1) не являются случайными величинами, а детерминированы и постоянны, как было принято в [3], то матрица Λ_{η} является нулевой, ковариационная матрица Σ_{ξ} в (35) совпадает с ковариационной матрицей Σ_{ξ} в [3], а итерационная процедура (54)–(60) совпадает с итерационной процедурой [3].

4. Заключение

Рассмотрена задача моделирования в классе систем регрессионных уравнений со случайными коэффициентами в условиях неопределенности по степени статистической зависимости между коэффициентами уравнений и степени статистической зависимости между случайными составляющими разных выходных переменных объекта. Разработана итерационная процедура оценивания параметров системы регрессионных уравнений, эффективность которой подтверждена методом статистических испытаний. Аналогичные результаты использованы для моделирования в классе систем авто-регрессионных уравнений [4].

ЛИТЕРАТУРА

1. Greene W. H. Econometric analysis : – 5th edition. – New Jersey : Prentice Hall, 2003. – 1056 p.
2. Сарычев А. П. Идентификация состояний структурно-неопределенных систем / А. П. Сарычев – Днепропетровск : НАН Украины и НКА Украины, Ин-т технической механики, 2008. – 268 с.
3. Сарычев А. П. Итерационная процедура оценивания параметров системы регрессионных уравнений / А. П. Сарычев // Системные технологии. – Выпуск 3 (80). – 2012. – С. 145–152.
4. Сарычев А. П. Идентификация параметров систем авторегрессионных уравнений при известных ковариационных матрицах / А. П. Сарычев // Международный научно-технический журнал “Проблемы управления и информатики”. – 2012. – № 3. – С. 14–30.

О.М. Стоянов, К.Г. Нізяєв, Б.М. Бойченко, Л.С. Молчанов,
Є.В. Синегін

ПОРІВНЯННЯ ЕНЕРГОЕФЕКТИВНОСТІ ТЕХНОЛОГІЙ ПОЗАПІЧНОЇ ДЕСУЛЬФУРАЦІЇ ЧАВУНУ ШЛЯХОМ МАТЕМАТИЧНОГО МОДЕЛЮВАННЯ

Анотація. Стаття присвячена проблемі енергоефективності позапічної десульфурації чавуну. В ній, за допомогою математико-статистичного моделювання, висвітлено порівняння енергоефективності різних способів позапічної десульфурації чавуну.

Ключові слова: рідкий чавун, позапічна десульфурація, енергоефективність, математично-статистична модель

Постановка проблеми дослідження

Позапічна обробка є однією з невід'ємних складових сучасної технології виробництва сталі. Це пов'язано зі значним підвищенням вимог до якості кінцевої продукції у відповідності до міжнародних стандартів [1].

Першочерговою операцією серед технологій позапічної обробки є позаагрегатна десульфурація. Це пов'язано з фізико-хімічними особливостями процесу видалення сірки із залізовуглецевого розплаву, адже видалення сірки безпосередньо в плавильному агрегаті ускладнюється через присутність оксидів заліза та високу температуру розплаву. Процеси десульфурації пов'язані з використанням значної кількості матеріалів, що призводить до підвищення енерговитратності процесів сталеплавильного виробництва в цілому.

Аналіз останніх досліджень

З огляду на той факт, що на даний момент у якості десульфураторів найбільше поширення знайшли активні реагенти на основі магнію та кальцію, а основними технологіями їх введення є вдування в струмені інертного газу чи подача за допомогою трайбапаратів, ці технології відрізняються високою енергоємністю і енерговитратністю [2, 3]. Серед існуючих технологій десульфурації

найменш витратною є обробка залізовуглецевого розплаву магнієм, відновленим з оксиду за допомогою теплоти електричної дуги [4]. Єдиним істотним недоліком такої технології є значні витрати електроенергії.

Постановка завдання дослідження

Метою даної роботи є проведення аналізу енерговитратності існуючих технологій позаагрегатної десульфурзації чавуну та розробка нової, яка має відрізнятись низькою енергоємністю.

Основні матеріали дослідження

На сучасному етапі найбільш поширеним способом виробництва сталі є киснево-конвертерний процес, а невідомою його складовою - позапічна десульфурация чавуну. За результатами проведених розрахунків було визначено, що найбільш вагомий вплив на загальну енергоємність конвертерної сталі має енергомисткість чавуну, що використовується (рисунок 1).

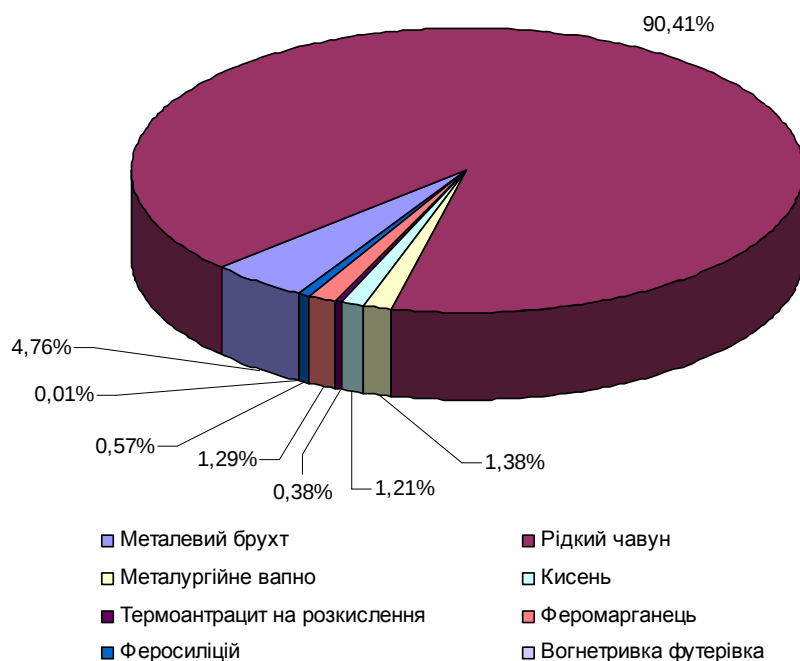


Рисунок 1 - Частка шихтових матеріалів у енергоємності конвертерної сталі

Загальна схема виробництва рідкого чавуну є однаковою на більшості металургійних підприємств і його енергоємність у більшості випадків буде мало відрізнятися. Таким чином, за умов, що склалися, найбільше впливати на підвищення енергоємності чавуну повинна технологія позапічної десульфурзації, що використовується.

Для зниження загальної енергоємності сталі, в цілому, та рідкого чавуну, зокрема, авторами розроблена нова технологія десульфурації металевих розплавів, яка полягає у введенні екзотермічної суміші, що містить оксиди магнію, кальцію та заліза й металевого алюмінію безпосередньо у об'єм рідкого металевого розплаву. Під час контакту екзотермічної суміші з рідким чавуном починають проходити процеси алюмотермічного відновлення оксидів заліза, які супроводжуються виділенням значної кількості теплоти. За рахунок цього в екзотермічній суміші відновлюється магній безпосередньо з оксиду. Відновлений магній взаємодіє з сіркою чавуну та призводить до протікання кожного з етапів процесу десульфурації.

Для аналізу енерговитратності процесів позапічної десульфурації за експериментальними даними авторів та з використанням методики робіт [5 - 13] й результатів робіт [14, 15] побудовані статистичні математичні моделі залежності енергоємності від ступеня десульфурації для кожного з різновидів процесів (таблиця 1).

Таблиця 1

Математично-статистичні моделі різних способів позапічної десульфурації чавуну*

№ п/п	Назва процесу	Математично-статистична модель	Коефіцієнт достовірності (R^2)	Кількість експериментальних даних
1.	Десульфурація інжекцією гранульованого магнію	$E = 18904 \cdot D_S^{0,0109}$	0,85	100
2.	Десульфурація інжекцією порошкоподібного вапна	$E = 19528 \cdot D_S^{0,0024}$	0,86	100
3.	Десульфурація інжекцією суміші порошкоподібного вапна та гранульованого магнію	$E = 19007 \cdot D_S^{0,0096}$	0,82	100
4.	Десульфурація дротом, що містить магній	$E = 19259 \cdot D_S^{0,007}$	0,89	100
5.	Десульфурація дротом, що містить карбід кальцію	$E = 16969 \cdot D_S^{0,0414}$	0,84	100
6.	Десульфурація магнієм, що відновлено з оксиду за рахунок теплоти електричної дуги	$E = 18906 \cdot D_S^{0,0106}$	0,89	20
7.	Десульфурація екзотермічними брикетами, що містять оксид магнію	$E = 19474 \cdot D_S^{0,0031}$	0,88	20

* - E – енергоємність, МДж/т; D_S – ступінь десульфурації розплаву, %.

На підставі розроблених математичних моделей були побудовані графічні залежності приросту енергоемності рідкого чавуну від ступеня десульфурації (рисунок 2).

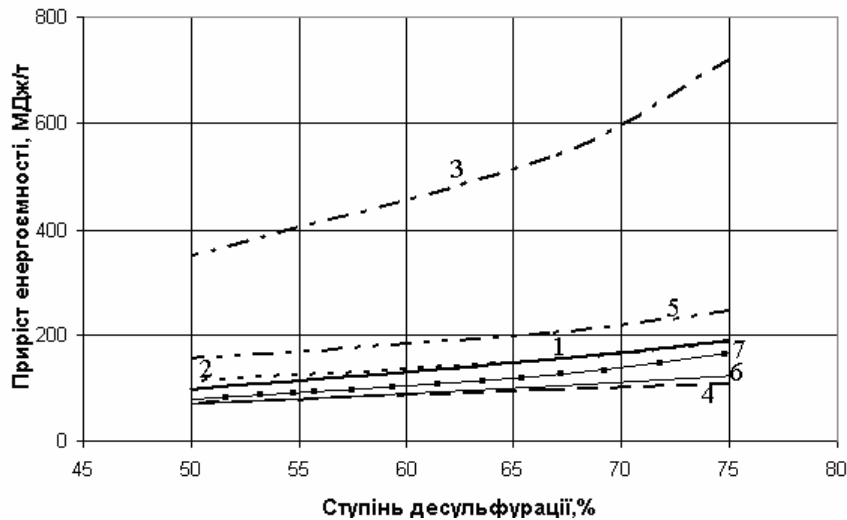


Рисунок 2 - Залежність приросту енергоемності чавуну від ступеню десульфурації при використанні різних технологій:

1 – інжекція гранульованого магнію; 2 – інжекція суміші гранульованого магнію та вапна; 3 – введення дроту, що містить карбід кальцію; 4 – інжекція пилоподібного вапна; 5 - введення дроту, що містить магній; 6 – обробка екзотермічними брикетами, що містять оксид магнію; 7 - десульфурація магнієм, який відновлено з оксиду за рахунок теплоти електричної дуги

Таким чином, відповідно до даних наведених на рисунку 2 розроблена технологія має енергоемність близьку до енергоемності процесу позаагрегатної десульфурації чавуну інжекцією пилоподібного вапна. Істотною перевагою розробленого методу десульфурації є простота виконання та відсутність додаткового обладнання для його здійснення.

Висновки

Проведено аналіз енергоемності сталі та визначено вплив різних способів позапічної десульфурації чавуну на енергоемність чавуну. Отримані математико-статистичні моделі залежності енергоемності чавуну від способу десульфурації. Визначено, що розроблена технологія десульфурації рідкого чавуну відрізняється низькою енерговитратністю у порівнянні з іншими.

ЛІТЕРАТУРА

1. Величко О.Г. Технології підвищення якості сталі: підруч. [для студ. вищ. навч. закл.] / Величко О.Г., Бойченко Б.М., Стоянов О.М. – Дніпропетровськ: Системні технології, 2009. – 234 с.
2. Чернега Д.Ф. Основи металургійного виробництва металів і сплавів: підруч. [для студ. вищ. навч. закл.] / Чернега Д.Ф., Богусhevський В.С., Готвянський Ю.Я. – К.: Вища школа, 2006. – 503с.
3. Бойченко Б.М. Конвертерне виробництво сталі: теорія, технологія, якість сталі, конструкції агрегатів, рециркуляція матеріалів і екологія: підруч. [для студ. вищ. навч. закл.] / Бойченко Б.М., Охотський В.Б., Харлашин П.С. – Дніпропетровськ: РВА“Дніпро-ВАЛ”, 2006. – 456с.
4. Экспериментальные исследования десульфурации чугуна магнезитом в условиях ДЗПВ / К.Г. Низяев, А.Г. Величко, Б.М. Бойченко и др. // Теория и практика металлургии. - 2001. - №6. - С. 16 – 19.
5. Вергун А.С. Исследование и разработка оптимального химического состава магнийсодержащего реагента для внедоменной десульфурации чугуна / А.С. Вергун//Теория и практика металлургии.– 2000. – № 3. – С.21 – 24.
6. Десульфурация чугуна в 420–тонных передвижных миксерных ковшах / Н.А. Воронова, А.С. Вергун, И.М. Лафер и др. //Бюллетень ЦНИИЧМ. – 1983. – № 8. – С. 46 – 47.
7. Рациональная технология десульфурации чугуна гранулированным магнием в большегрузных заливочных ковшах / А.Ф. Шевченко, Б.В. Двоскин, А.С. Вергун и др. // Бюллетень Института “Черметинформация”. – 2001. – №1. – С. 12 – 14.
8. Выбор рационального решения ковшевого рафинирования чугуна магниевыми реагентами / А.Ф. Шевченко, В.А. Александров, А.В. Зотов и др. //Сталь. – 2002. – №6. – С. 16 – 19.
9. Чернятевич А.Г. Особенности десульфурации чугуна при вдувании диспергированного магния / А.Г. Чернятевич, А.С. Вергун, К.И. Чубин // Изв. ВУЗов. ЧМ. – 2000. - № 12. – С. 3 - 8.
10. Разработка комплексной технологии ковшевого рафинирования чугуна с вдуванием десульфураторов через две фурмы / Е.Н. Сигарев, А.Г. Чернятевич, К.И. Чубин и др. // Теория и практика металлургии. – 2008. - № 2. – С. 3 - 7.
11. Технология обработки железоуглеродистого расплава погруженной электродугой / К.Г. Низяев, В.И. Пищида, А.В. Шибко и др. // Металл и литье Украины. - 2002. - №3 - 4. - С. 27 - 29.
12. Рафинирование чугуна и стали в ковше погружаемой электрической дугой / К.Г. Низяев, Б.М. Бойченко, А.Н. Стоянов и др. // Теория и практика металлургии. – 2003 - №4. - С. 23 - 26.
13. Особенности десульфурации чугуна экзотермическими брикетами, содержащими оксид магния / Л.С. Молчанов, К.Г. Низяев, Б.М. Бойченко и др. // Металлургическая и горнорудная промышленность. – 2012.– №7.– С. 42 - 44.
14. Никифоров Б.И. Энергосбережение на металлургических предприятиях / Б.И. Никифоров, Г.В. Заславец. – Магнитогорск: МГТУ, 2000 г. – 354с.
15. Литвиненко В.Г. Методика оценки изменения энергоемкости продукции в черной металлургии / В.Г. Литвиненко, Г.Н. Грецкая, Т.А. Андреева // Сталь. – 2003. – № 1. – С. 103 - 106.

А.А. Кавац

ИССЛЕДОВАНИЕ ЭФФЕКТИВНОСТИ МЕТОДОВ СЛИЯНИЯ ФОТОГРАММЕТРИЧЕСКИХ ИЗОБРАЖЕНИЙ

Аннотация. Работа посвящена исследованию эффективности методов слияния фотограмметрических изображений. Выполнена реализация известных методов слияния (HSV, Color Normalized Brovey, Gram-Schmidt, PC Spectral Sharpening) и получены количественные и качественные сравнительные характеристики методов. Даны рекомендации по выбору наиболее эффективного метода слияния с учетом физических свойств спутникового сенсора.

Ключевые слова: фотограмметрия, методы слияния, панхроматические изображения, мультиспектральные изображения, индекс качества изображения.

Постановка проблемы. Интерес к методам обработки изображений возникает из двух основных областей ее применения, которыми является повышение качества изображений для улучшения ее визуального восприятия человеком и дальнейшего тематического анализа и обработки изображений для их хранения и передачи. Актуальной областью научных исследований в настоящее время является обработка панхроматических (Pan) и мультиспектральных (Mul) изображений, которые получают при дистанционном зондировании Земли (ДЗЗ). Данные ДЗЗ являются эффективным инструментом, позволяющим оперативно и детально исследовать состояние окружающей среды, использование природных ресурсов и получать объективную картину мира. Панхроматические снимки - это снимки в градациях серого, обладающие более высоким пространственным разрешением. Они подходят для решения топографических задач и уточнения границ объектов. Мультиспектральные снимки содержат, как правило, четыре спектральных канала: красный, зеленый, синий (видимые) и ближний инфракрасный. Эти каналы могут смешиваться, позволяя получить естественный цвет и различные псевдоцвета. Мультиспектральная съемка имеет несколько худшее пространственное разрешение. Учитывая, что данные, полученные с сенсоров, установленных

на спутниках, имеют разное пространственное, спектральное, временное и другое разрешения, актуальным становится вопрос слияния продуктов дистанционного зондирования с целью интеграции характеристик и последующего их анализа. Информация, содержащаяся в изображении, полученном в результате слияния, является более полной и точной, что ведет к повышению качества распознавания объектов и более ясному пониманию их свойств.

Анализ последних исследований. Большинство алгоритмов, связанных с повышением информативности цифровых изображений, основаны на их линейной локальной обработке и сводятся к свертке изображения со скользящей маской [1, 2]. Значительные перспективы применения имеют методы повышения пространственного различения многоспектральных изображений, основанные на их разложении на компоненты разных пространственных масштабов в пределах одного пиксела, известные по названию методов пространственного смешанного анализа (Spectrum Mixture Analysis). Эти методы основаны на том, что яркость элемента поверхности, которая покрывается мгновенным полем зрения сенсора для каждого спектрального канала, представляет собой сумму яркостей компонент разных пространственных масштабов, которые представляют собой изображение объектов с разными отражающими свойствами. Прикладная значимость этих методов интерпретации видеоданных дистанционного зондирования ограничивается необходимостью большого количества априорных данных. Однако, известные алгоритмы не эффективны для слияния спутниковых изображений, полученных с современных космических аппаратов. Общей и основной проблемой, связанной со слиянием таких изображений, является цветовые искажения. Для новых спутниковых данных главной причиной существенных цветовых искажений в результирующем изображении является расширение длин волн новых спутниковых панхроматических изображений от видимого в ближнюю инфракрасную область спектра. Это различие значительно изменяет значения уровней серого новых Pan-изображений. Поэтому традиционные методы слияния, которые так хорошо подходят для слияния панхроматических SPOT изображений с другими мультиспектральными данными, не могут получить качественные результаты при слиянии новых спутниковых изображений.

Формулирование целей статьи (постановка задачи). Таким образом, возникает необходимость разработки эффективной компьютерной технологии повышения информативности космических изображений, которая позволит получать многоспектральные изображения более высокого пространственного различия без потери спектральной информации. Для определения путей решения данной задачи необходимо сначала проанализировать возможности существующих методов слияния (HSV, Color Normalized Brovey, Gram-Schmidt, PC Spectral Sharpening) и получить их количественные и качественные сравнительные характеристики, чему и посвящена данная работа.

Основная часть. Развитие технологий обработки изображений полученных путем дистанционного зондирования Земли привело к появлению методов слияния (англ. fusion или pan-sharpening) панхроматических и мультиспектральных изображений [3].

Существуют следующие методы слияния панхроматических изображений с высоким пространственным разрешением с мультиспектральным изображением низкого пространственного разрешения:

1. HSV.
2. Color Normalized Brovey.
3. Gram – Schmidt (*).
4. PC Spectral Sharpening (*).

Знаком * помечены методы без потери спектральной информации.

На рисунке 1 представлены исходные панхроматическое и мультиспектральное изображения.



а)



б)

Рисунок 1 – Фотограмметрические снимки
а – панхроматическое; б – мультиспектральное

При использовании повышения четкости путем преобразования HSV производится преобразование входного мультиспектрального изображения в формате RGB (каналы красного, зеленого и синего цветов) в цветовое пространство HSV (оттенок, насыщенность, величина). При этом значение величины берется из панхроматического изображения, а значения оттенка и насыщенности автоматически пересчитываются в пиксельный размер изображения высокого разрешения с использованием методов ближайшего соседа, билинейной или кубической конволюции. Затем изображение преобразуется обратно к цветовому пространству RGB. Выходные изображения RGB будут иметь пиксельное разрешение такое же, как и входные данные с высоким разрешением. На рисунке 2 представлены изображения после преобразования HSV.

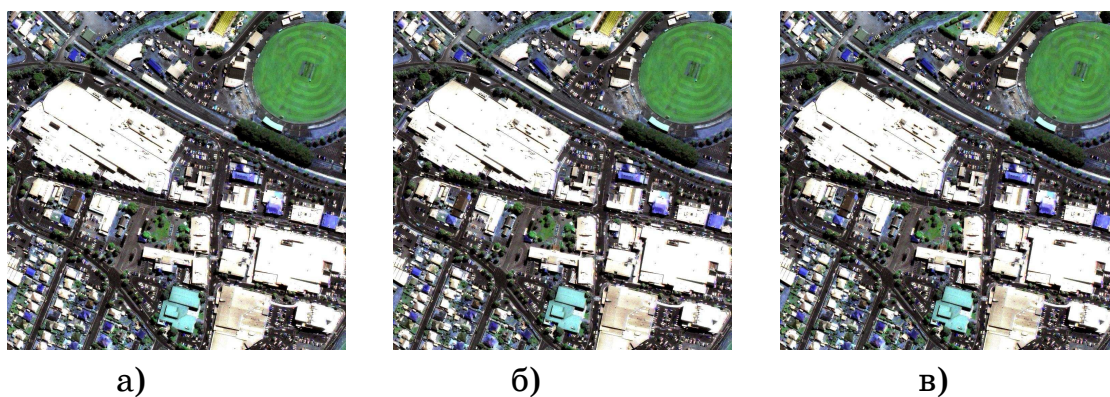
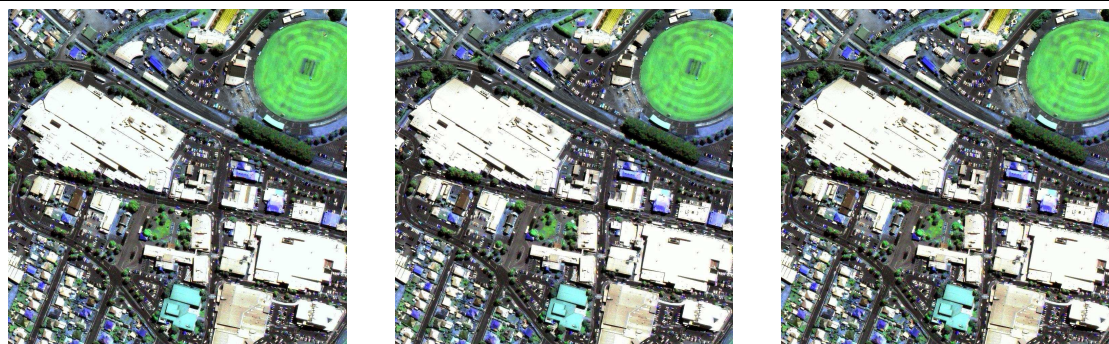


Рисунок 2 – Изображения, полученные путем преобразования HSV: а) - метод ближайшего соседа; б), в) – билинейная или кубическая конволюция

Изображения после преобразования путем цветовой нормализации Бровея (Color Normalized Brovey) представлены на рисунке 3. В данном преобразовании применяется технология повышения четкости, использующая математическую комбинацию Mul-изображения и Pan-данных с высоким разрешением. Математическое представление нормализации Бровея представлено следующим выражением:

$$\begin{bmatrix} R_{new} \\ G_{new} \\ B_{new} \end{bmatrix} = \frac{Pan}{I_0} \begin{bmatrix} R_0 \\ G_0 \\ B_0 \end{bmatrix} \quad (1)$$

где I_0 , R_0 , G_0 , B_0 - значения пикселей исходного мультиспектрального изображения, Pan , R_{new} , G_{new} , B_{new} - значения пикселей объединенного мультиспектрального и панхроматического изображения.



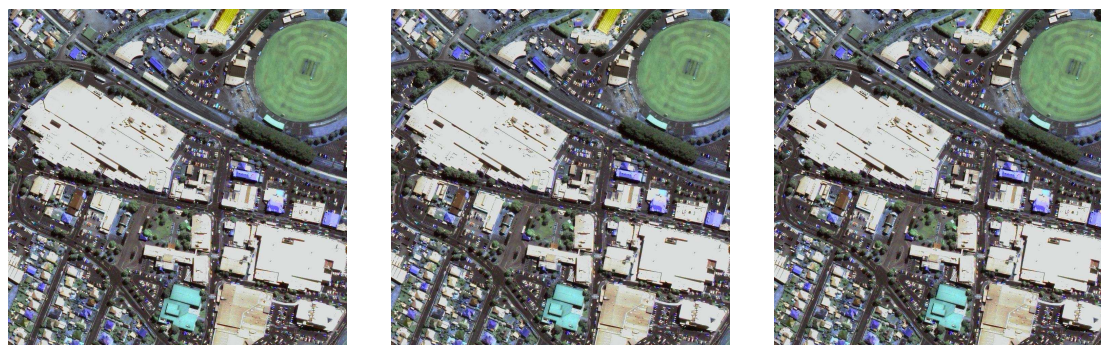
а)

б)

в)

Рисунок 3 – Изображение, полученное после преобразования Color Normalized Brovey: а) - метод ближайшего соседа; б), в) – кубическая конволюция

Изображения после преобразования Gram – Schmidt и PC Spectral Sharpening представлены на рисунке 4 и 5 соответственно.

