Міністерство освіти і науки України

Системні технології

System technologies

5 (166) 2026

Том 1

Регіональний міжвузівський збірник наукових праць

Засновано у січні 1997 року.

У випуску:

**– ПРОГРАМНА ІНЖЕНЕРІЯ,
КОМП'ЮТЕРНІ НАУКИ ТА СИСТЕМНИЙ АНАЛІЗ**

**– КОМП'ЮТЕРНА ІНЖЕНЕРІЯ,
ЕЛЕКТРОННІ КОМУНІКАЦІЇ ТА КІБЕРБЕЗПЕКА**

**– ЕЛЕКТРОНІКА, ПРИЛАДОБУДУВАННЯ,
ВИМІРЮВАЛЬНІ ТА АВТОМАТИЗОВАНІ СИСТЕМИ**

Системні технології. Регіональний міжвузівський збірник наукових праць. – Випуск 5 (166). – Том 1. – Дніпро, 2026. – 226 с.
ISSN 1562-9945 (Print).
ISSN 2707-7977 (Online).

Редакційна колегія випуску:

Редчиць Д.О. - д.т.н., проф. (відп. редактор) **Svyetlichnyy D.**(Poland) - Ph.D, Professor, Full Professor **Островська К.Ю. –** к.т.н., доц.	Програмна інженерія, комп'ютерні науки та системний аналіз
Гвоздева І.М. - д.т.н., проф. **Гнатушенко В.В.** - д.т.н., проф., (відп. редактор) **Шинкаренко В.І.** - д.т.н., проф. **Shults Roman** (Kingdom of Saudi Arabia) - DSc, PhD, Associate Professor	Комп'ютерна інженерія, електронні комунікації та кібербезпека
Бердник М.Г. - д.т.н., проф. (відп. редактор) **Гнатушенко Вік.В**. - д.т.н., проф. **Heipke Christian** (Germany) - Dr.-Ing., Professor	Електроніка, приладобудування, вимірювальні та автоматизовані системи

Збірник друкується за рішенням Вченої Ради
Українського державного університету науки і технологій
від 28.01.2026 р., № 6

Адреса редакції: 49600, Дніпро, пр. Науки, 4
Український державний університет науки і технологій,
ННІ «Дніпровський металургійний інститут»
кафедра Інформаційних технологій та систем.
Тел. +38(097)6854525
E-mail: st@nmetau.edu.ua
https://journals.nmetau.edu.ua/index.php/st

© Український державний університет науки і технологій,
ННІ «Дніпровський металургійний інститут»,
ІВК «Системні технології», 2026

DOI 10.34185/1562–9945–5–166–2026–01
УДК 004.94:621.375:621.382.3

А.Ю. Зимогляд, А.І. Гуда, Т.В. Селівьорстова

РОЗРОБКА, МОДЕЛЮВАННЯ ТА ДОСЛІДЖЕННЯ ПІДСИЛЮВАЧА БЕЗ ПАСИВНИХ ЕЛЕМЕНТІВ З ВИКОРИСТАННЯМ JFET

Анотація. В статті проводилось дослідження розробленої схеми підсилювача – буферу без використання пасивних елементів (далі PAA – pure active amplifier), а також порівняння з вже існуючим найближчим аналогом – Diamond Follower.
Проведено серію лабораторних досліджень на працездатність розробленої схеми PAA буферу, а також отримані її параметри. Схема показала свою працездатність і може бути використана в задачах, де потрібна розв'язка каскадів, узгодження імпедансів, захист від просадки сигналу при малих розмірах схеми та низькій вартості.
Розроблену схему має сенс використати для створення інтегрованих схем, де основними перевагами будуть: мінімальна площа на кристалі, широка смуга пропускання, технологічність виробництва та низький рівень шуму.
Ключові слова: JFET, buffer, diamond follower, PAA, pure active amplifier.

Постановка проблеми. Аналоговий буфер, або буфер–повторювач напруги – це електронна схема на операційному підсилювачі або активному елементі з коефіцієнтом підсилення, рівним одиниці (K=1) [1]. У ідеальному уявленні він повинен передавати вхідну напругу на вихід без змін за амплітудою та фазою, при цьому забезпечувати високий вхідний та низький вихідний опір для узгодження каскадів. Також суттєвим заданням є забезпечення заданої вихідної потужності.

Основні функції аналогового буферу це: розв'язка каскадів (запобігає впливу вихідного навантаження на чутливе джерело сигналу); узгодження імпедансів (ефективно передає сигнал від джерела з високим внутрішнім опором до низькоомного входу наприклад, АЦП); захист від просадки (дозволяє передавати аналоговий сигнал через довгі кабелі без спотворень та падіння напруги).

Метою роботе є дослідження можливості побудови буферу на дискретних компонентах без використання пасивних елементів (резисторів, конденсаторів, індуктивностей). Цей буфер може бути використаний як для аналогового сигналу, так і цифрового. До задач, які може вирішити побудова такого буферу можна віднести:

1) Мінімізація площі на кристалі. Резистори та конденсатори займають багато місця в кремнії. Транзистори набагато компактніші;

2) Збільшення ширини смуги пропускання. Відсутність паразитних ємностей великих пасивних елементів збільшує швидкодію та робочу частоту. Високий вхідний опір. Ідеально для ізоляції джерела сигналу від наступних каскадів. Низький вихідний опір. Дозволяє ефективно управляти суттєвим активним та реактивним навантаженням;

© Зимогляд А.Ю., Гуда А.І., Селівьорстова Т.В., 2026
Copyright for this paper by its authors. Use permitted under License CC BY 4.0.
ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

3) Технологічність виробництва. Виготовлення схеми, що складається тільки з транзисторів, спрощує та здешевлює літографію мікросхем;

4) Низький рівень шуму. Тепловий шум резисторів (шум Джонсона) у такій структурі мінімальний.