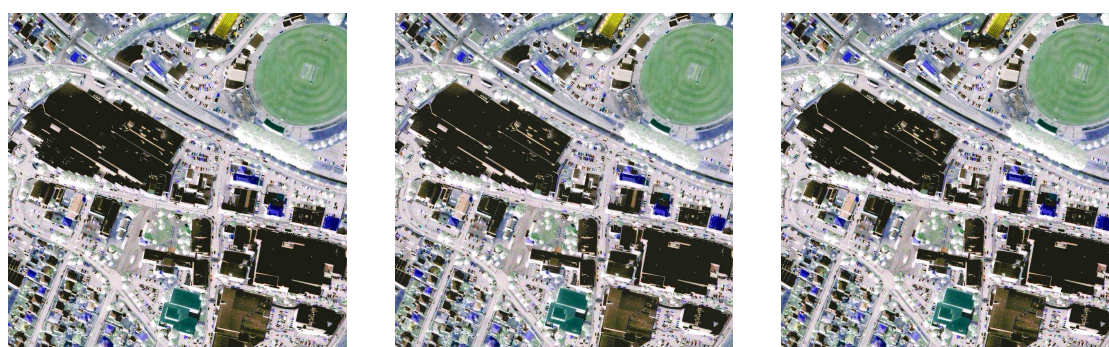


а)

б)

в)

Рисунок 4 – Изображение, полученное после преобразования Gram – Schmidt: а) - метод ближайшего соседа; б), в) – кубическая конволюция



а)

б)

в)

Рисунок 5 – Изображение, полученное после преобразования PC Spectral Sharpening: а) - метод ближайшего соседа; б), в) – билинейная или кубическая конволюция

Проведен анализ преобразованных изображений по методу Brovey, HSV, Gram – Schmidt и PC Spectral Sharpening. Все преобразованные изображения оценены с помощью индекса структурного сходства (SSIM), для красного, зеленого и синего канала соответственно.

Индекс структурного сходства (от англ. SSIM -- structure similarity) является одним из методов измерения схожести между двумя изображениями. SSIM индекс это метод полного сопоставления, другими словами, он проводит измерение качества на основе исходного изображения (не сжатого или без искажений). SSIM индекс является развитием традиционных методов, таких как PSNR (peak signal-to-noise ratio) и метод среднеквадратичной ошибки MSE, которые оказались несовместимы с физиологией человеческого восприятия [4].

Отличительной особенностью метода, помимо упомянутых ранее (MSE и PSNR), является то, что метод учитывает "восприятие ошибки", благодаря учёту структурного изменения информации. Идея заключается в том, что пиксели имеют сильную взаимосвязь, особенно когда они близки пространственно. Данные зависимости несут важную информацию о структуре объектов и о сцене в целом.

В таблице 1 указаны значения SSIM индекса посчитанные для изображений преобразованных по методу HSV.

Таблица 1

Метод / Каналы	R	G	B
HSV (метод ближайшего соседа)	0.0638	0.0545	0.0437
HSV (билинейная конволюция)	0.0649	0.0554	0.0448
HSV (кубическая конволюция)	0.0675	0.0579	0.0465

Таблица 2 позволяет проанализировать значения SSIM индекса посчитанные для изображений преобразованных по методу Brovey.

Таблица 2

Метод / Каналы	R	G	B
Color Normalized Brovey (метод ближайшего соседа)	0.0650	0.0534	0.0456
Color Normalized Brovey (билинейная конволюция)	0.0654	0.0542	0.0467
Color Normalized Brovey (кубическая конволюция)	0.0649	0.0538	0.0463

В таблице 3 и 4 приведены SSIM индексы для преобразованных изображений по методу Gram – Schmidt и PC Spectral Sharpening, соответственно.

Таблица 3

Метод / Каналы	R	G	B
Gram – Schmidt (метод ближайшего соседа)	0.0746	0.0664	0.0528
Gram – Schmidt (билинейная конволюция)	0.0748	0.0676	0.0532
Gram – Schmidt (кубическая конволюция)	0.0748	0.0674	0.0530

Таблица 4

Метод / Каналы	R	G	B
PC Spectral Sharpening (метод ближайшего соседа)	0.0588	0.0557	0.0418
PC Spectral Sharpening (билинейная конволюция)	0.0615	0.0584	0.0433
PC Spectral Sharpening (кубическая конволюция)	0.0600	0.0570	0.0422

Выводы и перспективы дальнейших исследований. Наиболее низкие результаты имеет преобразование Brovey, а сравнительно одинаковые HSV и Gram-Schmidt. Выбор метода дискретизации особого значения не имеет, хотя наблюдаются немного низшие результаты для простейшего - ближайшего соседа.

Проведение дальнейших исследований будет связано с разработкой компьютерной технологии повышения информативности космических изображений, которая позволит получать многоспектральные изображения более высокого пространственного различия без потери спектральной информации и с учетом геометрии формирования фотограмметрических данных конкретной сенсорной системой.

ЛИТЕРАТУРА

1. Pohl C. Multisensor image fusion in remote sensing: concepts, methods and applications / C. Pohl, J.L. Van Genderen // International journal of remote sensing. – 1998. – Vol. 19. – No. 5. – P. 823-854.
2. Yuhendra Sumantyo, Hiroaki Kuze. Performance Analyzing of High Resolution Pan-sharpening Techniques: Increasing Image Quality for Classification using Supervised Kernel Support Vector Machine. [Электронный ресурс] <http://scialert.net/abstract/?doi=rjit.2011.12.23>.
3. Шовенгердт Р.А. Дистанционное зондирование. Модели и методы обработки изображений. Часть 1 - М.: Техносфера, 2010. - 560 с.
- Грузман И.С., Киричук В.С., Косых В.П., Перетягин Г.И., Спектор А.А. Цифровая обработка изображений в информационных системах: Учебное пособие.- Новосибирск: Изд-во НГТУ, 2002. – 352 с.

**ИНФОРМАЦИОННАЯ ТЕХНОЛОГИЯ
ОПРЕДЕЛЕНИЯ ХАРАКТЕРИСТИК ОПТИМАЛЬНОГО
ПОЛИНОМИАЛЬНОГО АЛГОРИТМА ПРОГНОЗИРОВАНИЯ
СОСТОЯНИЯ
ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ**

Анотація. У роботі для вирішення задачі прогнозування випадкової послідовності зміни стану технічної системи запропонована інформаційна технологія визначення оптимальних значень інтервалу післядії і порядку нелінійного зв'язку випадкової послідовності, що досліджується. В основу алгоритму екстраполяції і технології обчислення його оптимальних характеристик покладено нелінійне канонічне розкладання.

Ключові слова: випадкова послідовність, алгоритм прогнозу, оптимальні характеристики.

Введение

Увеличение масштабов производства, сложности технических систем, ответственности выполняемых ими задач неизбежно влечет к ужесточению требований к надежности функционирования технических систем. Особый интерес вызывает задача индивидуального прогнозирования состояния и надежности. Ее решение позволяет не только получить оценку надежности каждого конкретного экземпляра изделий, но и при наличии развитого диагностического обеспечения перейти от технического обслуживания по срокам или ресурсу к планированию эксплуатации по фактическому состоянию. Поэтому разработка методов прогнозирования технического состояния и анализ возможностей применения существующих алгоритмов является важной и актуальной задачей.

Постановка задачи

Положим, что состояние некоторого технического объекта исчерпывающим образом определяется скалярным параметром X , изменение значений которого в дискретном ряде точек $t_i, i = \overline{1, I}$ описывается случайной последовательностью $\{X\} = X(i), i = \overline{1, I}$. Наиболее

универсальным с точки зрения ограничений, накладываемых на исследуемую случайную последовательность, является алгоритм прогноза [3,4] на основе канонического разложения [1,2]:

$$m_x^{(\mu, l)}(h, i) = \begin{cases} M[X^h(i)], \mu = 0 \\ m_x^{(\mu, l-1)}(h, i) + (x^1(\mu) - m_x^{(\mu, l-1)}(l, \mu)) \varphi_{h\mu}^{(l)}(i), l \neq 1 \\ m_x^{(\mu-1, N)}(h, i) + (x^1(\mu) - m_x^{(\mu-1, N)}(l, \mu)) \varphi_{h\mu}^{(l)}(i), l = 1 \end{cases} \quad (1)$$

Параметры алгоритма определяются из соотношений

$$\begin{aligned} \beta_{hv}^{(\lambda)}(i) &= \frac{M[W_v^{(\lambda)}(X^h(i) - M[X^h(i)])]}{M[\{W_v^{(\lambda)}\}^2]} = \frac{1}{D_\lambda(v)} (M[X^\lambda(v) X^h(i)] - \\ &- M[X^\lambda(v)] M[X^h(i)] - \sum_{\mu=1}^{v-1} \sum_{j=1}^N D_j(\mu) \beta_{\lambda\mu}^{(j)}(v) \beta_{h\mu}^{(j)}(i) - \\ &- \sum_{j=1}^{\lambda-1} D_j(v) \beta_{\lambda v}^{(j)}(v) \beta_{hv}^{(j)}(i)), \lambda = \overline{1, h}, v = \overline{1, i}, h = \overline{1, N}, i = \overline{1, I}; \\ D_\lambda(v) &= M\left[\left(\begin{smallmatrix} 0 \\ X(v) \end{smallmatrix}\right)^{2\lambda}\right] - \sum_{\mu=1}^{v-1} \sum_{j=1}^N D_j(\mu) \{\beta_{\lambda\mu}^{(j)}(v)\}^2 - \sum_{j=1}^{\lambda-1} D_j(v) \{\beta_{\lambda v}^{(j)}(v)\}^2, v = \overline{1, I}. \end{aligned}$$

где $W_i^{(\lambda)}$ - случайные коэффициенты канонического разложения, $D_\lambda(v)$ - дисперсия случайных коэффициентов, $\beta_{hv}^{(\lambda)}(i)$ - координатные функции.

$m_x^{(\mu, l)}(h, i) = M[X^h(i) / x^v(j), j = \overline{1, \mu-1}; v = \overline{1, N}; x^v(\mu), v = \overline{1, l}]$ для $h = 1, l = N, \mu = k$ является несмещенной оптимальной оценкой будущего значения $x(i), i = \overline{k+1, I}$ при условии, что для определения данной оценки используются значения $x^v(j), v = \overline{1, N}, j = \overline{1, k}$, т.е. результаты измерений случайной последовательности $\{X\}$ в точках $t_j, j = \overline{1, k}$ предполагаются известными.

Единственным требованием для применения алгоритма (1) является конечность дисперсии прогнозируемой случайной последовательности, что, как правило, на практике всегда выполняется. Однако использование канонических разложений имеет очевидные особенности - при формировании разложения необходимо использовать такие значения его параметров: длительность последствия I , ре-

ально существующая в случайной последовательности, и порядок стохастической связи N , при которых в экстраполяторе (1) достигается максимально полный учет стохастических свойств исследуемой случайной последовательности. Определение оптимальных характеристик I и N является целью работы.

Основная часть

Механизм учета последействия и оценка стохастической связи в каноническом разложении заложен в координатных функциях [1]:

$$\beta_{1v}^{(\lambda)}(i) = \frac{M[W_v^{(\lambda)}(X(i) - M[X(i)])]}{D_\lambda(v)} = \frac{M[W_v^{(\lambda)} \overset{\circ}{X}(i)]}{D_\lambda(v)}, \quad i > v, \quad (2)$$

которые по определению отражают степень стохастической связи между коэффициентами $W_v^{(\lambda)}$ и последующими сечениями случайной последовательности $X(i)$, $i > v$. Таким образом, можно полагать, что воздействие коэффициентов $W_v^{(\lambda)}$ в сечении t_v на последующие значения случайной последовательности закончились, если, начиная с некоторого $i_{k_v} > v$ для произвольного λ справедливо $\beta_{1v}^{(\lambda)}(i) \equiv 0$. Соответственно интервал последействия k_v определяется при этом как

$$k_v = i_{k_v} - v. \quad (3)$$

В рассматриваемой ситуации формирование элементов канонического разложения осуществляется по конечной выборке объема L . Поэтому определение k_v сводится к решению следующей задачи. По данным выборки получены оценки значений координатной функции $\beta_{1v}^{(\lambda)(L)}(i)$, $\lambda = \overline{1, N}$, $i = \overline{v, L}$. Требуется определить такое значение i_{k_v} , $v < i_k$, для которого с заданной степенью доверия выполняется тождество $\beta_{1v}^{(\lambda)}(i) \equiv 0$, $i > v$.

Механизм линеаризации, заложенный в модели (1) позволяет свести задачу оценки последействия и определения порядка нелинейности случайной последовательности к анализу линейной связи между $W_v^{(\lambda)}$ и $X(i)$, $v < i$, стандартной количественной характеристикой которой является нормированный коэффициент корреляции

$$r^{(\lambda)}(v, i) = \frac{M \left[W_v^{(\lambda)} \overset{\circ}{X}(i) \right]}{\sqrt{D_\lambda(v)} \sqrt{D_x(i)}}, \quad \lambda = \overline{1, N}, \quad v = \overline{1, I}, \quad i = \overline{v, I}. \quad (4)$$

С учетом (2) последнее выражение приводится к окончательному виду

$$r^{(\lambda)}(v, i) = \frac{\sqrt{D_\lambda(v)} \beta_{1v}^{(\lambda)}(i)}{\sqrt{D_x(i)}}, \quad i > v. \quad (5)$$

где коэффициент корреляции выражен через элементы канонического разложения. Поскольку оценки всех этих элементов получены в процессе обработки исходных статистических данных, их использование в формуле (5) позволяет получить оценку $r^{(\lambda)(L)}(v, i)$ нормированного коэффициента корреляции для любых v , λ и i . С использованием этой информации поставленная задача оценки значимости корреляционной связи коэффициента $W_v^{(\lambda)}$ с i -м сечением исследуемой случайной последовательности может быть сформулирована как задача проверки статистической гипотезы

$$r^{(\lambda)}(v, i) = 0 \quad (6)$$

против альтернативы $r^{(\lambda)}(v, i) \neq 0$.

Как показано в работе [1], случайную величину

$$\frac{1}{2} \ln \left[\frac{1 + r^{(\lambda)(L)}(v, i)}{1 - r^{(\lambda)(L)}(v, i)} \right]$$

следует считать распределенной нормально, с математическим ожиданием

$$m = \frac{1}{2} \ln \left[\frac{1 + r^{(\lambda)}(v, i)}{1 - r^{(\lambda)}(v, i)} \right] + \frac{r^{(\lambda)}(v, i)}{2(L-1)}$$

и дисперсией $D = \frac{1}{L-3}$, так что величина

$$a^{(\lambda)}(v, i) = \sqrt{L-3} \left[\frac{1}{2} \ln \left[\frac{1 + r^{(\lambda)(L)}(v, i)}{1 - r^{(\lambda)(L)}(v, i)} \right] - \left(\frac{1}{2} \ln \left[\frac{1 + r^{(\lambda)}(v, i)}{1 - r^{(\lambda)}(v, i)} \right] + \frac{r^{(\lambda)}(v, i)}{2(L-1)} \right) \right] \text{ име-}$$

ет стандартное нормальное распределение $(0, 1)$.

Таким образом, следует считать данные совместимыми с гипотетическим значением $r^{(\lambda)}(v, i)$ с уровнем значимости α если

$$\frac{1}{2} \ln \left[\frac{1 + r^{(\lambda)}(v, i)}{1 - r^{(\lambda)}(v, i)} \right] + \frac{r^{(\lambda)}(v, i)}{2(L-1)}$$

лежит в пределах

$$\frac{1}{2} \ln \left[\frac{1 + r^{(\lambda)(L)}(v, i)}{1 - r^{(\lambda)(L)}(v, i)} \right] \pm \frac{z_\alpha}{\sqrt{L-3}}$$

где z_α - значение стандартного нормального отклонения, соответствующего доверительной вероятности α . В других случаях гипотетическое значение $r^{(\lambda)}(v, i)$ следует забраковать.

Учитывая, что выполняется проверка равенства коэффициента корреляции нулю ($r^{(\lambda)}(v, i) = 0$) случайная величина $a^{(\lambda)}(v, i)$ принимает вид

$$a^{(\lambda)}(v, i) = \frac{\sqrt{L-3}}{2} \ln \left[\frac{1 + r^{(\lambda)(L)}(v, i)}{1 - r^{(\lambda)(L)}(v, i)} \right]$$

и гипотеза (6) принимается, если выполняется условие

$$-z_\alpha < a^{(\lambda)}(v, i) < z_\alpha. \quad (7)$$

Гипотеза (6) проверяется многократно при возрастающем параметре λ до некоторого граничного значения $N^{(v, i)}$, при котором условие (7) истинно ($N^{(v, i)}$ - старший порядок нелинейной связи между сечениями t_v и t_i). После чего интервал увеличивается ($i = i + 1$) и процедура поиска старшего порядка нелинейности повторяется для нового интервала.

Если для некоторого i_{k_v} из области $i > v$ и произвольного λ (как правило, достаточно проверки при $\lambda = 1$: нелинейные связи затухают быстрее линейных) окажется справедливым утверждение $r^{(\lambda)}(v, i) = 0, i > i_{k_v}^{(\lambda)}$, это означает, что интервал последствий для точки дискретизации t_v равен $i_{k_v} - v$ и для всех $i > i_{k_v}$ значение координатной функции $\beta_{1v}^{(\lambda)}(i)$ должно быть принято нулю.

Проверка последствия для всех точек дискретизации $\overline{t_v}$, $v=1, I^*$, в которых исследуется случайная последовательность $\{X\}$, позволяет сформировать значения параметров N и I алгоритма экстраполяции (1) как

$$I = \max_v (i_{k_v} - v), \quad (8)$$

$$N = \max_{v,i} N^{(v,i)}. \quad (9)$$

Выводы

Таким образом, на основе выражений (8) и (9) решена задача определения оптимальных значений интервала последствия I и порядка N нелинейной связи, что позволяет достичь максимальной точности экстраполяции будущих значений прогнозируемого параметра технического объекта с помощью алгоритма (1).

ЛИТЕРАТУРА

1. Кудрицкий, В.Д. Фильтрация, экстраполяция и распознавание реализаций случайных функций / Кудрицкий В.Д. – К.:ФАДА, ЛТД, 2001. – 176 с.
2. Пугачев, В.С. Теория случайных функций и ее применение / В.С. Пугачев. – М.:Физматгиз, 1962. – 720 с.
3. Atamanyuk, I.P. The algorithm of optimal polynomial extrapolation of random processes / I.P.Atamanyuk, V.Y.Kondratenko, O.V. Kozlov, Y.P. Kondratenko // Lecture Notes in Business Information Processing, 2012. – 115 LNBIP. – PP. 78-87.
4. Атаманюк, И.П. Алгоритм оптимальной нелинейной экстраполяции реализации случайного процесса с фильтрацией погрешностей измерений / И.П. Атаманюк, Ю.П. Кондратенко // Электронное моделирование. – 2012. – Т. 34, №4. – С. 23-40.

А.І. Купін, Ю.О. Кумченко

АНАЛІЗ ІСНУЮЧИХ ПІДХОДІВ БІОМЕТРИЧНОЇ ІДЕНТИФІКАЦІЇ ТА АУТЕНТИФІКАЦІЇ ЛЮДИНИ

Анотація. У статті розглянуто біометричні методи ідентифікації та аутентифікації людини, наведено їх переваги та недоліки. Обґрунтовано та запропоновано використання мультимодального підходу в біометричних системах.

Ключові слова: ідентифікація, аутентифікація, біометричні технології, біометричні системи, біометричні методи, біометрична характеристика людини, мультимодальний підхід.

Постановка проблеми. У наш час досить значна увага приділяється питанню використання біометричної ідентифікації та аутентифікації людини разом із застосуванням сучасних інформаційних технологій. Неуніверсальність таких біометричних систем пов'язана з тим, що деякі характеристики слабко виражені в окремих людей. Відомо, що приблизно у 5% населення планети папілярні візерунки перебувають у такому стані, при якому із труднощами піддаються автоматичному розпізнаванню. Дана проблема виникає й при спробі застосування біометричних технологій для людей, що мають фізичні недоліки (ампутації рук або пальців, шрами на обличчі, проблеми з очами тощо).

Потрібно також відзначити, що однією з основних проблем в області біометричних технологій, що гальмують їхній розвиток, є відсутність на даний момент основних стандартів.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Ідентифікація та аутентифікація особистості людини обумовлена активною інформатизацією сучасного суспільства та збільшенням потоків конфіденційної інформації. Загальні проблеми використання біометричних технологій досліджували вітчизняні та зарубіжні вчені, зокрема: Кухарев Г.О., Завгородній В.В., Мельников Ю.Н., Ушмаїв О.С., Mark Nixon, John Carter, John R. Vacca, Samir Nanavati та інші. Проте наукові праці, в яких би висвітлювалися в повній мірі комплексні підходи біометричних технологій практично відсутні.

Постановка завдання. Розглянути існуючі методи ідентифікації та аутентифікації людини за біометричними параметрами. Виявити їх переваги та недоліки. Запропонувати комплексний підхід, який включає комбінацію біометричних характеристик.

Виклад основного матеріалу дослідження. Для біометричної ідентифікації застосовуються характеристики та риси людини, які поділяють на статичні, пов'язані з її унікальними фізичними характеристиками, та динамічні, пов'язані з особливостями виконання людиною будь-яких дій. До перших належать відбитки пальців, форма долоні та/або розташування вен на зовнішній стороні долоні, сітківка ока, форма обличчя, термограма особи тощо. До других належать темп набирання тексту на клавіатурі комп'ютера, голос, рукописний почерк тощо [1].

Розпізнавання за відбитком пальця. Для даного методу необхідно отримати зображення папілярного візерунка одного або декількох пальців. Далі це зображення обробляється, у процесі чого знаходяться його характерні особливості, такі як розгалуження, закінчення або перетинання ліній (рисунок 1). Для кожної особливості, крім її типу, запам'ятовуються також відносні розташування та інші параметри, наприклад, для точки закінчення лінії – її напрямок. Сукупність таких даних особливостей та їхніх властивостей утворює шаблон біометричної характеристики людини (далі БХЛ).



Рисунок 1 – Процес дактилоскопічного розпізнавання

При розпізнаванні особи використовується порівняння одержуваного шаблону відбитка пальця з раніше отриманими. При певному рівні відповідності робиться висновок про ідентичність шаблонів і відбувається верифікація чи ідентифікація представленого відбитка. Цей метод є найбільш поширеним у світі. Він застосовується як у ді-

ловому житті, наприклад, доступ до комп'ютерної системи, так і в побуті, наприклад, для дверних замків.

Перевагами цього методу є відносна дешевизна та висока ефективність, простота у використанні, легкість встановлення, компактність форми. Слід зауважити, що дактилоскопічна ідентифікація за застосовністю та доступністю з фінансової точки зору переверщує всі інші технології. До недоліків можна віднести недостатню стійкість до підробки відбитка пальця та до дії зовнішніх факторів – забруднення сканера або чистоти пальця.

Розпізнавання за формою долоні. Даний метод побудований на основі геометрії кисті руки людини. Від користувача отримують кілька силуетів руки за допомогою підсвічувальних діодів, будують тривимірне зображення (рисунок 2). Для кожного з них обчислюють вектор значень. Усі вектори ознак однієї людини об'єднуються в окремий клас. Ознаки еталонного образу складають середні значення ознак усього класу, тобто визначають його центр. Вихідні ознаки модифікуються перерахуванням у нові або редукуються скороченням їх кількості. І на основі вибірки утворюється шаблон кисті. Отриманий образ переводиться в клас вихідних або модифікованих ознак при порівнянні з еталоном.

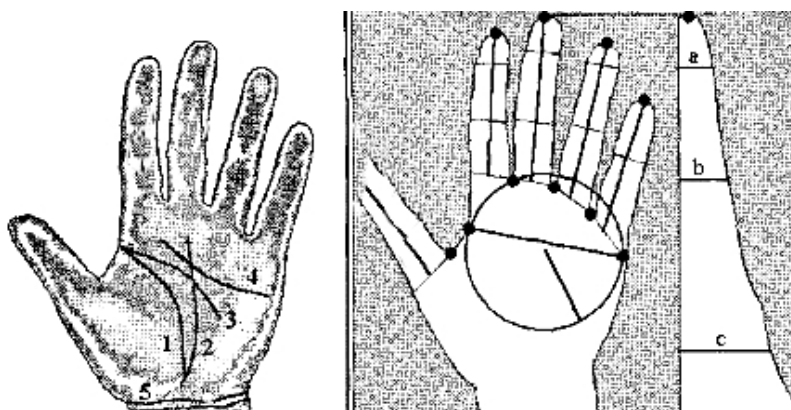


Рисунок 2 – Відбиток руки (ліворуч) та 3D-геометрія руки (праворуч)

Переваги методу: не пред'являються вимоги до чистоти кисті, її температури та вологості. Недоліки: громіздкість пристроїв, невисока стійкість до підробки [2].

Розпізнавання за райдужною оболонкою ока. Райдужна оболонка ока також є унікальною БХЛ. Для її сканування достатньо портативної камери зі спеціалізованим програмним забезпеченням, що

дозволяє охоплювати зображення частини обличчя, з якого виокремлюється зображення ока. З останнього, у свою чергу, виокремлюється рисунок райдужної оболонки, за яким будується цифровий код для розпізнавання особи, а саме шляхом перетворення кожного пікселя з декартової системи координат у полярну. На цьому етапі може знадобитися інтерполяція зображення, тому що цілочисельні декартові координати не завжди відповідають полярним (рисунок 3).

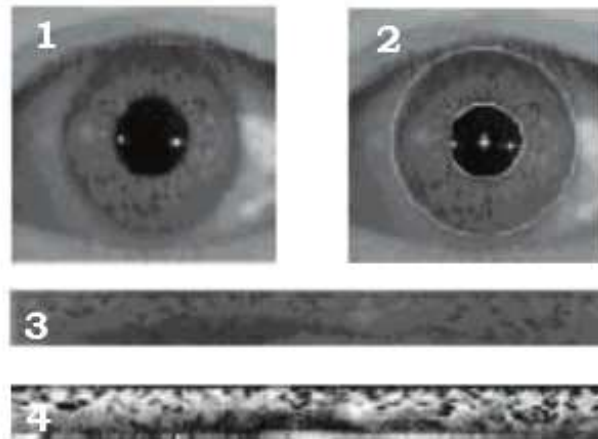


Рисунок 3 – Етапи процесу розпізнавання особи за райдужною оболонкою ока

Перевагами даного способу є високий ступінь розпізнавання, безконтактний спосіб сканування, невеликий обсяг бази даних, що в цілому є характерним для більшості біометричних систем, та невелика кількість помилок першого і другого роду. До недоліків можна віднести високу вартість пристроїв та деякі незручності користувачів, пов'язані з необхідністю зосереджувати погляд [3].

Розпізнавання за голосом. Ідентифікація людини за голосом – один з традиційних способів розпізнавання особи. Оскільки цей метод безконтактний і не вимагає від людини особливих зусиль, ведуться роботи зі створення голосових замків і систем обмеження доступу до інформації. Принцип дії базується на таких етапах: кожен сплеск голосового сигналу відповідає деякому фрагменту мовлення. Це може бути одна літера, поєднання декількох або коротке слово. Після фрагментації відбувається оцифрування фрагментів відповідно до частотних показників (рисунок 4).

Переваги методу: звичний для людини спосіб розпізнавання, низька вартість, безконтактність. Недоліки: високий рівень помилок

1-го і 2-го роду, висока чутливість до завад, що викликає необхідність у спеціалізованому, ізольованому від завад, приміщенні для проходження розпізнавання, можливість несанкціонованого перехоплення фрази. Якість розпізнавання залежить від багатьох факторів, таких як інтонація, швидкість мовлення, захворювання та психологічний стан джерела тощо.

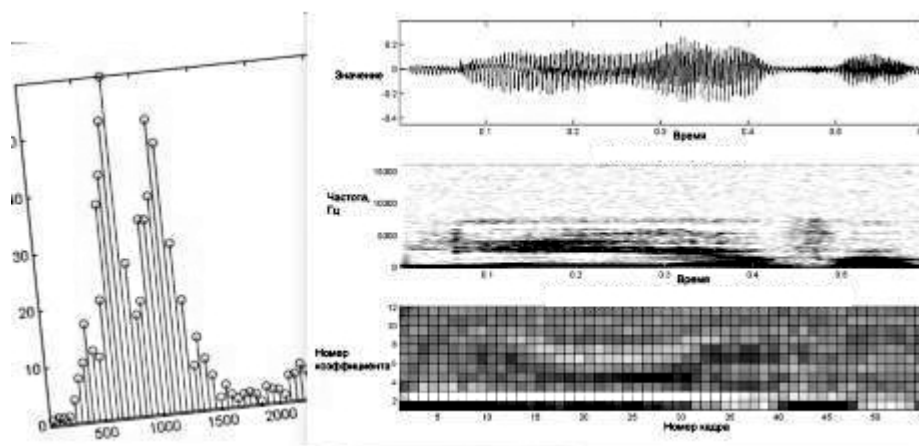


Рисунок 4 – Процес розпізнавання особи за голосом

Комбінована (мультимодальна) біометрична система використовує різні додатки для охоплення різноманітних типів біометричних даних. Це дозволяє інтегрувати два або більше типи біометричної ідентифікаційної та аутентифікаційної систем для виконання самих жорстких вимог до ефективності розпізнавання.

Мультимодальна система може, приміром, включати комбінацію ідентифікації за відбитками пальців, малюнком обличчя, голосом – плюс старт-карта, пароль або ж будь-яка інша комбінація біометричних характеристик. Така посилена структура використовує всю різноманітність біометричних даних людини й може використовуватися там, де необхідно подолати обмеження однієї з біометричних ознак. Наприклад, встановлено, що 5% населення мають нерозрізнені (нечіткі) відбитки пальців, голос може змінитися від застуди, а розпізнавання за малюнком обличчя залежить від змін освітленості й пози об'єкта. Усі ці недоліки можуть бути усунені в комбінованій системі, що поєднує висновки, зроблені на основі декількох незалежних один від одного біометричних показників [4].

Мультимодальні системи в цілому є більш надійними з точки зору можливості фальсифікації, тому що набагато складніше підроби-

ти цілий ряд біометричних характеристик, чим фальсифікувати одну біометричну ознаку.

Висновки з проведеного дослідження. Технологія ідентифікації із застосуванням біометричних методів має досить суттєві переваги. Однак, перед тим як остаточно зупинити на ній свій вибір, варто взяти до уваги також і всі її недоліки. Для контролю доступу до критично важливих даних не слід застосовувати лише один з біометричних методів через високу ймовірність підробки БХЛ – необхідно використовувати поєднання перевірки декількох ознак. Завдяки використанню мультимодального підходу, що враховує відразу кілька біометричних характеристик, можливо знизити на порядок кількість людей, біометрична ідентифікація яких неможлива, та значно підвищити захищеність інформаційних ресурсів від несанкціонованого доступу в цілому.

ЛІТЕРАТУРА

1. Аналіз ефективності та надійності методів біометричної аутентифікації [Електронний ресурс]. – Режим доступу: <http://www.rusnauka.com/>
2. Российский биометрический портал [Електронний ресурс]. – Режим доступу: <http://www.biometrics.ru/>
3. Кухарев Г.А. Биометрические системы: Методы и средства идентификации личности человека / Г.А. Кухарев. – СПб.: Политехника, 2001. – 240 с.
4. Системы контролю доступу [Електронний ресурс]. – Режим доступу: <http://www.npblog.com.ua/>

В.Ю. Селівьорстов, Т.В. Селівьорстова

**ОСОБЛИВОСТІ ДИВЕРСИФІКАЦІЇ СПОСОБІВ
ВИЗНАЧЕННЯ ТЕРМОЧАСОВИХ ПАРАМЕТРІВ
ГЕРМЕТИЗАЦІЇ ВИЛИВКА В ЛИВАРНІЙ ФОРМІ ДЛЯ
ЗДІЙСНЕННЯ ГАЗОДИНАМІЧНОГО ВПЛИВУ**

Анотація. Представлений опис експериментальних натурних та розрахункових схем для дослідження процесу самогерметизації металу в ливарній формі. Обґрунтована можливість використання інженерного методу розрахунку температурних полів виливка, що твердіє в об'ємній піщаній формі. Приведено вдосконалене аналітичне рішення Стефана-Шварца для розрахунку температурних полів.

Ключові слова: затвердіння, герметизація, розрахунок, температурне поле, розрахункова схема, комп'ютерне моделювання.

Вступ

Одним із шляхів підвищення якості литого металу є використання тиску в процесі кристалізації. Відомо, що найбільш ефективною є передача наростаючого тиску в двофазну зону, особливо наприкінці періоду твердіння [1, 2]. Цим вимогам відповідає розроблена на кафедрі ливарного виробництва НМетАУ технологія газодинамічного впливу на розплав в ливарній формі, що реалізується при використанні газового тиску в діапазоні, переважно, 0,1 - 20 МПа без застосування складного спеціального устаткування, і може бути легко вбудована в діючий технологічний процес [3 – 7].

Попередні публікації та постановка задачі. Розроблена технологія може бути реалізованою для всіх найбільш вживаних способів лиття, таких як: лиття в об'ємну піщану форму, лиття в кокіль, лиття по витоплюваним моделям та при виробництві злитків [3, 8 – 10]. Проте, при реалізації технологічного процесу необхідним та дуже важливим етапом є герметизація системи «виливок-пристрій для введення газу», встановлення термочасових параметрів якого є визначальним для розрахунку режиму здійснення газодинамічного впливу [8,

11]. Тому знаходження та обґрунтування різних шляхів визначення цих параметрів є актуальним завданням.

Метою роботи є аналіз результатів експериментальних та теоретичних досліджень за різними схемами процесу герметизації виливків різної маси та конфігурації із різних сплавів, що твердіють в кокілі, а також в об'ємній та оболонковій піщаних формах.

Результати досліджень. Для визначення часу, що необхідний для герметизації, використовували експериментальні термоелектричні дослідження, систему комп'ютерного моделювання ливарних процесів (СКМ ЛП) та інженерні методи розрахунку температурного поля вилівка. Зокрема, в результаті проведених натурних експериментів [12, 13] встановили, що тривалість затвердіння в кокілі осьової зони циліндричних виливків масою 160 кг із сталі 35Л складає більше 11 хв., а із сталі Х12Ф1Л – більше 15 хв. (рис.1). На поверхні вилівка формується шар затверділого металу вже через 3 – 4 хвилини (сталь 35Л) і 5 – 6 хвилин (сталь Х12Ф1Л), що дозволяє здійснити процес герметизації системи виливок-пристрій для введення газу з подальшим газодинамічним впливом.

Проведене порівняння результатів розрахунку процесу твердіння в об'ємній піщаній формі кулі та циліндра діаметром 200 мм, а також плити товщиною 200 мм з вуглецевої сталі та алюмінієвого евтектичного сплаву методом скінчених елементів і інженерним методом Стефана-Шварца [14] . Значення максимального відносного відхилення розподілів температур (1), що отримані за результатами розрахунків різними методами (табл. 1), дають можливість обґрунтованого використання аналітичного рішення Стефана-Шварца для побудови температурного поля вилівка.

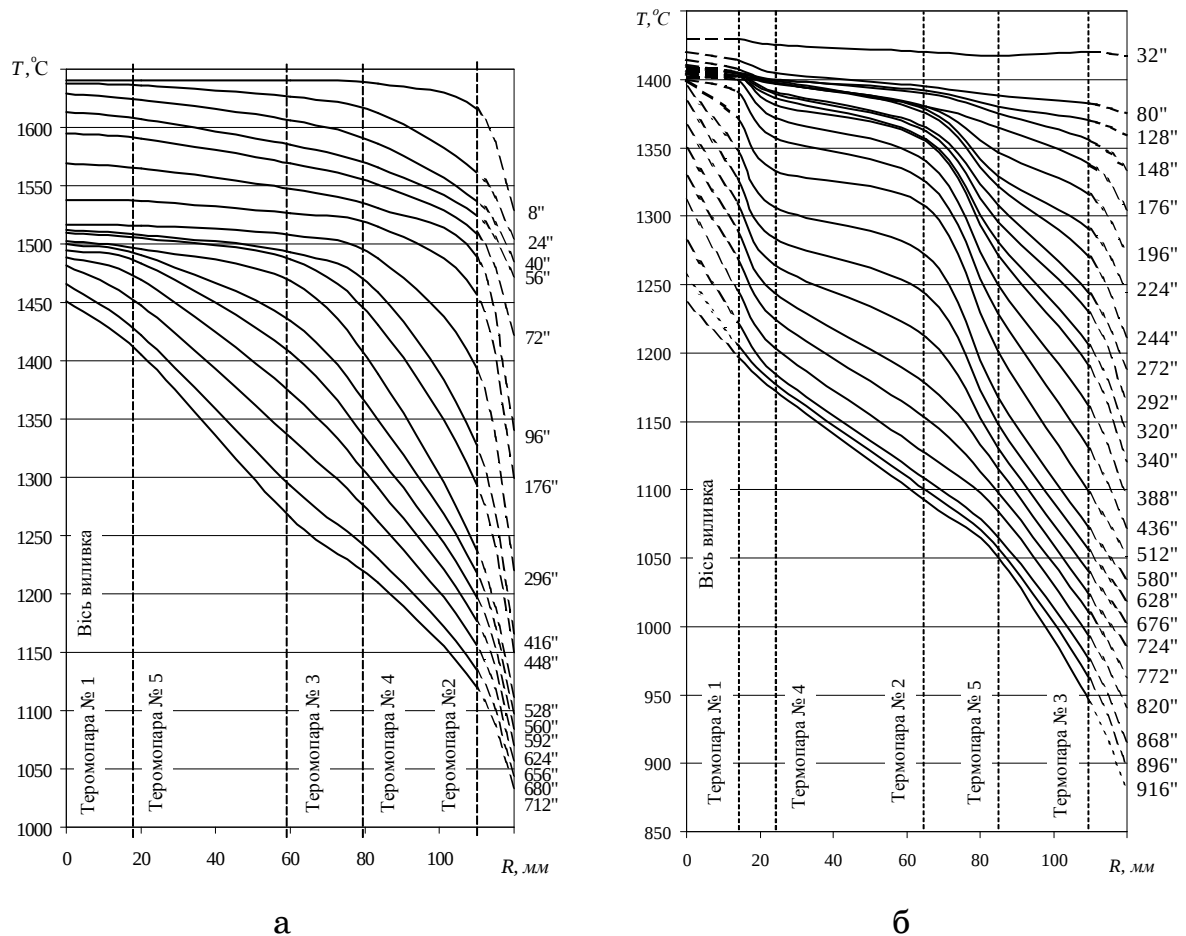


Рисунок 1 - Температурні поля виливків із сталі 35Л через 8 – 712 секунд (а) та із сталі X12Φ1Л через 32 – 916 секунд (б) після закінчення заливки

$$\Delta = \max_{i=1, \dots, n} \left\{ \frac{|T_{i1} - T_{i2}|}{(T_{i1} + T_{i2})/2} 100\% \right\} \quad (1)$$

де T_{i1} – значення температури в i -тій точці, отримане із застосуванням інженерного розрахунку Стефана-Шварца за допомогою програмного модуля «SBHeat», T_{i2} – значення температури в i -тій точці, отримане із застосуванням СКМ ЛП «Полігон».

Таблиця 1

Порівняння результатів розрахунків твердіння виливків різної конфігурації інженерним методом і методом скінчених елементів

Матеріал виливка	Максимальне відносне відхилення (%) ізохрон при затвердінні часток приведеної товщини вилівка								Відхилення часу затвердіння, %
	для вилівка, x/X				для форми, x/X				
	0,1	0,5	0,9	1	0,1	0,5	0,9	1	
Куля									
Алюмінієвий сплав	0,8	0,6	0,2	0,8	10,2	40,7	41,4	41,6	1,6
Вуглецева сталь	0,2	0,9	1,5	1,9	13,8	45,8	45,9	46,3	0,5
Циліндр									
Алюмінієвий сплав	1,1	0,5	0,2	0,1	26,2	34,8	34,9	34,8	1,9
Вуглецева сталь	0,2	0,7	0,7	0,9	5,5	41,2	40,9	41,6	2,6
Плита									
Алюмінієвий сплав	0,8	0,5	0,3	0,2	9,4	1,3	0,8	0,8	1,8
Вуглецева сталь	1,9	0,3	0,2	0,2	17,1	2,9	0,9	0,7	1,4

При литті в кокіль традиційна постановка задачі Стефана-Шварца не застосовна, оскільки шар фарби на поверхні форми може бути врахований тільки непрямым чином за рахунок коефіцієнту затвердіння і коефіцієнту акумуляції тепла формою, визначення яких при зміні товщини шару фарби можливе експериментальним шляхом, проте, на практиці, це представляє значні труднощі, що призводить до невиправданого ускладнення розрахунку і необхідності реалізації громіздких алгоритмів. Тому розроблена комбінована розрахункова схема, здійснювана таким чином [15]. У відповідності до методики А.Й. Вейника проводиться розрахунок часу твердіння вилівка в пофарбованому кокілі (2, 6), що дозволяє визначити коефіцієнт затвердіння (10) з урахуванням товщини шару фарби (3). Потім за формулою М.І. Хворінова розраховується коефіцієнт акумуляції тепла формою (11) та проводиться розрахунок температурних полів по методу Стефана-Шварца (12 – 15).

$$\tau_{nep} = \frac{V_1 \rho_L c_L (T_1 - T_L)}{\beta F_1 (T_1 - T'_{2cp})}, \quad (2)$$

$$\beta = \frac{\lambda_{kp}}{\chi_{kp}}, \quad (3)$$

$$T'_{2cp} = \frac{T'_{2n} + T'_{2\kappa}}{2}, \quad (4)$$

$$T'_{2\kappa} = \frac{V_2 \rho_F c_F T'_{2n} + V_1 \rho_L c_L (T_1 - T_L)}{V_2 \rho_F c_F}, \quad (5)$$

$$\tau_{затв} = \frac{V_1 \rho_L (c_{cp} \Delta T_{kp} + L)}{\beta F_1 (T_L - T''_{2cp})}, \quad (6)$$

$$T''_{2cp} = \frac{T'_{2\kappa} + T''_{2\kappa}}{2}, \quad (7)$$

$$T''_{2\kappa} = \frac{V_2 \rho_F T'_{2\kappa} + V_1 \rho_L c_{ef} (T_L - T_S)}{V_2 \rho_F c_F}, \quad (8)$$

$$c_{ef} = c_{cp} + \frac{L}{\Delta T_{kp}}, \quad (9)$$

де τ_{nep} – час відводу теплоти перегріву, c ; β – умовний коефіцієнт тепловідводу від виливка до форми крізь зазор, $Вт/м^2 K$; T'_{2cp} – середнє значення температури по перетину стінки кокілю за даний проміжок часу, K ; $T'_{2\kappa}$ – середнє значення температури по перетину стінки кокілю в кінці стадії відведення теплоти перегріву розплаву, K ; $\tau_{затв}$ – час затвердіння виливка, c ; T''_{2cp} – середнє значення температури по перетину стінки кокілю впродовж затвердіння виливка, K ; $T''_{2\kappa}$ – середнє значення температури по перетину стінки кокілю в кінці стадії затвердіння виливка, K ; c_{ef} – ефективна теплоємність матеріалу виливка, $Дж/кг K$; L – теплота кристалізації сплаву, $Дж/кг$; ΔT_{kp} – температурний інтервал кристалізації, K ; V – об'єм, $м^3$; F – площа поверхні, $м^2$; ρ – щільність, $кг/м^3$. Індокси 1 та 2 означають, що величини відносяться відповідно до виливка або кокілю.

$$K = \frac{x}{\sqrt{\tau_{затв} + \tau_{nep}}}, \quad (10)$$

$$b_F = \frac{K \rho_L (L + c_L (T_1 - T_0))}{1,158 (T_0 - T_{F_0})}, \quad (11)$$

$$T_C = \frac{T_O}{1 + \frac{b_F}{b_S} \operatorname{erf}\left(\frac{K}{2\sqrt{a_S}}\right)} \quad (12)$$

$$T_L = (T_O + t) - t \frac{1 - \operatorname{erf}\left(\frac{y}{2\sqrt{a_L\tau}}\right)}{1 - \operatorname{erf}\left(\frac{K}{2\sqrt{a_L}}\right)} \quad (13)$$

$$T_S = T_C + (T_O - T_C) \frac{\operatorname{erf}\left(\frac{y}{2\sqrt{a_S\tau}}\right)}{\operatorname{erf}\left(\frac{K}{2\sqrt{a_S}}\right)} \quad (14)$$

$$T_F = T_C - (T_O - T_{F_0}) \operatorname{erf}\left(\frac{y}{2\sqrt{a_F\tau}}\right) \quad (15)$$

де K – коефіцієнт затвердіння, $\text{м/с}^{0,5}$; T_C – температура в точці зіткнення виливка і форми, K ; a – температуропровідність, $\text{м}^2/\text{с}$; b_F – коефіцієнт акумуляції тепла формою, $\text{Вт с}^{0,5}/\text{м}^2 \text{ К}$. Індеси S та L означають, що величини відносяться відповідно до твердої або рідкої частини виливка, F – до форми.

Результати розрахунків часу затвердіння в кокілі фасонного виливка «Опорний наконечник стійки конвеєра» масою 1,1 кг із сплаву АК5М (рис. 2) методом скінчених елементів (МСЕ) і методом Стефана-Шварца, показали необхідність врахування шару ливарної фарби та ефективність розробленої комбінованої схеми (табл. 2) [15].

Таблиця 2

Розрахунковий час затвердіння виливка

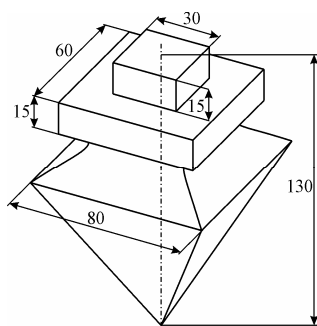


Рисунок 2 - Схема виливка «Опорний накопечник стійки конвеєра»

Частка приведеної товщини, х/Х	Час затвердіння, с		
	по Стефану-Шварцу		МСЕ
	без врахуван- ня шару фар- би	з врахуванням шару фарби	
0,1	0,3	6,1	7
0,3	0,6	13,8	16
0,5	1,8	38,3	40
1,0	7,3	153,1	157

Була здійснена оцінка придатності конструкції блоку ЛВМ для заготовок ріжучого інструменту циліндричної форми із сталі Р18Л за діючою технологією, а також розробка раціональної конструкції блоку для здійснення газодинамічного впливу [9]. Використовували МСЕ в програмній реалізації СКМ ЛП «Полігон». При реалізації традиційної технології до моменту формування затверділого шару на поверхні стояка виливки опиняються повністю затверділими (рис. 3, а).

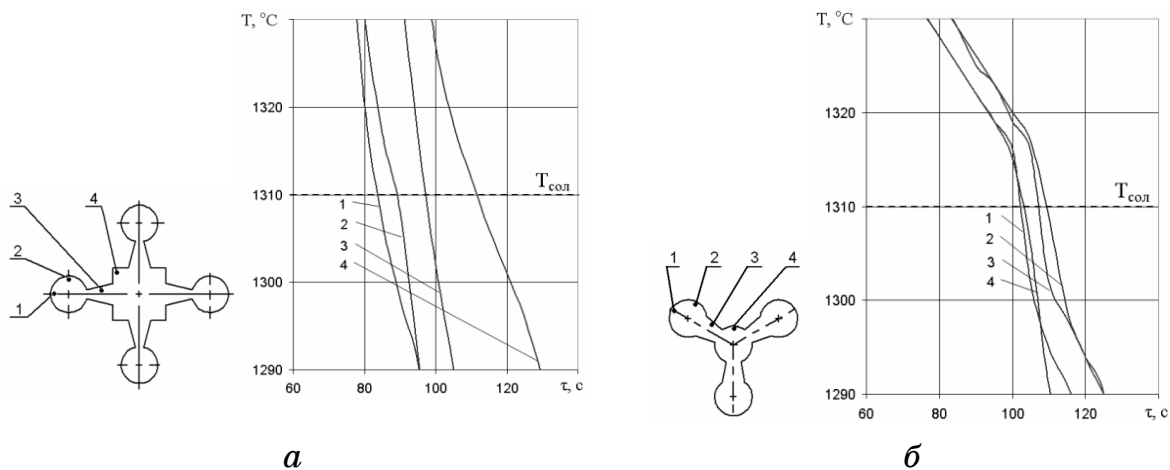


Рисунок 3 - Схема розміщення термопар в перетині блоку та криві охолодження у відповідних місцях: за діючою технологією (а) і зміненої конструкції (б)

При діючій конструкції блоку ЛВМ можна використовувати тільки міцність самої ливарної форми і реалізація технології можлива в діапазоні тиску, переважно, не більше 0,3 МПа. Зближення температурних кривих, одержаних у варіанті зміненої конструкції блоку, показує, що на різних ділянках поверхні блоку герметизуюча скоринка формується практично одночасно, що дозволяє реалізувати

газодинамічний вплив, заснований на відповідності товщини затверділого шару створюваному тиску в системі виливок-пристрій для введення газу.

Процес герметизації є найбільш ефективним в тому випадку, якщо на момент подачі газу в систему виливок-пристрій для введення газу на внутрішній поверхні холодильника, що закриває дзеркало металу, намерзає мінімальна його кількість. Разом з тим, час твердіння розплаву в зазорі між холодильником і бічною поверхнею робочої порожнини ливарної форми повинен бути мінімальним. Особливістю конструкції холодильників (що виготовляються, зазвичай, з того ж матеріалу, що і виливок) є наявність або відсутність вставки із теплоізоляційного матеріалу (рис. 4).

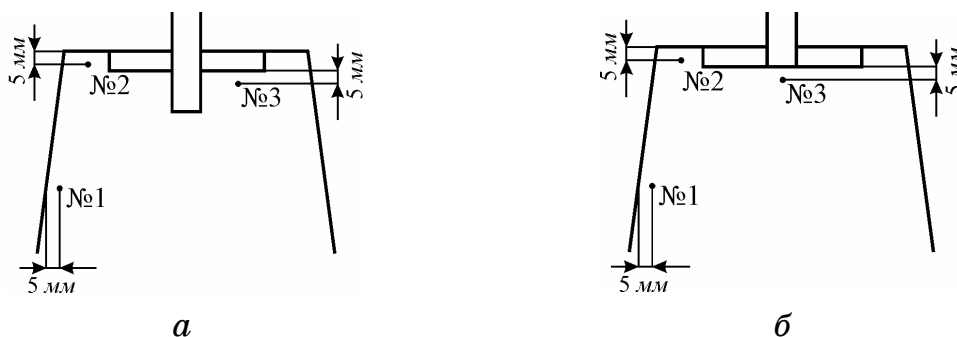


Рисунок 4 - Схема цільнометалевого холодильника (а), корпусного холодильника з утеплювальною вставкою (б) та розташування термопар №№ 1 – 3

Результати розрахунків в СКМ ЛП «Полігон», проведених для виливків із сталей 35Л та Х18Ф1Л, що твердіють в умовах тієї ж ливарної форми, процес твердіння в якій досліджувався раніше термоелектричним методом, показали, що при використанні цільнометалевого холодильника спостерігається мінімальний розрив між кривими охолодження на рівні температури солідус, що свідчить про несприятливе протікання процесу твердіння, на відміну від використання комбінованого холодильника більшого діаметру з утеплювачем (рис. 5). Встановлено збільшення часу твердіння розплаву безпосередньо під холодильником у разі використання в якості утеплювача формувальної суміші на основі золівідходів Придніпровської ТЕС з низьким коефіцієнтом теплопровідності (0,35 Вт/мК). Це дозволяє не тільки знизити непродуктивні втрати металу із-за намерзання на поверхні холодильника, але і поліпшити режим живлення при твердінні виливка і здійсненні газодинамічного впливу.

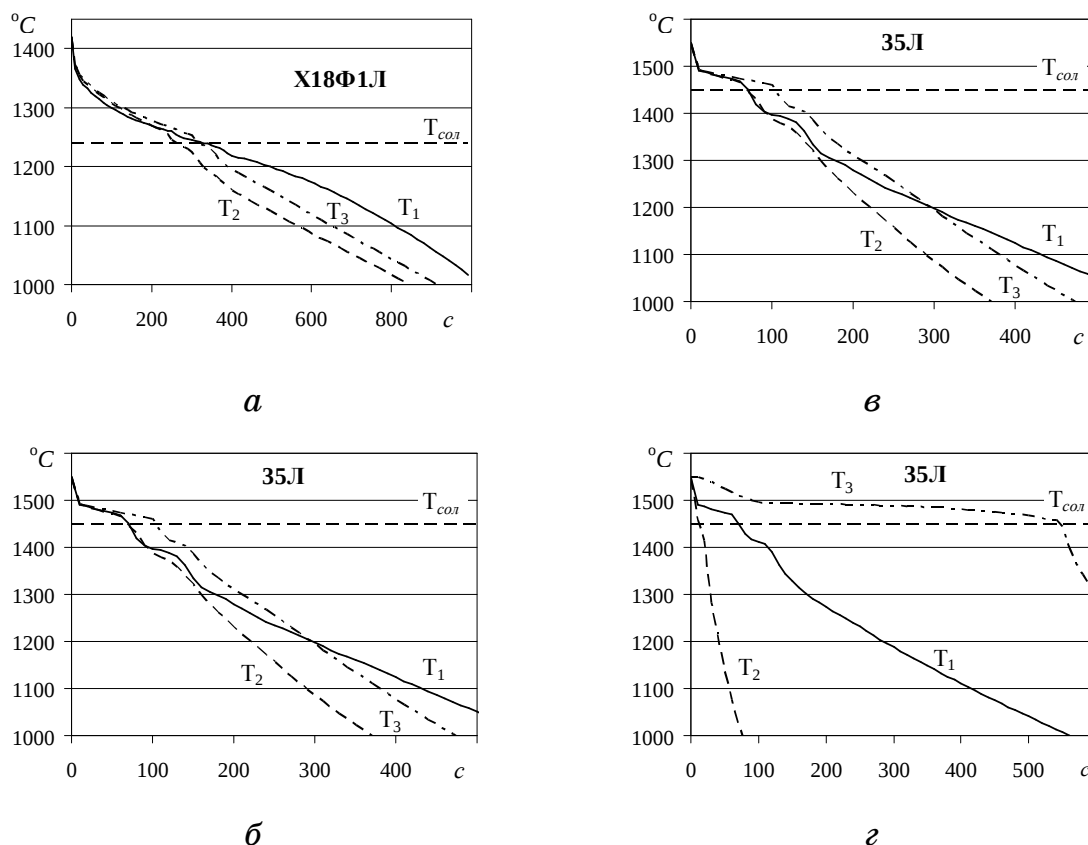


Рисунок 5 - Результаты расчета процесса твердения вливок с зовнішнім цільнометалевим (а, в) і комбінованим (б, г) холодильником з утеплювачем із формувальної суміші на основі золівідходів Придніпровської ТЕС в місцях розташування термопар №№ 1 – 3

Висновки

1. Необхідною передумовою здійснення газодинамічного впливу є можливість герметизації системи вливок-пристрій для введення газу при атмосферному тиску до початку реалізації основного процесу.

2. Визначити час формування герметизуючого шару металу можна за допомогою експериментальних термоелектричних досліджень, систем комп'ютерного моделювання ливарних процесів (СКМ ЛП) та інженерних методів розрахунку температурного поля вливка.

3. Встановлено максимальне відносне відхилення результатів розрахунку розподілу температури у вливках основних конфігураційних типів з вуглецевої сталі та алюмінієвого евтектичного сплаву, що твердіє в об'ємній піщаній формі, методом скінчених елементів і інженерним методом Стефана-Шварца, яке не перевищує 3 % часу повного затвердіння вливка. При необхідності диверсифікації спосо-

бів розрахунку термочасових параметрів герметизації виливка в об'ємній піщаній формі, це дає можливість обґрунтованого використання аналітичного рішення Стефана-Шварца для побудови температурних полів.

4. Розроблена комбінована схема розрахунку температурних полів виливка, що включає розрахунок часу твердіння виливка в пофарбованому неохолоджуваному кокіллі згідно методики А.Й. Вейника з визначенням коефіцієнту затвердіння, що враховує товщину та теплофізичні властивості шару фарби, а також розрахунок коефіцієнту акумуляції тепла формою згідно формулі М.І. Хворінова та температурних полів по методу Стефана-Шварца. Застосування вдосконаленого аналітичного рішення дозволяє коректно врахувати товщину і теплофізичні властивості ливарної фарби на поверхні неохолоджуваного кокілю при розрахунку часу твердіння виливка.

ЛІТЕРАТУРА

1. Борисов Г.П. Давление в управлении литейными процессами / Г.П.Борисов. – Киев.: изд. Наук. Думка, 1988. – 272 с.
2. Ефимов В.А. Физические методы воздействия на процессы затвердевания сплавов / В.А. Ефимов, А.С. Эльдарханов. – М.: Металлургия. – 1995. – 272 с.
3. Селиверстов В.Ю. Технология газодинамического воздействия на расплав в литейной форме – один из перспективных способов повышения качества металла отливок // Сучасні проблеми металургії. Наукові праці. 2007. – Том 10. – С. 25 – 35.
4. Пат. 28858 Україна, МПК (2006) B22D 18/00. Спосіб отримання виливків / Селівьорстов В.Ю., Хричиков В.Є., Доценко Ю.В. – № 200708968; заявл.03.08.2007; опубл. 25.12.2007, Бюл.№21.
5. Пат. 28859 Україна, МПК (2006) B22D 18/00. Пристрій для отримання виливків / Селівьорстов В.Ю., Хричиков В.Є., Доценко Ю.В. – № 200708969; заявл.03.08.2007; опубл. 25.12.2007, Бюл.№21.
6. Спосіб отримання виливків [Текст]: Деклараційний патент, Україна МПК (2006) B22D 18/00 / Селівьорстов В.Ю., Хричиков В.Є., Доценко Ю.В. Заявник та патентовласник Національна металургійна академія України – № 200808859; заявл.07.07.2008; опубл. 10.12.2008, Бюл. №23.
7. Пристрій для отримання виливків [Текст]: Деклараційний патент, Україна МПК (2006) B22D 18/00 / Селівьорстов В.Ю., Хричиков В.Є., Доценко Ю.В. Заявник та патентовласник Національна металургійна академія України – № 200808858; заявл. 07.07.2008; опубл. 10.12.2008, Бюл. №23.
8. Селівьорстов В.Ю. Особливості розрахунку газодинамічного впливу на метал, що твердіє в кокіллі [Текст]// Теорія і практика металургії. – 2009. - № 1-2. – С. 41 - 45.

9. Селівьорстов В.Ю. Використання технології газодинамічного впливу на розплав при литті по витоплюваним моделям [Текст]/В.Ю. Селівьорстов, П.Д. Куш. //Вісник Національного технічного університету «ХПІ». Збірник наукових праць. Тематичний випуск: Нові рішення в сучасних технологіях. – Харків: НТУ «ХПІ» – 2010. – № 4 – С. 89 – 94.
10. Пат. 55301 Україна, МПК (2009) B22D 18/00. Спосіб для отримання виливків [Текст]/ Селівьорстов В.Ю., Хричиков В.Є., Доценко Ю.В., Куш П.Д., Савега Д.О. № u201006702; заявл. 31.05.2010, опубл. 10.12.2010, Бюл. № 23.
11. Селівьорстов В.Ю. Автоматизоване визначення режиму газодинамічного впливу на розплав в ливарній формі /В.Ю. Селівьорстов, Т.В. Михайловська //Системні технології: Регіональний міжвузівський збірник наукових праць. – Дніпропетровськ, 2010. – Вип. 4 (69). – С. 73 – 78.
12. Селиверстов В.Ю., Хрычиков В.Е., Доценко Ю.В. Экспериментальное термографическое исследование затвердевания отливки из стали 35Л в кокиле//Теория и практика металлургии. – 2006.-№6. - С.29-32.
13. Селиверстов В.Ю., Хрычиков В.Е., Доценко Ю.В. Температурное поле процесса затвердевания отливки из стали X12Ф1 в кокиле // Теория и практика металлургии. – 2007. - № 2-3. - С.83-86.
14. Селиверстов В.Ю. Инженерный расчет температурного поля отливки для процесса газодинамического воздействия на расплав в литейной форме // Металлургическая и горнорудная промышленность.–2008.-№6-С.31 – 34.
15. Селиверстов В.Ю. Особенности расчета температурного поля отливки из сплава АК5М, затвердевающей в окрашенном чугунном кокиле // Теория и практика металлургии. – 2008. - № 5-6. – С. 32 - 36.

ПОРІВНЯЛЬНИЙ ОГЛЯД СТАНДАРТІВ ЕЛЕКТРОННОГО НАВЧАННЯ

Анотація. В статті подано перелік найбільш поширених стандартів електронного навчання, для кожного з яких детально розглянуто його складові, цілі його розробки, існуючі засоби розробки для реалізації стандарту, категорії метаданих стандарту, системи управління навчанням, що підтримують відповідні стандарти електронного навчання. Ключові слова. Електронне навчання, метадані, навчальний контент, стандарти.

Згідно ISO, стандарти можуть бути визначені як «задокументовані домовленості, що містять технологічні специфікації чи інші точні критерії, що будуть використовуватись як правила, вказівки чи визначення характеристик для забезпечення відповідності матеріалів, продуктів, процесів, сервісів їх цілям».

Проблема полягає у тому, що велика кількість розроблених курсів, матеріалів курсів, систем управління навчанням історично були розроблені незалежно одні від інших, тому вони часто частково або повністю недоступні для обміну та/або взаємодії. Саме для цього були розроблені стандарти.

Основними перевагами розробки та використання стандартів, особливо в галузі електронного навчання, є такі:

- міцність (немає необхідності модифікації для різних версій програмного забезпечення систем підтримки навчального контенту);
- сумісність (працездатність на різноманітних апаратному забезпеченні, операційних системах, веб-браузерах та систем управління навчанням);
- доступність (відстеження та індексація за вимогою);
- повторне використання (можливість модифікації та використання різними засобами розробки) [1, 2].

У галузі електронного навчання прийнято використовувати термін «навчальний об'єкт» як позначення сталого поняття. «Нав-

чальний об'єкт» є інформаційним та інтерактивним об'єктом, що має очевидне навчальне застосування. Термін «об'єкт» позначає ресурс, що є модульним, доступним для повторного використання і здатним до інтеграції з аналогічними об'єктами. Навчальні об'єкти є елементами для побудови колекцій, що можуть називатись лекціями, модулями, курсами тощо. Стандартами не визначається розмір навчальних об'єктів. Більші навчальні об'єкти важче повторно використовувати, проте менші потребують значно більше роботи для поєднання та повторного використання. Навчальний об'єкт може бути реалізований будь-якими засобами (Java, Flash, web-сторінки, відео- та аудіозаписи, презентації тощо), проте дотримання стандарту вимагає введення значної кількості додаткових метаданих щодо навчального об'єкту, які наразі отримують експертним шляхом.

Найбільш широко відомими стандартами електронного навчання є наступні:

1. SCORM (Shareable Content Object Reference Model).
2. IMS (Instructional Management System).
3. IEEE-LOM (Institute for Electrical and Electronics Engineers Learning Object Metadata).
4. Dublin Core.
5. AICC (Aviation Industry CBT Committee).

Мета дослідження полягає у визначенні шляхом порівняльного аналізу поширених стандартів електронного навчання та відповідних технологічних засобів найбільш перспективних для автоматизації груп (категорій) метаданих.

Стандарт SCORM (Shareable Content Object Reference Model)

Цілі стандарту SCORM:

- доступність (можливість доступу до навчального контенту в будь-який час),
- пристосовуваність (можливість пристосовувати інструкції до індивідуальних та особистих потреб),
- ефективність (можливість підвищувати ефективність і продуктивність шляхом зменшення залучених часу і коштів),
- міцність (контент не стане застарілим і буде збереженим, навіть якщо технологія зміниться),
- сумісність (різні засоби та платформи можуть ефективно спілкуватись та працювати разом),

- повторне використання (навчальний контент може бути легко змінений і може багато раз використовуватись різними засобами і платформами) [3].

Структура стандарту SCORM наведена на рисунку 1.



Рисунок 1 – Структура стандарту SCORM

SCORM використовує метадані навчальних об'єктів (Learning Object Metadata) для того, щоб описати кожний елемент моделі контенту (ресурси, загальні об'єкти контенту, організація контенту) чи пакета в цілому. Ці метадані визначені в XML файлі і можуть зберігатись як всередині пакета, так і за його межами.

Елементи метаданих складають 8 категорій:

- загальна категорія (використовується для загального опису компонентів моделі контенту SCORM),

- категорія життєвого циклу (використовується для опису характеристик, що стосуються історії, поточного статусу компонентів моделі контенту SCORM),

- категорія мета-метаданих (використовується для опису інформації про метадані),

- технічна категорія (використовується для опису технічних вимог та характеристик компонентів моделі контенту SCORM),

- навчальна категорія (використовується для опису навчальних та педагогічних характеристик компонентів моделі контенту SCORM),

- категорія прав (використовується для опису інтелектуальних прав властивості та умов використання для компонентів моделі контенту SCORM),

- категорія відношень (використовується для опису характеристик, що визначають відношення між компонентами моделі контенту SCORM та іншими компонентами),

- категорія приміток (використовується для забезпечення коментарів для навчального використання компонентів моделі контенту SCORM),

- класифікаційна категорія (використовується для опису місця компонентів моделі контенту SCORM в системі класифікації) [3, 4].

Для реалізації стандарту SCORM існують такі засоби розробки як AltEd Global Project, Design a Course Author, E-learning Consulting SCORM Tools, Exe 0.6 release, E-learning authoring tool, Lersus easy Content, Macromedia Authorware 7.0, Metadata Generator Pro, SCORM 1.2 Player, SCORM 1.2 Resource Kit, Visual Course Builder.

Стандарт SCORM підтримують такі системи управління навчанням як Blackboard, Contento LMS, DLMS, Docebo LMS, Dokeos, A.M.I.C.A, E-learning Consulting LMS, Inquisiq EX, Ilias, Learner Web, Learning Space, Moodle, TrainCaster LMS, Tiny LMS, TopClass E-learning Suite.

Недоліками стандарту SCORM є відсутність можливості відстежувати командну роботу учнів, оскільки, згідно стандарту, можливим є відстеження лише обмеженої кількості речей – таких як завершення курсу, успішність або неуспішність, набрані бали тощо, що часто є недостатньою інформацією. У SCORM обмежено вибір видів діяльності, недостатня захищеність, дублювання загальних або спільно використовуваних ресурсів, відсутність можливості опису тих же навчальних курсів з різною глибиною та методикою викладу матеріалу, що дало б можливість створення адаптивних електронних курсів.

Намагання стандарту SCORM надати підтримку метаданих на його основі увійшло у протиріччя з фіксованою структурою даних, що базується на LOM (Learning Object Metadata) від IEEE та значною кількістю метаданих, що вже існували до часу появи SCORM згідно стандарту LOM.

Стандарт IMS (Instructional Management System)

Основними цілями стандарту IMS є:

- визначення специфічних вказівок, що гарантують сумісність між прикладними програмами та сервісами в електронному навчанні,
- забезпечення застосування вказівок в міжнародних продуктах та сервісах.

Стандарт IMS складається з наступних елементів:

- метадані,
- пакування матеріалу,
- проектування навчання,
- сумісність питань і тестів,
- формування послідовностей [1, 5].

Ресурси, що використовуються в стандарті, поділені на 4 секції:

- метадані (спеціальний опис маніфесту загалом),
- організація (спеціальний опис одного або кількох шляхів організації контенту),
- ресурси (опис кожного ресурсу, що міститься в пакеті).
- підманіфести (вкладені маніфести).

Проектування навчання в IMS базується на OUNL EML (Open University of the Netherlands Educational Modelling Language), що забезпечує загальну та гнучку «мета-мову», яка надає можливість проектування навчального процесу відповідно до різних педагогічних підходів.

Існує три рівні проектування навчання:

- рівень А: базовий рівень, що займається діяльністю, ролями, рішеннями та середовищем, що залучені до проектування навчання;
- рівень В: подальше уявлення про властивості та умови, що використовуються;
- рівень С: забезпечує нотифікацію між компонентами системи, що дає можливість зробити робочий потік та персоналізацію більш динамічними [2].

Для реалізації стандарту IMS існують засоби розробки такі як Alfabet QTI tools, Elicitus Content Publisher, Exe 0.6 Release, IMS Assest Designer, Lersus, wizBuilder, Komposer, IMSEVIMSE: the IMS editor VIMSE, RapidExam v. 2.5 Deluxe.

Стандарт IMS підтримують такими системами управління навчанням як ATutor, Claroline, Learning Space, Open LMS.

Недоліком стандарту IMS є обмеженість підтримки типів ресурсів, саме тому специфікація структур ресурсів є відкритою.

Стандарт IEEE-LOM (Institute for Electrical and Electronics Engineers Learning Object Metadata)

IEEE LTSC (Learning Technology Standards Committee) розробив однойменний стандарт для навчального матеріалу. Стандарт визначає

синтаксис та семантику метаданих навчального об'єкта, що визначені як атрибути, необхідні для адекватного опису навчального об'єкта.

Найбільш широко визнаною специфікацією IEEE LTSC є LOM (Learning Object Metadata), що описує навчальні ресурси. Стандарти SCORM та IMS використовують елементи та структури LOM у своїх специфікаціях.

Стандарт IEEE-LOM має наступні цілі:

- забезпечити студентів і викладачів можливістю пошуку, оцінки, використання навчальних об'єктів,
- забезпечити спільний доступ до навчальних об'єктів та обмін між ними завдяки технологіям, що підтримуються системами управління навчанням,
- забезпечити розробку навчальних об'єктів,
- забезпечити можливість автоматичного та динамічного створення персоналізованих індивідуальних уроків для студентів,
- забезпечити, де необхідно, документацію та розпізнавання завершення існуючих або нових навчальних та виконавчих цілей, пов'язаних з навчальними об'єктами,
- забезпечити навчальним організаціям (державним та приватним) відображати навчальний контент в стандартизованому форматі, незалежному від контенту,
- забезпечити дослідників стандартами, що підтримують накопичення та спільний доступ до даних, аналогічних щодо застосування та ефективності навчальних об'єктів,
- визначити стандарт, що є простим, але розширюваним, тобто є простішим і широко прийнятим і застосовуваним,
- забезпечити необхідні безпеку та ідентифікацію для розповсюдження та використання навчальних об'єктів [1, 6].

IEEE-LOM визначає Базову схему, що уточнює ієрархію елементів даних для метаданих навчальних об'єктів. На верхньому рівні ієрархії є дев'ять категорій:

- загальна категорія (групує загальну інформацію, що описує навчальний об'єкт в загальному),
- категорія життєвого циклу (групує характеристики, що стосуються історії та поточного стану цього навчального об'єкта і тих, що перебувають під впливом цього навчального об'єкта під час його розвитку),

- категорія мета-метаданих,
- технічна категорія,
- навчальна категорія,
- категорія прав,
- категорія відношень,
- категорія анотацій,
- категорія класифікацій [7].

Для реалізації стандарту IEEE-LOM існують засоби розробки, такі як LOM-Editor, TreeLom, Automatic Metadata Generation Framework.

Суттєвим недоліком стандарту IEEE-LOM є необхідність вручну заповнювати метадані для навчальних об'єктів.

Dublin Core

Ціллю DСMІ є спрощення пошуку ресурсів через Інтернет, використовуючи наступні види діяльності:

- розробка стандартів метаданих,
- визначення конструкцій для взаємодії наборів метаданих,
- сприяння розвитку загальних наборів метаданих, що є сумісним з попередніми двома пунктами.

Стандартом Dublin Core визначено 15 наступних необов'язкових елементів для опису цифрових матеріалів в мережі:

- назва (така назва, що дається ресурсам автором або видавцем),
- автор (люди чи організації, що сприяли створенню ресурсу),
- предмет (тема ресурсу, або ключові слова, фрази, або класифікаційний опис),
- опис (текстовий опис ресурсу),
- видавець (повністю відповідальний за доступність ресурсу),
- учасник (люди чи організації, крім зазначених як авторів, що зробили значний інтелектуальний внесок в ресурс, але їх внесок є вторинним відносно внеску авторів ресурсу),
- дата (дата створення чи публікації ресурсу),
- тип (категорія ресурсу),
- формат (формат даних),
- ідентифікатор (символ чи число, що використовується для унікальної ідентифікації ресурсу),

- джерело (друковані чи електронні праці, з яких отримано ресурс),

- мова (використовувана мова ресурсу),

- відношення (містить ідентифікатор пов'язаного ресурсу),

- охоплення (часові і просторові характеристики ресурсу),

- права (визначає права власності та умови використання) [8].

Для реалізації стандарту Dublin Core існують такі засоби розробки як DC-assist, DC-dot, Dublin Core Metadata Template, EUC metadata tool, Metadata Generator, Meta Tag Editor, Mozilla Firefox Dublin Core Viewer Extension, MyMetaMaker, Reggie - the Metadata Editor, TagGen Office - Dublin Core Editor, The EULER Dublin Core Metadata Template, Automatic Metadata Generation Framework.

Стандарт Dublin Core є стандартом метаданих електронного управління. Недоліком механізму створення метаданих згідно стандарту Dublin Core є те, що всі охоплені ресурси повинні мати опис HTML, якщо вони описуються з використанням метаданих.

Стандарт AICC (Aviation Industry CBT Committee)

Цілями стандарту AICC є:

- допомогти авіадиспетчерам у розробці вказівок, що сприяють економічному та ефективному впровадженню комп'ютеризованого навчання,

- розробити вказівки для забезпечення сумісності,

- забезпечити відкритий форум для обговорення комп'ютеризованого навчання.

Документ з вказівками AICC для забезпечення сумісності (CMI-001) описує сумісність між системами CMI (Computer Managed Instruction), де система CMI є еквівалентом системи управління навчанням (LMS). Сумісність означає, що система здатна управляти уроками комп'ютеризованого навчання різного походження, а також те, що курси комп'ютеризованого навчання є здатними обмінюватися інформацією з різними системами CMI [2].

AICC визначив 7 типів файлів для опису структури та контенту курсу:

- файл опису курсу (інформація про курс в загальному, включаючи текстовий опис курсу та загальний склад курсу – кількість елементів та їх типи),

- таблиця призначуваних блоків (інформація про призначувані

блоки курсу – інформація містить назву блока, ідентифікатор, оцінку майстерності),

- таблиця дескрипторів (повний список всіх елементів курсу, що використовується як основний файл перехресних посилань, що показує для кожного елемента відповідність між ідентифікаторами, що генеруються системою та користувачами),

- таблиця структури курсу (основні дані структури курсу),

- файл відношень цілей (інформація, що визначає складні відношення цілей з іншими елементами курсу),

- список необхідних умов (інформація про певні умови, що є обов'язковими для отримання студентами доступу до уроків),

- вимоги завершення (інформація для забезпечення точної специфікації про закінчення блоків чи цілей).

Для реалізації стандарту AICC існують такі засоби розробки як Istruendo Kit Authoring, Course Authoring Tool, Authoring Pro, AICC File Editor, Lectora, SyberWorks Web Author.

Стандарт AICC підтримують такі системи управління навчанням як Pathlore LMS, University360 LMS, WBT Manager, Learner Web, DataUfficio, Ilias.

Висновки

Якщо порівняти метадані розглянутих стандартів електронного навчання, стає очевидним, що:

- метадані SCORM включають в себе метадані IMS та LOM,

- метадані IMS включають в себе метадані LOM та Dublin Core.

Таке відношення включення проілюстровано на рисунку 2.

Стандарти SCORM та AICC визначають інтерфейси зв'язку для того, щоб навчальні ресурси обмінювались інформацією.

Таким чином, стандарт SCORM є найбільш повним та всеохоплюючим стандартом електронного навчання. Саме тому формування навчального матеріалу для навчальних курсів повинно відбуватись відповідно до стандарту SCORM. Згідно цього стандарту використовуються метадані для опису елементів моделі контенту, тому виникає необхідність прискорити процес ручного заповнення метаданих для навчальних об'єктів. Найбільш перспективними для цього є такі категорії метаданих:

- загальна категорія,

- категорія життєвого циклу,

- категорія мета-метаданих,
- навчальна категорія,
- категорія відношень,
- категорія приміток.

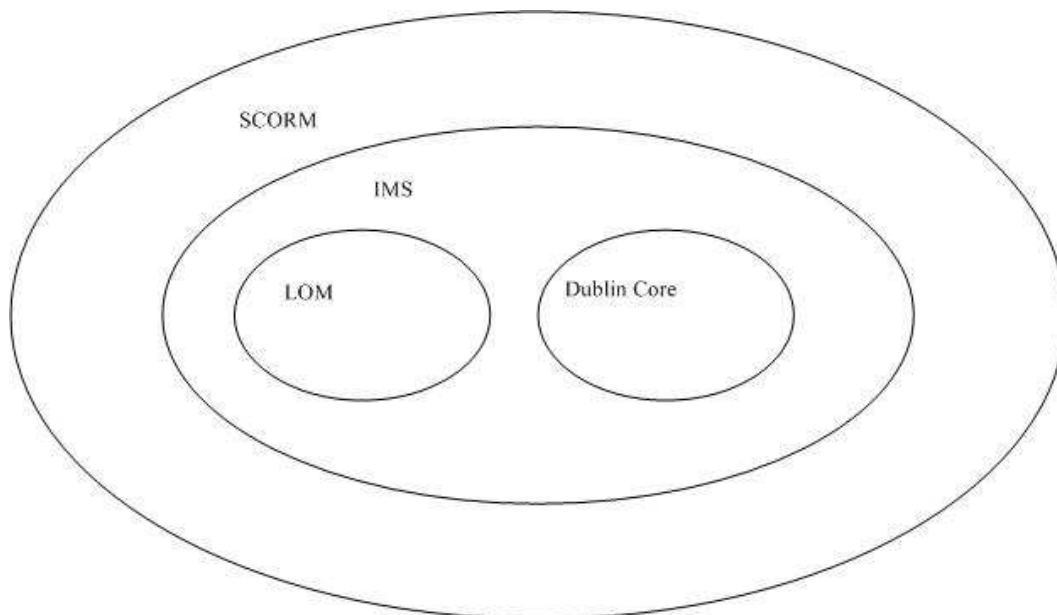


Рисунок 2 – Відношення між стандартами електронного навчання

Отже, потребує розробки такий метод вилучення «знань» з навчального контенту, за допомогою якого процес отримання вищезазначених категорій метаданих для опису навчальних об'єктів буде автоматизований.

ЛІТЕРАТУРА

1. Fawaz Ghali. Augmenting e-learning standards with adaptation [Електронний ресурс] / Fawaz Ghali, Alexandra I. Cristea, Maurice Hendrix. – Режим доступу: <http://prolearn.dcs.warwick.ac.uk/bibtexbrowser/files/fg-aic-mh-cate-2008.pdf>.
2. E-Learning Interoperability Standards [Електронний ресурс]. – Режим доступу: http://www.eduworks.com/Documents/eLearning_Interoperability_Standards_wp.pdf.
3. Edward R. Jones. Implications of SCORM and Emerging E-learning Standards On Engineering Education [Електронний ресурс] / Edward R. Jones / Proceedings of the 2002 ASEE Gulf-Southwest Annual Conference, The University of Louisiana at Lafayette, March 20-22, 2002. – Режим доступу: <http://sorubank.ege.edu.tr/~e190411147/scorm/scorm5.pdf>.
4. Geoff Collier. Elearning interoperability standards [Електронний ресурс] / Geoff Collier, Robby Robson. – Режим доступу: http://www.ufr-mig.ups-tlse.fr/NTIC/veille/elearning_Sun.pdf.

5. Matthew Fox. Learning design and e-learning [Электронный ресурс] / Matthew Fox. – Режим доступа: http://www.dokeos.com/doc/thirdparty/Epic_Whtp_learningdesign.pdf.
6. Laura McGrath.
Developing eLearning Policies at the Department Level / Laura McGrath // MERLOT Journal of Online Learning and Teaching. – 2006. – Vol. 2, No. 3. – Pp. 177-186.
7. Trace A. Urdan. Corporate e-learning: exploring a new frontier [Электронный ресурс] / Trace A. Urdan, Cornelia C. Weggen. – Режим доступа: <http://www.spectrainteractive.com/pdfs/CorporateELearningHamrecht.pdf>8.
8. Песин Л. Гибкая поддержка метаданных учебных объектов, опыт системы ALE / Л. Песин, М. Шпехт // Educational Technology & Society . – Vol. 6(4). – 2003. – Pp. 186-193.

ПРИМЕНЕНИЕ МЕТОДА ГЛАВНЫХ КОМПОНЕНТ ДЛЯ КЛАСТЕРИЗАЦИИ СИМВЛОВ

Аннотация. В статье рассматривает алгоритм финальной кластеризации с помощью метода главных компонент. Оптимальное квантование с автоматическим выбором количества интервалов, применяемое к вектору первой главной компоненты символов одного кластера, уточняет кластеризацию по скалярным характеристикам.

Актуальность темы. С ростом цифровых ресурсов возрастает актуальность проблемы хранения, сжатия и передачи электронных растровых документов. В свое время для ее решения были разработаны несколько форматов хранения электронных растровых документов: DJVU[1], JPEG2000/Part 6[2] и LuraDocument. Другой проблемой, порожденной развитием Интернета, является управление доступом к информации. Перечисленные выше форматы, являясь по своей сути локальными, позволяют пользователю распространять документы самостоятельно без контроля со стороны авторов или правообладателей (издательств, библиотек и пр.). Для решения этой задачи был создан формат электронных документов ALD [7]. В данной работе рассмотрен один из этапов работы кодера ALD – финальная часть обработки символьного слоя электронного растрового документа, связанной с кластеризацией символов.

Анализ последних публикаций. Обычно задача анализа символа как элемента текстовой информации сводится к задаче классификации, а точнее – к задаче OCR (Optical Character Recognition) [3,4,5]. В этом случае, в отличие, от традиционной задачи кластеризации, заданы центры кластеров. В случае классификации множества символов такими центрами выступают элементы системных шрифтов. Однако в такой постановке, во-первых, изначально нужно знать язык электронного растрового документа (кроме того, часто документ многоязычный), во-вторых, в системе может не оказаться шрифтов,

которые соответствуют написанию символов обрабатываемого документа.

Одним из ключевых вопросов кластеризации символов является вопрос выбора критерия качества [4]. Наиболее часто в качестве характеристик символов для их кластеризации используют различные геометрические характеристики, такие как периметр, площадь, соотношение сторон объекта и пр. Проблема выбора геометрических характеристик перекликается с проблемой кластеризации в отсутствии информации о системных шрифтах, поскольку на вход к алгоритму может попасть электронный растровый документ, содержащий, например, иероглифы или другие символы, для которых не были предусмотрены геометрические факторы, хорошо отделяющие символы один от другого.

Постановка задачи. Целью работы является построение алгоритма финальной кластеризации символов, минимизирующего ошибки кластеризации по выбранным характеристикам без информации о языке документа и шрифте текста.

Основные результаты. Для решения проблем хранения и контроля над растровыми документами группой авторов – Лигуном А.А, Шумейко А.А и Тимошенко Д.В., была разработана технология ALD (ALLDocument), ориентированная на использование в сети [7]. Данный подход основан на разделении информации, содержащейся в электронных документах на слои.

Авторами был предложен подход, который позволил получить формат, конкурентоспособный в своей нише.

Данная статья является логическим продолжением работ, посвященных локализации слоя символов на изображении [8] и последующей кластеризации символов с помощью оптимального квантования [9].

Для того чтобы перейти к формальной постановке задачи, введем необходимые определения и понятия.

Будем считать множество 8-ми связным, если для любой его точки (x_1, y_1) существует такая точка (x_2, y_2) , что выполняется условие:

$$|x_1 - x_2| \leq 1, |y_1 - y_2| \leq 1.$$

Таким образом, символом S_k мы будем считать 8-ми связное множество точек, полученное с помощью алгоритма локализации. Соответственно, $\{S_k\}_1^m$ – все символы, извлеченные из электронного растрового документа.

Кластером K_v будем называть множество «похожих» друг на друга символов S_k . На первом «грубом» этапе кластеризации, критерий «похожести» сводится к отличию неких скалярных величин – таких как высота, ширина, количество точек символов. Одни и те же скалярные величины у похожих символов группируются около одного и того же среднего значения соответствующей характеристики. Количество таких средних значений и сами значения можно найти с помощью оптимального (в смысле минимизации среднеквадратического отклонения) квантования [10]. Таким образом, благодаря этому подходу, задача кластеризации значительно упрощается и мы можем использовать оптимальное квантование для разбиения на кластеры скалярных величин.

В работе [9] был предложен метод иерархического разбиения на кластеры.

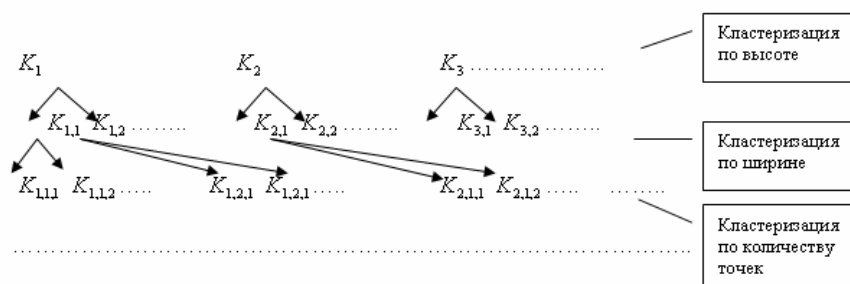


Рисунок 1 – Древоподобная структура последовательной кластеризации по скалярным величинам

Очевидно, что такое разбиение нельзя считать окончательным. Рассмотрим применение такой кластеризации к последовательности символов (рисунок 2).

Interest in image compression dates back more than 35 years. The initial focus of research efforts in this field was on the development of analog methods for reducing video transmission bandwidth

Рисунок 2 – Фрагмент текста для экспериментов

Результатом работы кластеризации по 3-м характеристикам (ширина, высота, количество точек в символе) явилось разбиение указанного множества на кластеры. Есть кластеры, которые объединили в себе действительно одинаковые символы. Пример такого кластера представлен на рисунке 3.



Рисунок 3 – Удачно выделенный кластер

В то же время есть кластеры, которые содержат в себе разные символы. К таким символам, для которых не будет достаточно приведенных выше критериев, относятся, например, “b”, “d”, “p”. Но не только они, в целом, ситуация достаточно типична.

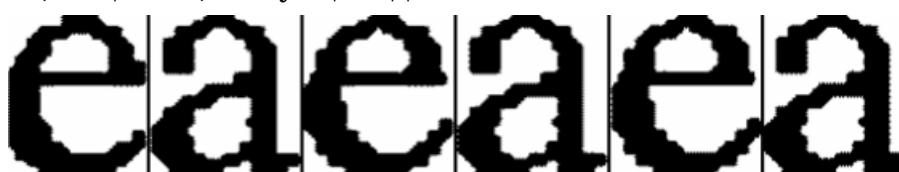


Рисунок 4 – Фрагмент кластера, состоящий из разных символов

Таким образом, актуальна задача финального этапа кластеризации, целью которой является сокращение числа ошибочных кластеров.

В работе [9] дан критерий, какой кластер считать окончательным. Данный критерий основан на методе главных компонент (МГК) [11].

Поставим в соответствие каждому элементу S_k кластера

K_v вектор $M_k = \{m^{k_{i,j}}\}$ с размерами $H_v \times W_v$

$$m^{k_{i,j}} = \begin{cases} 1, & (i - x_k + W_v / 2, j - y_k + H_v / 2) \in S_k; \\ 0, & (i - x_k + W_v / 2, j - y_k + H_v / 2) \notin S_k, \quad i = \overline{1, W_v}, j = \overline{1, H_v}, k = 1 \dots N_v, \end{cases}$$

где

$$H_v = \max_k (H_k | S_k \in c_v),$$

$$W_v = \max_k (W_k | S_k \in c_v),$$

(x_k, y_k) - центр тяжести символа S_k .

Каждому кластеру K_v будет соответствовать шаблон T_v - вектор, который характеризует все элементы кластера K_v .

Для заданных векторов M_k необходимо найти векторы $\tilde{T}$ и $\tilde{\alpha}$, которые реализуют решение экстремальной задачи

$$\sum_{k=1}^{N_v} (M_k - \alpha_k T)^2 \rightarrow \min, \quad \sum_{k=1}^{N_v} (\alpha_k)^2 = 1. \quad (1)$$

При этом вектор $\tilde{T}$, дающий решение задачи (1), называется первой главной компонентой. Существуют разные способы нахождения вектора $\tilde{T}$. Традиционно решение сводится к нахождению максимального собственного числа (и соответствующего собственного вектора) корреляционной матрицы векторов M_k . В нашей интерпретации первая главная компонента – это шаблон кластера. Вектор $\tilde{\alpha}$, соответствующий $\tilde{T}$, это величина, характеризующая влияние k -го символа на формирование шаблона кластера.

Финальным кластером K_v называется множество символов S_k , для которых шаблон $\tilde{T}$, построенный исходя из условия (1), для фиксированного τ обеспечивает неравенство

$$\sqrt{\frac{1}{N_v} \sum_{k=1}^{N_v} (M_k - \tilde{\alpha}_k \tilde{T})^2} < \tau \quad (2)$$

Невыполнение неравенства (2) говорит о наличии разных символов в кластере.

Для того, чтобы разделить отличающиеся символы, которые попали в один кластер, используем итерационный алгоритм:

1. Создать кластер из любого символа первичного кластера, который нужно разделить.

2. Присоединить в новый кластер следующий символ.

3. Пересчитать с помощью МГК вектора $\tilde{T}$ и $\tilde{\alpha}$. Если вектора удовлетворяют неравенству (2), оставляем добавленный символ в кластер. Если же вектора не удовлетворяют неравенству (2), добавленный символ изымается. В этом случае он может образовать новый кластер или же присоединиться к другому кластеру.

Повторяем шаги 2 и 3, пока не будут проверены все символы.

Нетрудно заметить, что это достаточно трудоемкий алгоритм, так как он заключается в полном пересчете шаблона $\tilde{T}$ и вектора $\tilde{\alpha}$,

как минимум, для количества шагов, равного количеству символов кластера без одного.

Альтернативой данному подходу является идея об использовании для кластеризации информации, которая содержится только в векторе $\tilde{\alpha}$. Как уже говорилось выше, каждый коэффициент $\tilde{\alpha}$ отражает, насколько символ S_k похож на шаблон $\tilde{T}$. Следовательно, у похожих символов должны быть похожи и их $\tilde{\alpha}_k$. Рассмотрим коэффициенты, которые соответствуют приведенному фрагменту кластера на рисунке 4.

Таблица 1

Коэффициенты кластера с неоднородными символами

Коэффициент $\tilde{\alpha}$	Маска символа S_k
0.2146526	e
0.2764183	a
0.2124491	e
0.2767134	a
0.2055073	e
0.2782143	a

Нетрудно заметить, что символы “а” и “е” тяготеют к разным значениям: 0.28 и 0.21 соответственно, если округлить до 3-го знака после запятой. Таким образом, задача о кластеризации с использованием метода главных компонент сводится к задаче о кластеризации вектора коэффициентов $\tilde{\alpha}$.

Таким образом, для заданного вектора $\tilde{\alpha}$ нужно найти такой вектор b с координатами $b_{k+1/2}$ и такой вектор $\tilde{b}$ с координатами $\tilde{b}_k$, что

$$\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \sum_{i: b_{k/2} < \tilde{a}_i < b_{k+1/2}} (\tilde{\alpha}_i - \tilde{b}_k)^2} \rightarrow \min \quad (3)$$

где N – количество интервалов,

$$\min_i \tilde{\alpha}_i = b_{1/2} < b_{3/2} < \dots < b_{n+1/2} = \max_i \tilde{\alpha}_i, \quad b_{k/2} < \tilde{b}_k < b_{k+1/2}.$$

$\tilde{b}_k$ – оптимальные квантовочные числа. В нашем случае это те центры кластеров, к которым тяготеют значения вектора $\tilde{a}$.

Заметим, что задача поиска кластеров усложняется тем, что заведомо не известно какое количество кластеров может быть получено. В работе [9], был предложен итеративный алгоритм поиска количества кластеров.

Обозначим через δ_j ошибку приближения вектора $\tilde{a}$ после разбиения на j интервалов оптимальным образом.

$$\delta_j = \sqrt{\frac{1}{j} \sum_{k=1}^j \sum_{i: b_{k/2} < \tilde{a}_i < b_{k+1/2}} (\tilde{a}_i - \tilde{b}_k)^2},$$

Последовательно применяя оптимальное квантование для $j=1,2,\dots$, пока не будет выполнено условие стабилизации

$$|\delta_j - \delta_{j+1}| < \varepsilon. \quad (4)$$

Например, для случая с “е” и “а” графическое представление процесса стабилизации количества интервалов имеет вид, приведенный на рисунке 5.

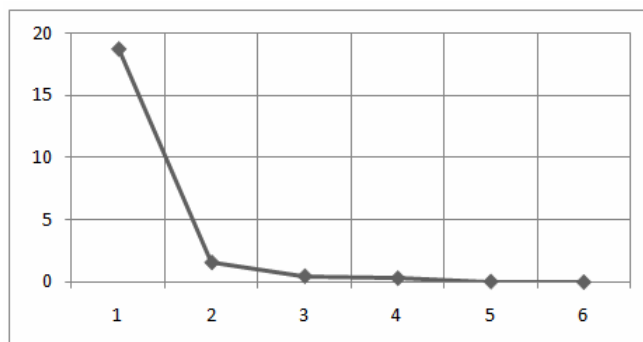


Рисунок 5 – График уменьшения ошибки восстановления с ростом количества интервалов

Нетрудно заметить, что стабилизация кластеров происходит на двух интервалах. То есть первичный кластер разбивается на 2 под-кластера: “е” и “а”.

Таким образом, символы S_k , у которых характеристики $\tilde{a}_k$ попадают в один интервал, образуют кластеры K_v .

Заметим, что для того, чтобы полученные кластеры были финальными, должно выполняться условие (2). В большинстве случаев новые кластеры будут удовлетворять этому условию, но, тем не менее, может оказаться часть новых кластеров ему не соответствует. Это

может случиться в случае, если первоначальный кластер состоял более чем из 3-х разнородных видов символов и построенный шаблон оказался слишком общим. В этом случае для кластеров, которые не удовлетворили условию (2) процедуру кластеризации с помощью метода главных компонент следует повторить. В целом, можно предложить альтернативный способ остановки, например, продолжать разбивать новые кластеры с помощью метода главных компонент до тех пор, пока на очередном шаге ни один кластер не будет разбит на подкластеры.

Выводы

Описанный кластеризации позволяет корректировать ошибки, которые сделаны на этапе первичной кластеризации и делает процесс разделения символов менее чувствительным к первоначальному выбору характеристик, тем самым делая его более универсальным и подходящим для разных шрифтов и языков.

Вместе с тем, предложенный алгоритм рекомендуется использовать именно на финальном этапе в качестве уточнения, поскольку применение его на оригинальном, первичном множестве символов приведет к долгому процессу стабилизации и, как следствие, к большому времени расчета кластеров.

Выражаю благодарность своему научному руководителю Шумейко Александру Алексеевичу за полезное обсуждение и советы.

ЛИТЕРАТУРА

1. Specification of DJVu Image Compression Format / AT&T .– 1999 .– 39 p.
2. Information technology Jpeg2000 Image Coding System. Final Committee Draft .– 2006 .– 205 p.
3. J. Mantas. An Overview of Character Recognition Methodologies. Pattern Recognition, Vol. 19, No 6, p. 425-430, 1986.
4. S. Kahan, T. Pavlidis & H. S. Baird. On the Recognition of Printed Characters of Any Font and Size. IEEE T-PAMI, Vol. 9, No.2, p. 274-288, March 1987.
5. Шамис А.Л. Принципы интеллектуализации автоматического распознавания изображений и их реализация в системах оптического распознавания символов. / А.Л. Шамис // Новости искусственного интеллекта .– 2002. – №1 .– С. 27-30.
6. Выбор признаков для распознавания печатных кириллических символов / И.А. Багрова, А.А. Грицай, С.В. Сорокин и др. // Вестник Тверского Государственного Университета .– 2010 .– 28 .– С. 59-73.
7. Лигун А.О. ALLDocument – технологія нового покоління для збереження, передачі та відображення електронних документів. / А.О. Лигун, О.О.

Шумейко, Д.В. Тимошенко // Вісник Східноукраїнського національного університету імені Володимира Даля .– №9(103), Частина 1 .– 2006 .– С. 83-85.

8. Лигун А.А. О локализации и формировании символов в электронных растровых документах со сложным фоном. / А.А. Лигун, А.А. Шумейко, Д.В. Тимошенко // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных трудов .– Днепропетровск, 2008 .– № 1(54) .– С. 13-24.

9. Лигун А.А. Кластеризация символов в электронных растровых документах / А.А. Лигун, А.А. Шумейко, Д.В. Тимошенко // Вісник Східноукраїнського національного університету імені Володимира Даля .– 2008 .– №8 (126), Частина 1 .– С. 111-117.

10.Gray R. Quantization. / R. Gray, D. Neuhoff // IEEE Transactions on Information Theory .– 1998 .– 44(6) .– Р. 1-63.

11.Зиновьев А.Ю. Визуализация многомерных данных. / А.Ю. Зиновьев .– Красноярск : Изд. КГТУ, 2000. – 168 с.

Е.В. Бодянский, А.А. Дейнеко

АДАПТИВНОЕ ОБУЧЕНИЕ АРХИТЕКТУРЫ И ПАРАМЕТРОВ РАДИАЛЬНО-БАЗИСНОЙ НЕЙРОННОЙ СЕТИ

Анотация. Предложены архитектура и метод обучения искусственной эволюционной радиально-базисной нейронной сети, которая настраивает не только свои веса, но и определяет автоматически количество нейронов и расположение центров радиально-базисных функций в on-line режиме с высокой скоростью поступления и обработки данных.

Ключевые слова. искусственная нейронная сеть, адаптивное обучение, радиально-базисная нейронная сеть, самоорганизующаяся карта Кохонена, активационная функция Епанечникова

Введение. В настоящее время искусственные нейронные сети (ИНС) получили широкое распространение для решения большого класса задач обработки информации, прежде всего интеллектуального управления, идентификации, распознавания образов, классификации, кластеризации, прогнозирования, эмуляции в условиях неопределенности и существенной нелинейности. В случае необходимости обработки информации в on-line режиме по мере последовательного поступления на вход новых данных, на первый план выходит вопрос скорости сходимости процесса обучения, существенно ограничивающий класс ИНС, пригодных для работы в этом режиме. С точки зрения оптимизации по скорости процесса обучения весьма перспективными являются ИНС, основанные на ядерных (радиально-базисных, потенциальных, колоколообразных) функциях активации.

Наиболее популярными из перечисленных ИНС являются радиально-базисные нейронные сети (Radial Basis Function Neural Networks – RBFN). Основные идеи радиально-базисных нейронных сетей связаны с методом потенциальных функций [1], оценками Парзена [2, 3], ядерной [4] и непараметрической [5] регрессиями. Важной особенностью этих сетей является то, что они обладают универсаль-

ными аппроксимирующими свойствами и способны обучаться в реальном времени.

Обучение RBFN основывается на оптимизации некоторого (обычно квадратичного) критерия, а поскольку выходной сигнал сети $\hat{y}^R$ линейно зависит от синаптических весов, для их настройки могут быть использованы быстродействующие алгоритмы оптимизации второго порядка, например, рекуррентный метод наименьших квадратов.

Основным недостатком радиально-базисной сети является ее подверженность «проклятию размерности», порождающему экспоненциальный рост числа радиально-базисных нейронов (R-нейронов) с ростом размерности входного пространства, в связи с чем, в настоящей работе предлагается подход к обучению RBFN с ограничением количества нейронов в on-line режиме обработки информации.

1. Радиально-базисная нейронная сеть. На рис. 1 приведена стандартная архитектура радиально-базисной сети, скрытый слой которой реализует некоторое нелинейное преобразование пространства входов R^n в скрытое пространство R^{h_R} более высокой размерности ($h_R > n$), а выходной слой, образованный адаптивным линейным ассоциатором, формирует отклик сети, осуществляя нелинейное преобразование вида

$$\hat{y}^R = F(x) = w_0 + \sum_{i=1}^h w_i \phi_i(x),$$

где $\phi_i = \phi(\|x - c_i\|, \sigma)$ – радиально-базисные функции, определяющие свойства сети, зависящие от расстояния $\|x - c_i\|$ между входным вектором $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)^T$ и центром c_i и параметра ширины σ , определяющего локальную область входного пространства, на которую реагирует эта функция. Чаще всего в качестве активационной функции применяется гауссиан

$$\phi_i(x) = \exp\left(-\frac{\|x - c_i\|^2}{2\sigma^2}\right), \quad i = 1, 2, \dots, h^R,$$

хотя может быть использовано и множество других конструкций.

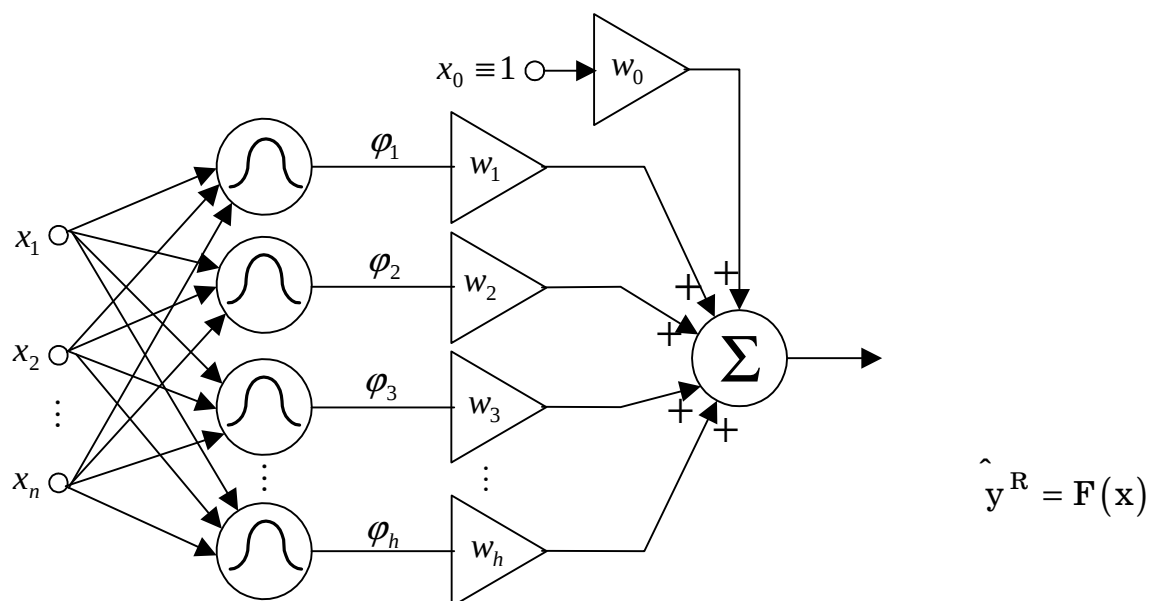


Рисунок 1 – Радиально-базисная нейронная сеть

Преобразования, которые реализует радиально-базисная нейронная сеть, можно записать в виде

$$\hat{y}^R(k) = w_0 + \sum_{l=1}^h w_l \phi_l(x(k)) = \sum_{l=0}^h w_l \phi_l(x(k)) = w^T \tilde{\phi}^R(x(k)),$$

где

$$\tilde{\phi}(x(k)) = (1, \phi^T(x(k)))^T, \phi(x(k)) = (\phi_1(x(k)), \phi_2(x(k)), \dots, \phi_{h_R}(x(k)))^T,$$

h_R – число нейронов скрытого слоя, T – символ транспонирования.

Оптимизация квадратичного критерия обучения

$$\begin{aligned} E(k) &= \sum_{k=1}^N \alpha^{N-K} \left(y(k) - \sum_{l=0}^h w_l \phi_l(x(k)) \right)^2 = \\ &= \sum_{k=1}^N \alpha^{N-K} \left(y(k) - w^T \tilde{\phi}(x(k)) \right)^2 = \sum_{k=1}^N \alpha^{N-K} (e^2(k)) \end{aligned}$$

в реальном времени может быть реализована с помощью рекуррентного метода наименьших квадратов в виде

$$\begin{cases} w(k+1) = w(k) + \frac{P(k)(y(k+1) - w^T(k)\tilde{\phi}^R(x(k+1)))}{1 + \tilde{\phi}^T(x(k+1))P(k)\tilde{\phi}^R(x(k+1))} \tilde{\phi}^R(x(k+1)), \\ P(k+1) = \frac{1}{\alpha} \left(P(k) - \frac{P(k)\tilde{\phi}(x(k+1))\tilde{\phi}^T(x(k+1))P(k)}{\alpha + \tilde{\phi}^T(x(k+1))P(k)\tilde{\phi}(x(k+1))} \right), \\ 0 < \alpha \leq 1. \end{cases}$$

2. Постановка задачи исследования. Вопрос выбора количества нейронов h_R и правильного расположения центров c_i чрезвычайно актуален. Простейшим вариантом решения этой проблемы является использование алгоритма Subtractive clustering [6], который достаточно эффективен при работе в пакетном режиме, но при этом требует выбора целого набора свободных параметров. Если решаемая задача связана с обработкой нестационарных процессов, то необходимо время от времени переинициализировать сеть, т.е. запускать ее работу с нуля.

Dynamic Decay Adjustment (DDA), тоже является одним из возможных методов обучения радиально-базисных нейронных сетей [9]. Он относится к алгоритмам конструктивного обучения, работает достаточно быстро. Однако, при работе в on-line режиме при обработке нестационарных сигналов этот метод становится неэффективным.

Resource Allocation Network [10] использует комбинированное обучение, основанное как на оптимизации, так и на памяти (принцип «нейроны в точках данных»), с включением элементов конкуренции. При этом в процессе обучения с помощью градиентных процедур настраиваются как синаптические веса, так и параметры центров нейронов, ближайших к поступившему наблюдению. Можно заметить, что в качестве активационных, в этой сети вместо традиционных гауссианов используются квадратичные функции Епанечникова [11]. Недостатком Resource Allocation Network является достаточно высокая вычислительная сложность.

В связи с этим представляется целесообразным разработка искусственной эволюционной радиально-базисной нейронной сети, которая сама настраивает не только свои веса, но и определяет автоматически количество нейронов и расположение центров радиально-базисных функций в on-line режиме с высокой скоростью поступления и обработки данных.

3. Архитектура гибридной эволюционной сети. На рис. 2 приведена структурная схема гибридной эволюционной искусственной нейронной сети, основу которой составляет радиально-базисная нейронная сеть с переменным количеством нейронов и самоорганизующаяся карта Кохонена (SOM) [12], которая управляет их числом и настраивает расположение центров в режиме самообучения.

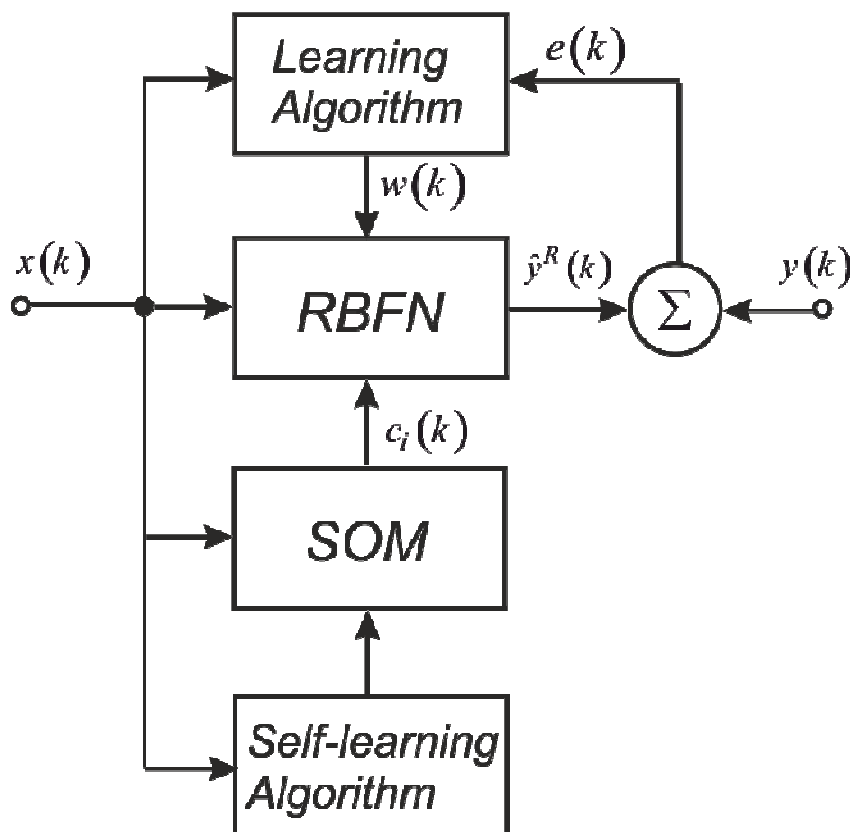


Рисунок 2 – Структурная схема гибридной эволюционной сети

Процесс функционирования предлагаемой системы происходит следующим образом. При поступлении первого наблюдения оно подается на вход радиально-базисной сети, где формируется первый нейрон по принципу «нейроны в точках данных», т.е. практически мгновенно. При последующем поступлении наблюдений они, сперва поступают в SOM, где идет сравнение с уже существующими центроидами, а потом, если же совпадений не обнаружилось формируется новый центроид и соответственно и новый нейрон в RBFN.

4. Управление количеством нейронов в сети. В рамках развиваемого подхода введем в рассмотрение следующий метод управления количеством нейронов в сети:

Шаг 1₁: закодировать все значения входных переменных в интервале $-1 \leq x_i \leq 1$ и задать радиус рецепторного поля функции соседства, в интервале $r \leq 0,33$;

Шаг 2₁: при поступлении наблюдения $x(1)$ задать $c_1 = x(1)$;

Шаг 3₁: при поступлении наблюдения $x(2)$:

- если $\|x(2) - c_1\| < r$, то $c_1(1)$ корректируется по правилу

$$c_1(2) = \frac{c_1 + x(2)}{2};$$

- если $r < \|x(2) - c_1(1)\| \leq 2r$, $c_1(1)$ корректируется согласно правилу самообучения самоорганизующейся карты Кохонена по принципу «победитель получает больше» (WTM) [12]

$$c_1(2) = c_1(1) + \eta(2)\psi_1(2)(x(2) - c_1(1))$$

с функцией соседства

$$\psi_1(2) = \max \left\{ 0, 1 - \left(\frac{\|x(2) - c_1(1)\|}{2r} \right)^2 \right\}$$

(функция Епанечникова [11] с рецепторным полем с радиусом $2r$)

- если $\|x(2) - c_1(1)\| > 2r$,

формируется новая радиально-базисная функция с центром $c_2(2) = x(2)$;

На этом первая итерация формирования активационных функций радиально-базисной нейронной сети заканчивается. Пусть к k -му моменту времени сформировано $p \leq h_R$ активационных функций $\varphi_p(x(k))$ с центрами $c_p(k)$ и на обработку поступило наблюдение $x(k+1)$. Далее формирование радиально-базисных функций производится следующим образом:

Шаг 1 _{$k+1$} : определить нейрон-победитель, для которого расстояние $\|x(k+1) - c_l(k)\|$ минимально среди всех $l = 1, 2, \dots, p$;

Шаг 2 _{$k+1$} :

- если $\|x(k+1) - c_l(k)\| \leq r$, то $c_l(k+1) = \frac{c_l(k) + x(k+1)}{2}$;

- если $r < \|x(k+1) - c_l(k)\| \leq 2r$, то

$$c_l(k+1) = c_l(k) + \eta(k+1)\psi_l(k+1)(x(k+1) - c_l(k));$$

$$\psi_l(k+1) = \max \left\{ 0, 1 - \left(\frac{\|x(k+1) - c_l(k)\|}{2r} \right)^2 \right\};$$

- если $\|x(k+1) - c_l(k)\| > 2r$, то сформировать радиально-базисную функцию с центром $c_{p+1}(k+1) = x(k+1)$;

если же в процессе формирования радиально-базисных функций возникает ситуация

$$\|x(k+1) - c_l(k)\| > 2r, \text{ а } p = h_R,$$

то необходимо увеличить радиус рецепторного поля и вернуться к шагу 2_{к+1} с увеличенным радиусом функции $\psi_l(k+1)$.

Как видно данная процедура есть гибрид эволюционного алгоритма Касабова [13] и самоорганизующейся карты Кохонена. Однако предложенная конструкция разработана не только для решения задач кластеризации, но для управления количеством нейронов в радиально-базисной нейронной сети.

Выводы. Данный подход позволяет обеспечить необходимое качество обработки информации на заданном количестве наблюдений в последовательном on-line режиме.

ЛИТЕРАТУРА

1. Айзерман М. А. Метод потенциальных функций в теории обучения машин. / Айзерман М. А., Браверман Э. М., Розоноэр Л. И. – М.: Наука, – 1970. – 384 с.
2. Parzen E. On the estimation of a probability density function and the mode / Parzen E. // Ann. Math. Statist. – 1962. – 38. – P. 1065-1076.
3. Надарая Э. А. О непараметрических оценках плотности вероятности и регрессии / Надарая Э. А. // Теория вероятностей и ее применение. – 1965. – 10. – № 1. – С. 199-203.
4. Haykin S. Neural Networks. A Comprehensive Foundation. / Haykin S. // Upper Saddle River, N.J.: Prentice Hall, Inc., 1999. – 842 p.
5. Варядченко Т. В. Непараметрический метод обращения функций регрессии / Варядченко Т. В., Катковник В. Я. // Стохастические системы управления. – Новосибирск: Наука, 1979. – С. 4-14.
6. Chiu, S. Fuzzy model identification based on cluster estimation / Chiu, S. // Journal of intelligent & fuzzy systems. – Vol. 2 – №3 –Sept. 1994.
7. Бодяньський Є.В. Еволюційна нейронна мережа з ядреними функціями активації та адаптивний алгоритм її навчання. / Бодяньський Є.В., Дейнеко А.О., Тесленко Н.О. // Наукові праці – Вип. 148. - Т. 160. – Комп'ютерні технології. – Миколаїв: Вид-во ЧДУ ім.// Петра Могили, – 2011. – С. 53-58.

8. Бодянский Е.В. Адаптивное обучение комбинированной эволюционной нейронной сети. / Бодянский Е.В., Тесленко Н.А., Дейнеко А.А. – Матеріали міжнародної наукової конференції «Інтелектуальні системи прийняття рішень та проблеми обчислювального інтелекту». – Херсон. – 1. – 2011. – С. 215-220.
9. Paetz, J Reducing the number of neurons in radial basis function networks with dynamic decay adjustment. / Paetz, J. // Neurocomputing – №62 – 2004 – P. 79-91.
10. Platt, J. A resource allocating network for function interpolation / Platt, J.// Neural Comp. –1991 – 3– P. 213-225.
11. Епанечников В.А. Непараметрическая оценка многомерной плотности вероятности / Епанечников В.А. // Теория вероятностей и ее применение – 1968 – 14 – №1 – С. 156-161.
12. Kohonen T. Self-Organizing Maps / Kohonen T. – Berlin: Springer-Verlag. – 1995. – 362 p.
13. Kasabov N. Evolving Connectionist Systems. / Kasabov N. // London: Springer – Verlag. – 2003 – 307p.

МОДЕЛЬ ЭКСПЛУАТАЦИОННОЙ НАДЕЖНОСТИ РАЗВЕТВЛЕННЫХ ТЕХНОЛОГИЧЕСКИХ ЛИНИЙ

Технологическая линия (ТЛ) – система рабочих машин и других технологических агрегатов, производящих последовательно в пространстве и взаимосвязано во времени переработку материала из заготовки в готовую продукцию. ТЛ ограничивается складами, т.е. внутри ТЛ склады отсутствуют. Наиболее типичные ТЛ – непрерывные прокатные станы либо сборочные конвейеры автозаводов. ТЛ состоят из участков, разделенных преобразователями потока материала (например, летучими ножницами или буферами небольшой емкости) либо разветвлениями. Например, в черновой группе прокатных клеток параллельно могут прокатывать 2 полосы, а затем каждая из полос прокатывается в отдельных группах чистовых клеток, установленных параллельно.

Одна из важнейших сторон процесса функционирования - процесс восстановлений, образованный чередованием периодов безотказной работы и простоев после отказов машин.

Следуя методологии теории надежности, ТЛ мы представляем как систему элементов расчета надежности, определенным образом соединенных, как правило, последовательно. В качестве элементов можно принимать более или менее крупные комплексы: участки, агрегаты, механизмы, детали. При таком иерархическом построении схемы расчета надежности комплексы промежуточной сложности могут рассматриваться как подсистемы. ТЛ являются восстанавливаемыми системами, как правило, нерезервированными.

Процесс функционирования ТЛ – это альтернирующий процесс восстановления или процесс восстановления с конечным временем восстановления. Этот процесс образован суперпозицией двух потоков случайных событий: потока отказов, заданного последовательностью случайных величин наработок между отказами T_{pi} , и потока восстановлений (ремонт), заданного последовательностью случайных ве-

личин времени восстановления T_{ei} \ после отказов. Поскольку ТЛ являются системами длительного использования, то эти потоки случайных событий являются стационарными и вполне характеризуются математическими ожиданиями случайных величин T_{pi} и T_{ei} . Анализ большого объема реального статистического материала показал, что распределение наработок на отказ подчиняется экспоненциальным законам, а времени восстановления – законам Вейбулла-Гнеденко.

Статистическими характеристиками стационарного процесса восстановления с конечным временем восстановления на больших отрезках времени являются

$$\text{наработка на отказ } T_p = \frac{1}{\sum_{k=1}^n \frac{1}{T_{pk}}} \quad (1)$$

$$\text{среднее время восстановления } T_{\sigma} = T_p \quad (2)$$

$$\text{коэффициент готовности } k_r = \frac{T_p}{T_p + T_b} = \frac{1}{1 + \sum \frac{T_{bk}}{T_{pk}}} \quad (3)$$

Здесь T_{pk} - наработка на отказ (среднее время безотказной работы каждого k -го элемента системы, а T_{bk} - его среднее время восстановления.

Такой набор показателей полностью описывает процесс работы ТЛ с позицией ее надежности.

Конкретизируем некоторые основные определения и показатели стандарта применительно к специфике ТЛ прокатных цехов.

Надежность - свойство ТЛ выполнять заданные функции - производство продукции заданного качества и сортамента в заданном количестве при заданных условиях эксплуатации, в том числе при нормативном техническом обслуживании.

Безотказность - свойство ТЛ непрерывно производить продукцию заданного качества с заданной производительностью в течение некоторого времени ("некоторой наработки" - предпочтительнее). Работоспособное состояние ТЛ - такое состояние, когда она может производить продукцию заданного качества.

Здесь следует подчеркнуть, что при таком определении во множество работоспособных состояний мы включаем и частично работоспособные, связанные с частичными отказами. Уточним, что

полностью (вполне) работоспособная ТЛ может производить продукцию

- 1 - заданного качества,
- 2 - всего сортамента (в пределах своей технической характеристики) t
- 3 - с производительностью, соответствующей технической характеристике .

Частично работоспособная ТЛ может не удовлетворять требованиям 2 и (или) 3, но требование 1 обязательно, поскольку производить некачественную продукцию не только бессмысленно, но и вредно.

Тогда к отказам мы будем относить события, заключающиеся в нарушении работоспособности ТЛ, как полной, так и частичной. Так, например, отказ одной из двух чистовых групп непрерывного мелкосортного стана (рис. 1а) является частичным отказом, т. к. производительность стана уменьшается вдвое, т. е. нарушается условие 3.

Наиболее важным комплексным показателем надежности ТЛ является коэффициент готовности, который является вероятностью того, что в произвольный момент времени, кроме планируемых периодов простоя, она окажется работоспособной, и определяется он из процесса восстановления . Последняя запись формулы (3) особо важна, поскольку в ней отражается влияние каждого k -го элемента системы (или вида отказа) на надежность системы в целом . Для удобства обозначим $T_{vk} / T_{pk} = kPk$ и назовем его удельным простоем k -го элемента, поскольку он пропорционален относительному времени устранения отказов этого элемента в общем рабочем времени.

Для любого элемента ТЛ достаточно знать два последних показателя и для удобства сравнительного анализа надежности элементов ТЛ вычислить их частное - удельный простой.

Для количественного анализа изменения коэффициента готовности всей линии k_g при изменении надежности k -го элемента за счет его усовершенствования, приводящего к повышению безотказности или улучшению ремонтпригодности, найдем полный дифференциал функции (3)

$$dk_r = - \sum_k \frac{1}{\left(1 + \sum_k k_{nk}\right)^2} dk_{nk}$$

Переходя к приращениям и полагая, что изменится $k_{Пк}$ только одного k -го агрегата, получим расчетную формулу

$$\Delta k_r = -(k_r) 2 \Delta k_{Пк}. \quad (4)$$

При уменьшении $k_{Пк}$ на $\Delta k_{Пк}$ коэффициент готовности повысится на

$$\Delta k_r / k_r \% = k_r \Delta k_r k 100\% \quad (5)$$

Формулой (5) удобно пользоваться при определении экономической эффективности от модернизации оборудования.

Характеристики надежности для однопоточных ТЛ определяются обычными методами, особенно хорошо разработанными для радиоэлектронной аппаратуры

Для разветвленных ТЛ, в которых имеют место частичные отказы, эта задача готового решения не имеет.

Определим коэффициент готовности таких ТЛ на примере двухниточных непрерывных мелкосортных станков (Рис.1а). Структуру стана нетрудно преобразовать к упрощенной структуре Рис. 1б, где элемент q представляет собой последовательное соединение участков 1 и 2, а элемент r - последовательное соединение участков 3 и 4.

Решить эту задачу с помощью известных формул теории надежности невозможно, т.к. они разработаны для полной группы из двух событий { работа, отказ }, а в нашем случае полную группу составляет 3 события: { работа (А), частичный отказ (ЧО), полный отказ (0)}. Частичным отказом является отказ одной из двух ниток стана - левой или правой.

Для решения задачи применим формулу полной вероятности:

$$k_r = P(A/P)P_p + P(A/ЧО)P_{ЧО} + P(A/0)P_0. \quad (6)$$

Здесь k_r следует понимать как вероятность выполнения планового задания (событие А) станом; $P(A/P)$, $P(A/ЧО)$ и $P(A/0)$ являются условными вероятностями события А при появлении событий из полной группы {P, ЧО, 0}.

P_p , $P_{ЧО}$, P_0 - вероятности появления этих событий.

Очевидно, что $P(A/P)=1$, $P(A/ЧО)=0,5$, $P(A/0)=0$.

Обозначив через q_q , q_r , $q_{r'}$ вероятности отказов соответствующих элементов, получим

$$P_p = (1 - q_q)(1 - q_r)(1 - q_{r'}) \quad (7)$$

$$P_{\text{чО}} = (1 - q_q)(q_r + q_{r'} - q_r q_{r'}) \quad (8)$$

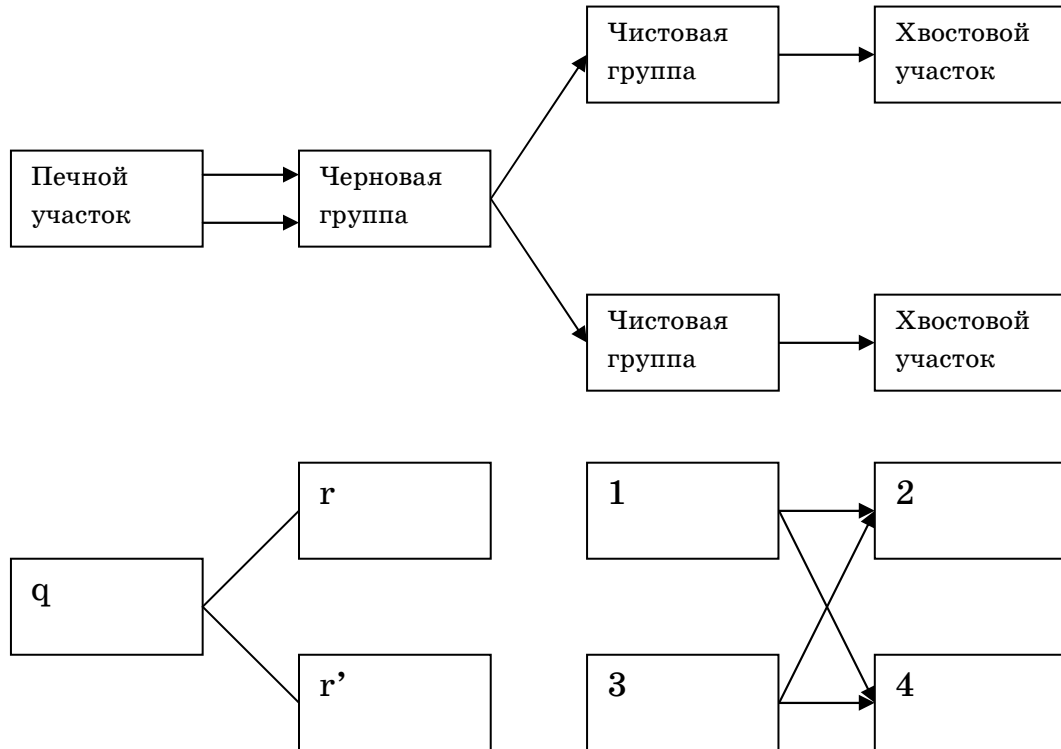


Рисунок 1 - Расчетные схемы непрерывного двухниточного стана

Вероятность отказа k -го элемента

$$q_k = \frac{T_{Bk}}{T'_{Pk}} = \frac{T_{Bk}}{T_{Pk}/k_r} = k_{\text{пк}} k_r \quad (9)$$

где T'_{Pk} - среднее время между отказами k -го участка.

Учитывая идентичность параллельных участков $q_r \equiv q_{r'}$, подставим условные вероятности, (7)-(9) в (6) и пренебрегая слагаемыми с произведениями q_k ввиду их малости, получим

$$k_r = \frac{1}{1 + k_q + k_r}$$

что аналогично формуле (4.3).

Таким образом, структуру рис. 1б можно заменить последовательным соединением участков q и r . Отсюда следует важный вывод о том, что разветвления технологической линии непрерывного стана не изменяют его надежности и их нельзя рассматривать как резервирование. Независимо от структуры, коэффициент готовности и.

непрерывного стана следует определять по формуле (4.3). Этот вывод распространяется и на более разветвленные ТЛ, например, на четырехниточные непрерывные проволочные станы (рис. 1.6).

В разветвленных ТЛ, например, в двухниточных мелкосортных станах (рис. 1.5,б,в) повысить надежность можно путем изменения структуры стана в случае одновременного отказа различных участков обеих ниток. На стане типа В для этой цели установлены переключакмщие стрелки после черновой и чистовых групп.

Структуру двухниточного прокатного стана со стрелками можно привести к структуре рис. 4.4,в, где элементы 1 и 3 обозначают последовательное соединение, в смысле надежности, агрегатов левой и правой ниток до стрелки, а элементы 2 и 4 - после стрелки.

Определим количественно увеличение надежности стана со стрелкой $\hat{131U}$, принимая допущение, что переключение стрелки происходит мгновенно и надежно. Тогда в состояние стана {частичный отказ \ переводятся состояния с одновременно отказавшими разноименными участками, вероятность которых

$$\Delta p = q_1 q_4 + q_3 q_2 = 2q_1 q_2$$

в силу идентичности параллельных участков.

Таким образом, кг стана изменится на величину второго порядка малости, которая с учетом (4.14) равна

$$\Delta k_r = 0,5\Delta p = k_r^2 k_{\Pi 1} k_{\Pi 2} \quad (10)$$

Приращение коэффициента готовности стана типа В для случая стрелки за черновой группой, вычисленное для реальных параметров надежности, приведенных в подразделе 4.4, по формуле (4.15), равно $d k \Gamma = 0,002$. Приращение коэффициента готовности при использовании стрелок за чистовыми группами равно $d \hat{\Gamma} = 0,003$.

Поскольку приращение $a k_{\underline{}}$ и $d U \Gamma$ значительно меньше коэффициента готовности стана без стрелок $U \Gamma \gg 0,842$, их можно считать независимыми. Тогда суммарный эффект от применения двух стрелок равен $d \hat{1} = A k_{\underline{}} - \& U = 0,005$.

Результаты аналитических расчетов эффективности применения стрелок были проверены путем статистического моделирования.

Вывод. Полученные аналитические зависимости и расчетные формулы удобны для расчетов надежности и экономичности инновационных решений для широкого класса технологических линий.

ОБЗОР И АНАЛИЗ СОСТОЯНИЯ РАЗРАБОТКИ ФОРМОСТАБИЛЬНЫХ КОМПОЗИТНЫХ КОНСТРУКЦИЙ КОСМИЧЕСКОГО НАЗНАЧЕНИЯ

Специфической особенностью конструкций, эксплуатирующихся в условиях открытого космического пространства и предназначенных для прецизионного координирования взаимосвязи космических аппаратов с наземными объектами является необходимость выполнения весьма жестких требований, таких как:

- получение в процессе изготовления и сохранение при эксплуатации теоретической поверхности с заданной степенью точности при все возрастающих геометрических размерах изделий.

- высокий коэффициент трансформируемости конструкции, простота сборки и разборки.

- жесткость конструкции в рабочем положении, малые объемы и масса.

- обеспечение эксплуатационной стабильности конструкции.

- высокий уровень технологичности конструкции.

Терморазмеростабильность непосредственно связана с высокой жесткостью изделия, сохраняющейся при всех эксплуатационных воздействиях силового и температурного характера, изменяющихся в широком интервале их значений.

К факторам, влияющим на характеристики форморазмеростабильных конструкций данного класса можно отнести:

- коэффициент линейного температурного расширения (КЛТР);

- удельная жесткость;

- удельная прочность;

- коэффициент теплопроводности;

- силовая схема несущей конструкции и ее влияние на температурную размеростабильность;

- вид соединений между элементами конструкции;

- особенности технологических процессов, применяемых при изготовлении конструкции, потенциально возможные точности изготовления;

- изменение физико-механических свойств материала при эксплуатации изделия и возможные пути снижения этого процесса.

Появление полимерных композиционных материалов на основе углеродных волокон и постоянное совершенствование их физико-механических характеристик, теплофизических и прочностных свойств способствовали росту теоретических и экспериментальных исследований, направленных на разработку методов проектирования изделий данного класса и создания опытных крупногабаритных ферменных и панельных конструкций для эксплуатации в условиях открытого космоса.

В таблице 1 показаны сравнительные физико-механические характеристики углеродных волокон и металлов.

Таблица 1

Физико-механические свойства углеродных волокон

Марка углеродного волокна	Удельная прочность $\sigma_{y\partial} \cdot 10^{-3} \text{ МПа}$	Удельная жесткость $E_{y\partial} \cdot 10^{-6} \text{ МПа}$	Коэффициент линейного температурного расширения	
			$\alpha_{//} \cdot 10^{-6} \text{ К}^{-1}$	$\alpha_{\perp} \cdot 10^{-6} \text{ К}^{-1}$
ЛУП 01,02	180	16	-1.0	4.2
ЭЛУР П-01	190	15	-0.9	6.4
УКН-П 5000	200	13	-1.0	3.7
УКН-П 5000М	260	14	-0.7	14
Кулон	131	29	-1.0	10
Кулон М	156	31	-0.8	12
НМ-80	174	42	-0.6	15
Т-1000	400	17	-1.1	12
АМГ сплавы	12	2.68	200	200
Титан	20	2.55	85	85
Сталь	37	2.59	110	110

Как видно из таблицы, углеродные волокна более чем на порядок превосходят по удельной прочности и жесткости алюминиевые сплавы, титан и конструкционные стали, имея при этом отрицательные коэффициенты линейного температурного расширения вдоль волокна и на порядок более низкие, чем у металлов. Этот факт стимулировал появление и рост к началу 2000-х годов зарубежных и отечественных исследований, посвященных разработке математических моделей напряженно-деформированного состояния многослойных углепластиковых конструкций с учетом температурных и технологических воздействий, являющихся основными факторами формостабильности и преднапряженности изделий.

Такие исследования интенсивно проводятся на многих предприятиях Российской Федерации, в частности НПО «Композит», ОНПО «Технология», РКК «Энергия», НИИ ГТУ «Военмех», ГТМ им. Баумана, ГТУ «Московский авиационный институт», ГТУ «Московский авиационный технологический институт» и др.

Известно, что высокой стабильной жесткостью обладают трехслойные панели с заполнителями различных типов, среди которых наиболее широкое распространение в ракетно-космической технике нашли сотовые.

Использование в качестве материала заполнителя углепластика позволяет при надлежащем углубленном анализе схем его армирования решить обсуждаемую проблему терморазмеростабильности панельных агрегатов для космической техники и рекомендовать конкретные объекты, в которых реализуются полученные результаты.

К таким объектам относятся в первую очередь панельные конструкции из углеродных композиционных материалов типа каркасов панелей солнечных батарей. В отечественной и зарубежной практике накоплен значительный опыт создания этого класса конструкций.

В ГП «КБ «Южное» им. М.К. Янгеля» освоена технология и организовано производство каркасов солнечных батарей с габаритными размерами 660x380мм и 695x576мм для космических аппаратов класса «Микроспутник».

Факторами, связанными с особенностью технологии изготовления размеростабильных конструкций из углеродных композиционных материалов, являются:

- нестабильность характеристик исходного материала;

- различие физико-механических характеристик материала изделия и оснастки;
- влияние неравномерности процесса полимеризации на возникновение внутренних напряжений в изделии;
- влияние температурных и силовых параметров технологического процесса на возникновение внутренних напряжений;
- влияние погрешности выкладки препрега на получение заданных физико-механических и геометрических свойств изделия.

А факторы влияния технологических параметров процесса изготовления композитных формостабильных панелей, следующие:

1. Зависимость большинства физико-механических характеристик КМУ от времени выдержки, как и от температуры формования, имеет экстремальный характер.

2. Время выдержки изделия при температуре формования также зависит от многих факторов: химической природы связующего, отвердителя и катализатора, теплофизических свойств КМУ, его качества и режимов предварительного подогрева, от температуры формования, размеров и формы изделия. Время выдержки непосредственно влияет на степень отверждения связующего.

3. Величина давления определяется, в основном, типом наполнителя и вязкостью связующего при температуре формования. Анализ экспериментальных данных о зависимости прочности от давления формования показывает, что, начиная с некоторого нижнего предельного значения, оно не влияет на прочность КМУ. С увеличением давления до определенного критического значения происходит дополнительная пропитка армирующих жгутов жидким связующим и уплотнение материала. Это подтверждается экспериментальными зависимостями плотности, толщины монослоя, коэффициента армирования и пористости стеклопластиков от давления формования.

4. Скорость повышения температуры не влияет на прочность, жесткость и температуру стеклования связующего, однако режим охлаждения должен выбираться в зависимости от значения температуры стеклования для достижения минимума остаточных напряжений. Различия в свойствах КМУ, вызванные отверждением при различных скоростях повышения температуры, практически полностью устраняются после термообработки. Кроме того, термообработка позволяет

повысить температуру стеклования, термостойкость и прочность изделия, а также снизить остаточные напряжения.

5. Температура прессования, в основном, определяется исходя из свойств связующего, однако она может назначаться в зависимости от размеров и требуемых свойств изделий, режимов предварительного прогрева и термообработки. Низкая температура отверждения приводит к неполной сшивке полимерного связующего и, как результат, уменьшаются прочность и жесткость КМУ. Особенно сильно это проявляется при повышенных температурах эксплуатации. Недостаточный прогрев связующего приводит к его низкой текучести, что вызывает увеличение пористости КМУ, его значительную неоднородность, низкую прочность на межслоевой сдвиг. Высокая температура отверждения приводит к увеличению степени отверждения матрицы и росту ее когезионной прочности. С другой стороны, в композитах, полученных при более высокой температуре формования, возрастают внутренние напряжения, что служит причиной снижения механической прочности, ударной вязкости, влагостойкости и т. д.

6. Скорость нагрева заготовки определяется кинетикой изменения вязкости связующего и теплоемкостью технологической оснастки. Высокая скорость нагрева приводит к выделению летучих веществ и ухудшению структуры материала, к большому градиенту температур и образованию значительных остаточных напряжений, к высокой неравномерности процесса отверждения по объему заготовки.

Результаты, полученные с помощью компьютерного моделирования, позволяют сделать ряд выводов:

1. Точность изготовления элементов размеростабильных конструкций космических аппаратов из КМУ в значительной мере зависит от погрешностей укладки монослоев.

2. Далеко не все из традиционных схем армирования обладают высокой устойчивостью к малым отклонениям углов укладки.

3. Перекрестные схемы армирования обеспечивают удовлетворительную точность только в случае, если угол укладки ϕ не превышает 10° , а погрешность укладки не превышает 1° .

4. Симметричные двухпараметрические схемы армирования по-разному реагируют на технологические погрешности укладки в зависимости от ее очередности; при соблюдении рекомендованной очеред-

ности укладки приемлемая точность может быть получена лишь в случаях, когда погрешность укладки не превышает $1,5^\circ$.

5. Симметричные квазиизотропные схемы армирования более устойчивы к погрешностям укладки и обеспечивают достаточно высокую точность изделий, даже если погрешность укладки достигает $2,5^\circ$.

Следующим шагом в создании панелей солнечных батарей из углеродных композиционных материалов было применение в них углесотопласта. Одним из первых результатов в этом направлении явились работы, выполненные с участием автора, связанные с синтезом рациональной схемы армирования углесотопласта при помощи конечно-элементной поддержки, технологическими аспектами совершенствования свойств углесотопласта, а также патенты на сотовый углепластиковый наполнитель и способ его изготовления.

Проведенный выше обзор и анализ состояния разработки формостабильных композитных конструкций космических аппаратов позволил установить следующее:

1. Размеростабильные панельные конструкции космических аппаратов представляют отдельный класс космических объектов, характеризующихся спецификой конструкторско-технологического процесса, определяемого высокими требованиями к точности геометрии.

2. Решение комплексной задачи синтеза размеростабильных панелей космических аппаратов с заданными функциональными характеристиками требует совершенствования математических моделей, учитывающих специфику технологии создания такого рода конструкций, выполненных из КМУ, обладающего низким КЛТР и высокими ФМХ и прочностью, регулируемые в широком диапазоне схемой армирования с целью создания оптимального соотношения между параметрами форморазмеростабильности и уровнем остаточного НДС (индекса напряженности).

3. Разработка и исследование углесотопластов показала их достаточно высокую эффективность. Однако при этом отсутствуют исследования наполнителей типа гофра, трубок и ячеистой структуры, возможности которых могут оказаться на уровне углесотопластов, а по некоторым параметрам и превосходить их.

В связи с этим автор ставит перед собой цель в ближайшее время решить следующие задачи.

1. Установление соотношения уровня несущей способности (индекса напряженности) размероформостабильности и индекса преднапряженности обшивок трехслойных углепластиковых панелей при силовом и температурном воздействии.

2. Исследование формостабильности и преднапряженности типовых заполнителей, обеспечиваемых технологией их изготовления.

3. Анализ формостабильности и преднапряженности трехслойных панелей после сборки обшивки рациональной структуры с сотовым заполнителем при эксплуатационном воздействии.

4. Исследование влияния клеевого соединения на ресурс изделия

5. Отработка опытных панелей каркаса солнечных батарей космического назначения как типовых конструкций данного класса.

ЛИТЕРАТУРА

1. Панин В.Ф. Конструкции с сотовым заполнителем / В.Ф. Панин. – М.: Машиностроение, 1980. – 228 с.
2. Ендогур А.И. Сотовые конструкции. Выбор параметров и проектирование / А.И. Ендогур, М.В. Вайнберг, К.М. Иерусалимский – М.: Машиностроение, 1986. – 200 с.
3. Технологические аспекты совершенствования свойств углесотопласта / В.И. Сливинский, В.Е. Гайдачук, А.В. Кондратьев, В.В. Кириченко, М.Е. Харченко, А.И. Алямовский, Л.Н. Волконский, В.В. Гаврилко // Сб. материалов 32 Междунар. конф. «Композиционные материалы в промышленности» / Украинский информационный Центр «Наука. Техника. Технология». – Киев, 2012. – С. 95-96.
4. Свойства углесотопласта / В.И. Сливинский, Л.Н. Волконский, А.И. Алямовский // Решетневские чтения: матер. XV Междунар. научн. конф., 10-12 ноября 2011г., г. Красноярск: в 2 ч. / под. общ. ред. Ю.Ю. Логинова; Сиб. гос. аэрокосмич. ун-т. – Красноярск, 2011. – Ч. 1. – С.90 – 91.
5. Spread tow fabrics for ultra light composites [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://www.oxeon.se>. – Загл. с экрана.

СОДЕРЖАНИЕ

Архипов А.Е., Архипова С.А.	
Обобщенная модель случайных погрешностей групповой экспертизы 3	
Бейцун С.В., Михайловский Н.В.	
АСУ внепечной обработкой стали	11
Белан В.Т., Корсун В.И., Снежко Е.М.	
Математическое моделирование деятельности операторов тяжелого машиностроения	16
Деренг Е.В., Гвоздева Е.В., Миргород В.Ф.	
Комбинированный метод “ТАТ” обработки многомерных временных рядов	21
Грачёв О.В., Мирша А.Н.	
Анализ влияния изменения минимальной и максимальной граничной зольности на устойчивость модели описания фракционного состава угля	28
Дорош О.В., Семененко В.П., Тарасов С.В.	
Частотный анализ решеток токоотводов аккумуляторных батарей ..	34
Дорош И.А., Снегирев М.Г., Тарасов С.В.	
Определение точного вида потенциалов и магнитных полей для периодических магнитных систем	39
Калініна Н.Ю.	
Особливості визначення простору семіінваріантної математичної моделі кольорових фотограмметричних зображень.....	45
Надточий А.А., Камкина Л.В., Безшкуренок А.Г., Губа Р.М.	
Унифицированная математическая модель для расчета активности фосфора, марганца и железа в сложных системах на основе марганца .	
.....	50
Кривда В.В.	
Исследования зависимости конструктивных параметров карьерного автосамосвала на характер его эксплуатационных затрат	56
Ларіонов Г.І., Ларіонов М.Г.	
Про наближене представлення ряду тейлора для N -вимірних функцій добутком його одномірних представлень	65
Поляков М.А., Василевский В.В.	
Моделирование динамики распределений дефектов в изделиях в ходе технологического процесса.....	73
Рахманов С.Р.	
Математическое моделирование динамики стержня оправки прошивного стана	82

Веселовський В.Б., Самунь Р.О.

Визначення параметрів фрикційного тепловиділення та відновлення граничних умов теплообміну для необмеженої пластини та термічно тонкої оболонки 91

Сарычев А.П.

Итерационная процедура оценивания параметров системы регрессионных уравнений со случайными коэффициентами 99

Стоянов О.М., Нізяєв К.Г., Бойченко Б.М., Молчанов Л.С., Синегін Є.В.

Порівняння енергоефективності технологій позапічної десульфурації чавуну шляхом математичного моделювання 111

А.А. Кавац

Исследование эффективности методов слияния фотограмметрических изображений 116

Атаманюк И.П.

Информационная технология определения характеристик оптимального полиномиального алгоритма прогнозирования состояния технических систем 123

Купін А.І., Кумченко Ю.О.

Аналіз існуючих підходів біометричної ідентифікації та аутентифікації людини 129

Селівьорстов В.Ю., Селівьорстова Т.В.

Особенности диверсификации способов визначення термочасових параметрів герметизації вилівка в ливарній формі для здійснення газодинамічного впливу 135

Кравчук І.А., Бісікало О.В.

Порівняльний огляд стандартів електронного навчання 146

Тимошенко Д.В.

Применение метода главных компонент для кластеризации символов 157

Бодянский Е.В., Дейнеко А.А.

Адаптивное обучение архитектуры и параметров радиально-базисной нейронной сети 166

Кукушкин О.Н.

Модель эксплуатационной надежности разветвленных технологических линий 174

Харченко М.Е.

Обзор и анализ состояния разработки формостабильных композитных конструкций космического назначения 180

РЕФЕРАТЫ

УДК 519.24:004.89

Архипов О.Є., Архіпова С.А. **Узагальнена модель випадкових похибок групової експертизи** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.3 - 10.

У статті аналізується розподіл похибки експертно-аналітичних оцінок, що розраховують за даними групової експертизи. У припущенні нормальності розподілу цієї похибки показано, що її середнє квадратичне відхилення (СКВ) виявляється випадковою величиною, значення якої визначаються впливом двох груп факторів: помилок експертів і похибки відображення вихідних даних групової експертизи в результуючу експертно-аналітичну оцінку. При однаковій інтенсивності прояву цих факторів розподіл СКВ описується законом Релея, що спричиняє трансформацію вихідного нормального розподілу похибки в закон Лапласа.

Бібл. 13.

УДК 669.1:65.011.56

Бейцун С.В., Михайловський М.В. **АСУ позапічною обробкою сталі** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.11 - 15.

Розроблена структура АСУ, яка на основі прогнозу температури і хімічного складу розплаву операцій позапічної обробки сталі виробляє керуючі впливи, що забезпечують скорочення часу обробки ковшів, а також економію енергетичних і сировинних ресурсів.

УДК 65.50:62.5

Белан В.Т., Корсун В.І., Снежко Е.М. **Математичне моделювання діяльності операторів важкого машинобудування** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.16 - 20.

Запропоновано методику моделювання виробничої діяльності оператора в об'єктно-орієнтованій середовищі на базі універсальної мови безперервно-дискретного моделювання VHDL-AMS. На основі методики розроблена модель, випробувана в пакеті програмування Simplorer 7SV. Метод показав свою придатність для моделювання широкого класу виробничих систем, керованих оператором.

УДК 004.942

Деренг Є.В., Гвоздева І.М., Миргород В.Ф. **Комбінований метод "ТАТ" обробки багатовимірних часових рядів** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.21 - 27.

У роботі пропонується підхід до сумісного трендовому контролю і аналізу часових рядів, утворених параметрами реєстрації стану силових і енергетичних установок в їх тривалій експлуатації. Вирішено прикладне завдання оцінки технічного стану силової установки літального апарату в його тривалій експлуатації.

Бібл. 8, іл. 2.

УДК 622.179.14

Грачов О.В., Мирша А.М. **Аналіз впливу зміни мінімальної і максимальної граничної зольності на стійкість моделі опису фракційного складу вугілля** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.28 - 33.

Пропонуються аналіз експериментальних даних для оцінки впливу мінімальної і максимальної граничної зольності на стійкість моделі опису фракційного складу вугілля.

Бібл. 5, іл. 8, табл. 3.

УДК {УДК 620.16+620,93}

Дорош О.В., Семененко В.П., Тарасов С.В. **Частотный анализ решеток токоотводов аккумуляторных батарей** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.34 - 38.

У роботі визначені перші п'ять власних значень і форм коливань. Проведений порівняльний аналіз форм коливань для трьох видів конструкцій струмовідводів.

УДК 004.021

Дорош І.О., Снегірьов М.Г., Тарасов С.В. **Визначення точного виду потенціалів і магнітних полів для періодичних магнітних систем** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.39 - 44.

У роботі наводяться результати аналізу відомих програмних комплексів обчислення полів магнітних систем, аналізуються їх недоліки. Описується програма для точного обчислення магнітних полів і потенціалів осесиметричних періодичних магнітних систем, яка заснована на альтернативному алгоритмі визначення полів методом магнітних струмів і зарядів. Наводяться переваги і недоліки даної програми.

УДК 528.854

Калініна Н.Ю. **Особенности визначення простору семіінваріантної математичної моделі кольорових фотограмметричних зображень** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.45 - 49.

У роботі наведено закономірності обчислення семіінваріантних характеристик цифрових кольорових зображень при збільшенні їх порядку, а також проведено аналіз особливостей визначення семіінваріантів в залежності від їх ступеня. Це дозволило зробити висновок відносно доцільності обмеження простору моделі, що, в свою чергу, призведе до економії обчислювальних ресурсів при автоматичній ідентифікації цифрових кольорових зображень.

Бібл. 3.

УДК 669.15'74-198:536.755

Надточій А.А., Камкіна Л.В., Безшкурченко О.Г., Губа Р.М. **Уніфікована математична модель для розрахунку активності фосфору, марганцю і заліза в складних системах на основі марганцю** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.50 - 55.

Розроблена прогнозна модель визначення активності фосфору в складних системах на основі марганцю з використанням параметрів міжатомної взаємодії. Показана можливість використання одержаної моделі для визначення активності марганцю і заліза.

Бібл. 6, іл. 3.

УДК 621.438

Кривда В.В. **Дослідження залежності конструктивних параметрів кар'єрного автосамосвала на характер його експлуатаційних затрат** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.56 - 64.

Аналіз дослідження динаміки і тягово-швидкісних характеристик в процесі руху автосамоскида. При виконанні роботи використовувалися як загальнонаукові, так і спеціальні методи досліджень, включаючи наукове узагальнення, методи комплексної оцінки технічного рівня, математичне моделювання та апарат лінійного програмування. Рішення даної задачі базується на складанні диференціального рівняння руху, для чого були використані рівняння Лагранжа другого роду, а також відповідні вирази кінетичної, потенційної енергії і дисипативної функції. За допомогою математичних розрахунків в програмному продукті математичного аналізу і розрахунку - "Wolfram Mathematica", отримана методика розрахунку тягових і динамічних характеристик автосамосвала в процесі руху по дорозі з поздовжнім ухилом, що дозволяє отримати необхідну силу тяги.

УДК 621.37:519.65.001.57

Ларионов Г.И. **Про приближенное представление ряда Тейлора для n-мерных функций произведением его одномерных представлений** / Г. И. Ларионов, Н. Г. Ларионов // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.65 - 72.

В статье рассмотрена возможность представления ряда Тейлора для многомерных функций произведением его одномерных представлений. Приведена теорема о верхней границе представления для n-мерных функций в виде произведения одномерных. Приведен пример.

Библ. 2, ил. 6

УДК 621.314:658.5.012.1

Поляков М.О., Василевський В.В. **Моделювання динаміки розподілу дефектів у виробках у ході технологічного процесу** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.73 - 81.

Отримано аналітичні вирази що дозволяють, ґрунтуючись на статистичних розподілах імовірностей дефектів, що вносяться у виріб і усуваються з нього на різних етапах технологічного процесу, розробити моделі технологічної та контрольної операції технологічного процесу. Розроблена комп'ютерна програма, що реалізує запропоновану модель. Наведено моделювання фрагменту технологічного процесу монтажу елементів на плату перетворювача.

Бібл. 4, іл. 4.

УДК 621.774. 38

Рахманов С.Р. **Математичне моделювання динаміки стрижня оправки прошивного стану** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.82 - 90.

Наведено рішення завдання для розвинутої динамічної моделі системи утримання стрижня оправки на осі прокатки прошивного табору трубопрокатного агрегату. Складені уточнені диференціальні рівняння коливального руху стрижня оправки та проведено відповідний аналіз віброактивності механічної системи. Запропонована схема модернізації центрователів прошивного табору.

УДК 536.2

Веселовский В.Б. Самунь Р.А. **Определение параметров фрикционного тепловыделения и восстановление граничных условий теплообмена для неограниченной пластины и термически тонкой оболочки** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.91 - 98.

Представлена математическая модель в задачах нестационарной теплопроводности для системы с неидеальным тепловым контактом на стыках в обобщенных переменных. Целью данного исследования есть разработка математических моделей узлов трения и определение параметров тепловыделения из решения обратных задач теплопроводности по температурным данным. Полученные результаты позволяют оценить разнообразные сочетания параметров многослойной системы пластин, функций тепловыделения, а также управлять тепловым состоянием системы. Приведены результаты вычислительных экспериментов.

Библ. 14, ил. 8

УДК 519.25

Саричев О.П. **Ітераційна процедура оцінювання параметрів системи регресійних рівнянь з випадковими коефіцієнтами** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.99 - 110.

Розглянуто задачу моделювання в класі систем регресійних рівнянь із випадковими коефіцієнтами. Задачу розглянуто в умовах невизначеності за ступенем статистичної залежності між коефіцієнтами рівнянь і між випадковими складовими вихідних змінних об'єкта. Розроблено ітераційну процедуру для оцінювання параметрів у системі регресійних рівнянь. Ефективність процедури підтверджена методом статистичних випробувань.

Бібл. 4.

УДК 669.162:620.9

Стоянов А.Н., Низяев К.Г., Бойченко Б.М., Молчанов Л.С., Синегин Е.В. **Сравнение энергоэффективности технологий внепечной десульфурации чугуна по средству математического моделирования** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.111 - 115.

В статье приведены результаты анализа энергоёмкости стали и определено воздействие различных способов внепечной десульфурации чугуна на энергоёмкость чугуна. По-

лученны математико-статистические модели зависимости энергоёмкости чугуна от способа десульфурации. Определено, что технология десульфурации жидкого чугуна магнием восстановленным в объёме расплава за счёт тепла алюмотермических рекаций, отличается низкой энергозатратностью в сравнении с остальными.

Библ. 15, ил. 2, табл. 1.

УДК 528.8(075.8)

Кавац А.А. **Дослідження ефективності методів злиття фотограмметричних зображень** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.116 - 122.

Стаття присвячена дослідженню ефективності методів злиття фотограмметричних зображень. Досліджується методи HSV, Color Normalized Brovey, Gram - Schmidt, PC Spectral Sharpening. Сформульовано рекомендації з вибору найбільш ефективного методу з урахуванням фізичних властивостей супутникового сенсора.

Бібл. 4, рис. 5, табл. 4.

УДК 519.216

Атаманюк І.П. **Інформаційна технологія визначення характеристик оптимального поліноміального алгоритму прогнозування стану технічних систем** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.123 - 128.

У роботі для вирішення задачі прогнозування випадкової послідовності зміни стану технічної системи запропонована інформаційна технологія визначення оптимальних значень інтервалу післядії і порядку нелінійного зв'язку випадкової послідовності, що досліджується. В основу алгоритму екстраполяції і технології обчислення його оптимальних характеристик покладено нелінійне канонічне розкладання.

Бібл. 4.

УДК 004.93+57.087.1

Купін А.І., Кумченко Ю.О. **Аналіз існуючих підходів біометричної ідентифікації та аутентифікації людини** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.129 - 134.

Розглядаються різноманітні біометричні методи ідентифікації та аутентифікації людини, наведені їх переваги та недоліки. Запропоновано комплексний (мультимодальний) підхід, що використовує відразу кілька біометричних характеристик.

Бібл. 4, іл. 4.

УДК 621.736.537.84, 746.6.001.2

Селівьорстов В.Ю., Селівьорстова Т.В. **Особливості диверсифікації способів визначення термочасових параметрів герметизації виливка в ливарній формі для здійснення газодинамічного впливу** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.135 - 145.

Представлений опис експериментальних натурних та розрахункових схем для дослідження процесу самогерметизації металу в ливарній формі. Обґрунтована можливість використання інженерного методу розрахунку температурних полів виливка,

що твердіє в об'ємній піщаній формі. Приведено вдосконалене аналітичне рішення Стефана-Шварца для розрахунку температурних полів.

Бібл. 15, іл. 7, табл. 2.

УДК 004.9

Кравчук И.А., Бисикало О.В. **Сравнительный обзор стандартов электронного обучения** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.146 - 156.

Рассмотрены наиболее распространенные стандарты электронного обучения, для каждого из которых подробно рассмотрены его составляющие, цели его разработки, существующие средства разработки для реализации стандарта, категории метаданных стандарта, системы управления обучением, поддерживающих соответствующие стандарты электронного обучения. Сделан анализ структуры метаданных учебных объектов и обоснована необходимость автоматизации процесса определения метаданных.

Библ. 8, ил. 2.

УДК 004.91

Тимошенко Д.В. **Застосування методу головних компонент для кластеризації символів** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.157 - 165.

У статті розглядається алгоритм фінальної кластеризації за допомогою методу головних компонент. Оптимальне квантування з автоматичним вибором кількості інтервалів, що застосовується до вектору першою головною компонентою символів одного кластера, уточнює кластеризацію по скалярним характеристикам.

Бібл. 11, іл. 5, табл. 1.

УДК 004.032.26

Бодянский Е.В., Дейнеко А.А. **Адаптивное обучение архитектуры и параметров радиально-базисной нейронной сети** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.166 - 173.

Предложены архитектура и метод обучения искусственной эволюционной радиально-базисной нейронной сети, которая настраивает не только свои веса, но и определяет автоматически количество нейронов и расположение центров радиально-базисных функций в on-line режиме с высокой скоростью поступления и обработки данных.

УДК 621.316

Кукушкін О.М. **Модель експлуатаційної надійності розгалужена технологічних ліній** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.174 - 179.

УДК 621.79

Харченко М.Є. **Огляд і аналіз стану розробки формостабільних композитних конструкцій космічного призначення** // Системные технологии. Региональный межвузовский сборник научных работ. - Выпуск 4 (87). - Днепропетровск, 2013. - с.180 - 186.

UDC 519.24:004.89

Arkhipov A.E., Arkhipova S.A. **Generalized model of group examination random errors** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.3 - 10.

The paper analyzes the error distribution of expert-analytical estimates, which calculated according to the group expertise data. Under the assumption of normality of this error distribution is shown that its standard deviation (SD) is a random variable, which values are determined by the influence of two groups of factors: expert errors and errors of display of group examination initial data into the resulting expert-analytical estimates. At the same intensity of these factors occurrence the SD distribution is described by the Rayleigh law, which causes the transformation of the initial normal distribution of the error in the Laplace law.

Bibl. 13.

UDC 669.1:65.011.56

Beitsun S.V., Mikhajlovsky N.V. **ACS of the steel ladle treatment** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.11 - 15.

The structure of ACS, which is based on the forecast of temperature and chemical composition of the melt in the steel ladle treatment operations generate control actions that reduce processing time of ladles, as well as saving energy and raw materials.

UDC 65.50:62.5

Belan V.T., Korsun V.I., Snezhko E.M. **Mathematical simulation of heavy machinery operator** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.16 - 20.

The technique of modeling the production of an operator in an object-oriented environment based on the universal language of continuous-discrete simulation VHDL-AMS. Based on the methodology developed by the model tested in the programming software Simplorer 7SV. The method has shown to be suitable for modeling a wide class of production systems managed by the operator.

UDK 004.942

Dereng E.V., Gvozdeva I.M., Mirgorod V.F. **Combined "TAT" method of multidimensional time series processing** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.21 - 27.

The approach to joint trend control and analysis of time series, that formed by parameters of registration of power plants states in their continuous service is offered in this paper. The applied problem of estimation of technical state of aircraft power plant in its continuous service is solved.

Bibl. 8, il. 2.

UDK 622.179.14

Oleg Grachev, Andriy Mirsha **Impact analysis of the changes effect in minimum and maximum boundary ash content on the stability of the model describing the coal fractional composition** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.28 - 33.

Experimental data are offered to evaluate the impact of the changes in minimum and maximum boundary ash content on the stability of the model describing the coal fractional composition.

Bibl. 5, ill. 8, Table. 3.

UDK { UDK 620.16+620,93}

Dorosh O.V. Semenenko V.P. Tarasov S.V. **Frequency analysis grids electrodes of batteries** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.34 - 38.

In this paper we define the first five eigenvalues and mode shapes. A comparative analysis of waveforms for the three types of structures shunts.

UDC 004,021

Dorosh I.O., Snegirev M.G., Tarasov S.V. **Determining the exact type of potentials and magnetic fields for periodic magnetic systems** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.39 - 44.

The paper presents the results of the analysis of known software systems for evaluation of the fields of magnetic systems, their drawbacks are analyzed. The program for accurate calculation of magnetic fields and potentials of the axisymmetric periodic magnetic systems based on alternative algorithm by means of magnetic currents and charges is described. The advantages and disadvantages of this program are listed.

UDK 528.854

Kalinina N.Ju. **Especially definition of the space the mathematical model semi-invariants color photogrammetric images** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.45 - 49.

In this paper the patterns of computation semi-invariant characteristics of digital color images by increasing their order, and also analyzed the defining characteristics of the semi-invariants according to their degree. This led to the conclusion on the feasibility the model space limitations, which, in turn, will lead to savings of computational resources at the automatic identification of digital color images.

Bibl. 3.

UDK 669.15'74-198:536.755

Nadochiy A.A., Kamkina L.V., Bezshkurenko A.G., Huba R.M. **Unified mathematical model for calculation activity of phosphorus, manganese and iron in complex systems based on manganese** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.50 - 55.

Developed a predictive model for determining the activity of phosphorus in complex systems based on manganese by using the parameters of interatomic interaction. Proved the possibility of using the resulting model to determine the activity of manganese and iron.

Бібл. 6, іл. 3.

UDC 621,438

Krivda V.V. **Study design parameters depending on the nature of career dump its operating costs** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.56 - 64.

There were used general scientific and special methods of research in current paper. They include scientific synthesis, integrated assessment methods of technical level, the mathematical simulating and the apparatus of linear programming. The solution of this problem is based on the composing of differential equation of motion, which were used by the Lagrange equations of the second order, and appropriate expression of the kinetic, potential en-

ergy and dissipation function. The results are obtained by mathematical calculations in the software for mathematical analysis and calculation - "Wolfram Mathematica".

UDK 621.37:519.65.001.57

Larionov G.I. **On roughly n-dimensions series notation with univariable ones product** / G. I. Larionov, N. G. Larionov // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.65 - 72.

The paper concern to n-dimension series approach in univariable ones multiplication form. Existence proof function notation theorem in univariable functions multiplication in point's vicinity and its upper error limit is presented. The exercise is demonstrated.

Refs. 2, ill. 6

UDK 621.314:658.5.012.1

Poliakov M. A., Vasilevski V. V. **Simulation of defects distribution evolution in products during the manufacturing process** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.73 - 81.

There have been obtained analytical expressions, which allowed to design the patterns of technological and supervising operations for manufacturing process, basing on statistical probability distributions of defects that are included and excluded at different manufacturing process stages. There were proposed the model implemented in the computer program. It was conducted simulation of converter's board manufacturing process.

Sour. 4, fig. 4.

UDC 621,774. 38

Rakhmanov S.R. **Mathematical modeling of dynamics of the mandrel bar piercer** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.82 - 90.

A solution of the problem for the development of dynamic models of the containment system on the axis of the mandrel bar rolling piercing mill tube rolling machine. Composed sophisticated differential equations of the vibrational motion of the rod holder and conducted an appropriate analysis of vibration of the mechanical system. A scheme for modernization tsentrovateley piercing mill.

UDK 536.2

Veselovsky V.B., Samun R.A. **Determination of the parameters of frictional heat release and recovery of heat transfer boundary conditions for unlimited plate and thermally thin shell** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.91 - 98.

A mathematical model of the generalized variables in non stationary heat conduction for system with imperfect thermal contact at the joints is presented. The purpose of this study is the development of mathematical models of friction units and dimensioning of heat release from the solution of inverse heat conduction problems. The Obtained results allow us to estimate varied combinations of the parameters multilayer system of plates, heat release functions, and control the thermal state of the system. Results of computational experiments are given.

Bibl. 14, ill. 8

UDC 519.25

Sarychev A.P. **Iterative procedure of parameters estimation of regression equations system with random coefficients** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.99 - 110.

The task of modelling in a class of regression equations systems with random coefficients is considered. The task is considered in conditions of uncertainty on a degree of statistical dependence between coefficients of the equations and between random components of output variables of object. Iterative procedure of parameters estimation of regression equations system is developed. Efficiency of procedure is confirmed with a method of statistical tests.

Bibl. 4.

UDC 669.162:620.9

Stoyanov A.N., Nizyayv K.G., Boychenko B.M., Molchanov L.S., Sinegin E.V. **Comparison of energy efficiency of technologies ladle desulphurization by mathematical modeling** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.111 - 115.

The analysis results of the energy consumption and the effects of different methods of ladle hot metal desulphurization on energy consumption were determined. Calculated a mathematical and statistical model of hot metal energy consumption related of the method its desulfurization. Determined that the hot metal desulphurization with magnesium recovery in the melt due to the heat alumino-thermic reaction has low energy-consuming in comparison with the others.

UDC 528.8(075.8)

Kavats A.A. **Research on the effectiveness of fusion methods of photogrammetric images** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.116 - 122.

The article investigates the effectiveness of fusion methods of photogrammetric images. The sharpening algorithms were applied to the various images tested, both at low resolution and at full resolution.

Bibl. 4, Fig. 5, Tabl. 4.

UDC 519.216

Atamanyuk I.P. **Information technology of determination of descriptions of optimum polynomial prognosis algorithm of the state of technical systems** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.123 - 128.

In-process for a decision task of prognostication of casual sequence of change of the state of the technical system information technology of determination of optimum values of interval of aftereffect and order of nonlinear connection of the probed casual sequence is proposed. The algorithm of extrapolation and technology calculate its optimum performance are based on nonlinear canonical decomposition.

Reefs. 4.

UDC 004.93+57.087.1

Kupin A., Kumchenko Y. **Analysis of existing approaches biometric identification and authentication of human** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.129 - 134.

Discusses various biometric identification and authentication techniques person, shows their advantages and disadvantages. A combined (multimodal) approach which uses at once some biometric characteristics is offered.

Bibl. 4, ill. 4.

UDK 621.736.537.84, 746.6.001.2

Selivorstov V.Yu., Selivorstova T.V. **Features of diversification of methods of determination of temperature and temporal parameters of pressurizing of founding in a casting form for realization of gas-dynamic influence** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.135 - 145.

Description of experimental model and calculation charts is presented for research of process of саморепметизации of metal in a casting form. Possibility of the use of engineering method of calculation of the temperature fields of founding solidifiable in a by volume sandy form is reasonable. The improved analytical decision over of Stephen-Schwarz is brought for the calculation of the temperature fields.

Lib. 15, ill. 7, tab. 2.

UDK 004.9

Kravchuk I.A., Bisikalo O.V. **Comparative review standards of eLearning** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.146 - 156.

The most widespread e-learning standards are reviewed, each of which is examined in detail its components, its development objectives, the existing development tools for the implementation of standard, categories of metadata for standard, learning management systems that support the appropriate standards of electronic learning. The analysis of the structure of the metadata of learning objects is done and the necessity of automating the process of defining metadata is justified.

Bibl. 8, ill. 2.

UDK 004.91

Tymoshenko D. **Using of principal component analysis for symbols clustering** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.157 - 165.

The article describes the final clustering algorithm using the method of principal components. Optimal quantization with automatic selection of intervals, applied to the vector of the first principal component of cluster's characters, defines clustering by scalar characteristic more exactly.

Bibl. 11, ill. 5., table 1.

UDC 004.032.26

Bodyansky E.V. Deineko A.A. **Adaptyvnoe learning architecture and parameters radial-bazysnoy neural networks** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.166 - 173.

Architecture and method of training yskusstvennoy Evolutionary radial-bazysnoy neural networks, kotoraja nastrayvaet not only svoy Weights, but also determines the Automatic Quantity neurons and Location of centers of radial-bazysnyh functions in on-line mode with Peak speeds postuplenyya and processing data.

UDC 621.316

Kukushkin O.N. **Model the operational reliabilityrazvetvlenных technological lines** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.174 - 179.

UDC 621.79

Kharchenko M.E. **Review and analysis status creative designs kosmycheskoho appointment** // System technologies. N 4(87) - Dnipropetrovsk, 2013.- P.180 - 186.

АВТОРЫ ВЫПУСКА

Архипов Александр Евгеньевич – д.т.н., профессор, профессор кафедры информационной безопасности Физико-технического института Национального технического университета Украины «Киевский политехнический институт» (НТУУ «КПИ»).

Архипова София Анатольевна – к.т.н., доцент, факультет социологии и права Национальный технический университет Украины «Киевский политехнический институт» (НТУУ «КПИ»).

Бейцун Сергей Викторович - доцент кафедры автоматизации производственных процессов НМетАУ, к.т.н.

Михайловский Николай Владимирович - доцент кафедры автоматизации производственных процессов НМетАУ, к.т.н.

Корсун Валерий Иванович – зав. кафедрой метрологии и информационно - измерительных технологий, ДВНЗ «Национальный горный университет», д.т.н., профессор.

Белан Владимир Трофимович – доц.кафедры метрологии и информационно - измерительных технологий ДВНЗ «Национальный горный университет».

Деренг Евгения Владимировна - аспирантка Института проблем моделирования в энергетике им. Г.Е. Пухова НАН Украины,

Гвоздева Ирина Маратовна - ведущий научный сотрудник Одесского национального политехнического университета,

Миргород Владимир Федорович - профессор Одесского национального политехнического университета.

Грачёв Олег Владимирович - к.т.н., доц. кафедры системной инженерии Восточноукраинского национального университета имени Владимира Даля.

Мирша Андрей Николаевич - студент кафедры системной инженерии Восточноукраинского национального университета имени Владимира Даля.

Тарасов Сергей Васильевич - к.т.н., ст. научный сотрудник, зав. отдела №3 Института транспортных систем и технологий НАН Украины «Трансмаг».

Семененко Владимир Петрович - к.т.н., ст. научный сотрудник отдела №3 Института транспортных систем и технологий НАН Украины «Трансмаг».

Дорош Ольга Владимировна - ведущий инженер отдела №3 Института транспортных систем и технологий НАН Украины «Трансмаг».

Снегирев Максим Георгиевич - к. физ.-мат. н., ст. научный сотрудник отдела № 3 Института транспортных систем и технологий НАН Украины «Трансмаг».

Дорош Игорь Александрович - мл. научный сотрудник отдела № 3 Института транспортных систем и технологий НАН Украины «Трансмаг».

Калинина Наталья Юрьевна - ассистент кафедры информационных технологий и систем Национальной металлургической академии Украины.

Надточий Анжела Анатольевна - к.т.н, доц.кафедры ТМП и ОХ, НМетАУ.

Камкина Людмила Владимировна - д.т.н., проф., зав. кафедрой ТМП и ОХ, НМетАУ.

Безшкurenко Алексей Георгиевич - аспирант каф. ТМП и ОХ, НМетАУ.

Губа Роман Максимович - студент, НМетАУ.

Кривда Виталий Валерьевич - аспирант каф. Автомобилей и автомобильного хозяйства Государственное высшее учебное заведение «Национальный горный университет».

Ларионов Григорий Иванович - к.т.н., ст. научн. Сотрудник, Институт геотехнической механики им. Н.С. Полякова НАН Украины.

Ларионов Николай Григорьевич – инженер, Институт геотехнической механики им. Н.С. Полякова НАН Украины.

Поляков Михаил Алексеевич - к.т.н, доцент кафедры «Электрические и электронные аппараты», Запорожского национального технического университета.

Василевский Владимир Валентинович - аспирант кафедры «Электрические и электронные аппараты», Запорожского национального технического университета.

Рахманов Сулейман Рахманович - Национальная металлургическая академия Украины, кафедра теоретической механики.

Веселовський Володимир Борисович - к.фіз.-мат.н, доц. ДНУ ім.О.Гончара.

Самунь Радмила Олександрівна - аспірант ДНУ ім.О.Гончара.

Сарычев Александр Павлович – д.т.н., старший научный сотрудник Институт технической механики НАН Украины и ГКА.

Стоянов Олександр Миколайович - к.т.н., доцент кафедри металургії сталі, Національна металургійна академія України.

Нізяєв Костянтин Георгійович - д.т.н., професор кафедри металургії сталі, Національна металургійна академія України.

Бойченко Борис Михайлович - д.т.н., професор, завідувач кафедри металургії сталі, Національна металургійна академія України.

Молчанов Лавр Сергійович - аспірант кафедри металургії сталі, Національна металургійна академія України.

Синегін Євген Володимирович - аспірант кафедри металургії сталі, Національна металургійна академія України.

Кавац Алена Александровна – к.т.н, доцент кафедры «Информационных технологий и систем», Национальная металлургическая академия Украины.

Атаманюк Игорь Петрович - к.т.н., доцент кафедры высшей и прикладной математики, Николаевский национальный аграрный университет.

Купін Андрій Іванович – декан факультету інформаційних технологій, завідувач кафедри комп'ютерних систем та мереж ДВНЗ «Криворізький національний університет».

Кумченко Юрій Олександрович – аспірант кафедри комп’ютерних систем та мереж ДВНЗ «Криворізький національний університет».

Селівьорстов Вадим Юрійович – д.т.н., проф., декан електрометалургійного факультету Національної металургійної академії України.

Селівьорстова Тетяна Віталіївна – к.т.н., доц., доцент кафедри інформаційних технологій та систем Національної металургійної академії України.

Кравчук Ірина Анатоліївна - аспірант, Вінницький національний технічний університет.

Бісікало Олег Володимирович - професор, Вінницький національний технічний університет.

Тимошенко Диана Валериевна - преподаватель областного коммунального высшего учебного заведения «Институт предпринимательства «Стратегия», г. Желтые Воды.

Бодянский Евгений Владимирович – д.т.н., проф. кафедры искусственного интеллекта, Харьковский национальный университет радиоэлектроники.

Дейнеко Анастасия Александровна - аспирантка кафедры искусственного интеллекта, Харьковский национальный университет радиоэлектроники.

Кукушкин Олег Николаевич – д.т.н., профессор, Национальная металлургическая академия Украины.

Харченко М.Е. – аспірант, Днепропетровский национальный университет им. О.Гончара.