Вище зазначене вказує, що побудова такої схеми, що використовує тільки активні компоненти є перспективною.

Опис схеми і конструкції буферу. Було розроблено схему буферу без пасивних компонентів, що представлено на рис. 1. Буфер побудовано на 10 транзисторах. На схемі присутні резистори R1, R2 та R3 номіналом в 1 Ω, але вони не є частиною підсилювача і виконують роль шунтів для вимірювання струму при дослідженні. Вплив цих резисторів на режим роботи схеми зневажливо малий завдяки їх малому опору.

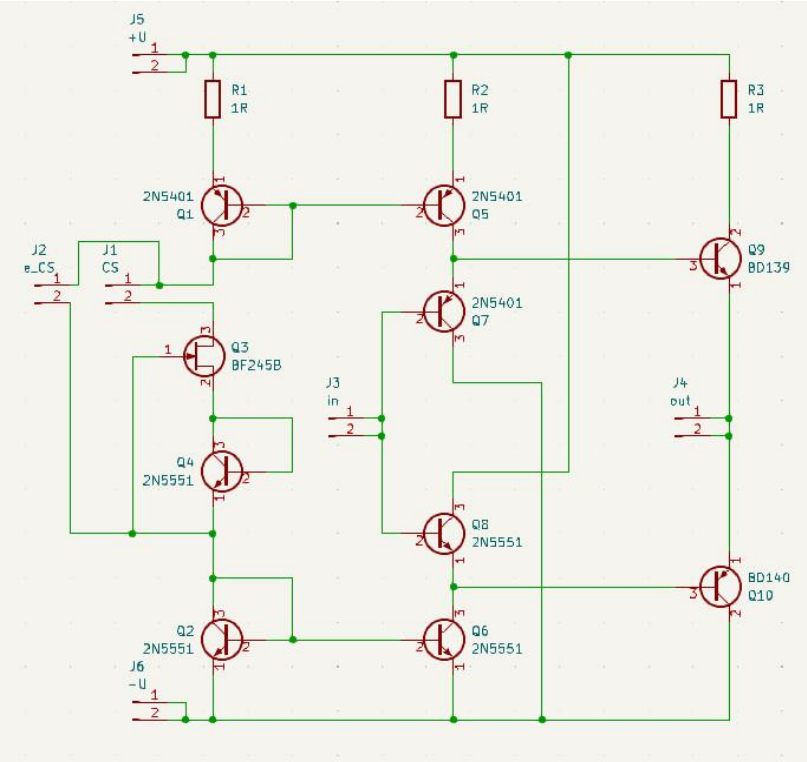


Рисунок 1 – Схема буферу без пасивних компонентів (РАА)

Живлення схеми може бути реалізовано як двополярним джерелом ±12 V, так і однополярним. Оскільки схема розроблялась для дослідження, на ній вставлено додаткові роз'єми J1 та J2. Через роз'єм J2 можна під'єднати зовнішнє джерело струму 1−10 mA для додаткових досліджень. Роз'єм J1 використовується для вмикання або вимикання вбудованого джерела струму на N–JFET BF245B [2].

Структурно схему можна поділити на 3 основні частини, а саме: джерело струму, струмове дзеркало та вихідний каскад, який використовує струмове дзеркало для живлення передвихідних транзисторів.

Джерело струму побудовано на N–JFET BF245B (Q3) та NPN транзисторі 2N5551 (Q4). При цьому NPN транзистор 2N5551 включено, як діод, падіння напруги на цьому «діоді» в 0.7 V встановлює робочу точку N–JFET BF245B. Замість діода на транзисторі

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

також можна використати стабілітрон, звичайний діод або світлодіод. Різне падіння на цих напівпровідникових елементів буде встановлювати різну робочу точку N–JFET BF245B і дозволить виставити різний струм.

Струмове дзеркало, що було використане на схемі є біполярним і комплементарним з коефіцієнтом віддзеркалення – 1. Це дзеркало побудовано на комплементарних транзисторах 2N5551 та 2N5401, а саме на Q1, Q2, Q5 та Q6. Використання саме цієї схеми струмового дзеркала пов'язано з потребою встановлювати робочий струм струмового дзеркала одним єдиним джерелом струму, а також тим, що ця схема дає більшу термостабільність.

Вихідний каскад побудовано на комплементарній парі транзисторів BD139 (Q9) та BD140 (Q10). З цими транзисторами буфер може на виході видати до 1 А струму. Максимальна напруга, яку може видати такий буфер дорівнює напрузі шин живлення мінус падіння в 0.6 V. Транзистори 2N5401 (Q7) та 2N5551 (Q8) можна назвати «драйверними»: вони керують вихідною комплементарною парою транзисторів, саме до їх баз під'єднано вхід буферу − роз'єм J3.

Тестову модель буферу для дослідження було побудовано у середовищі KiCAD, 3D модель друкованої плати з компонентами представлено на рис. 2.

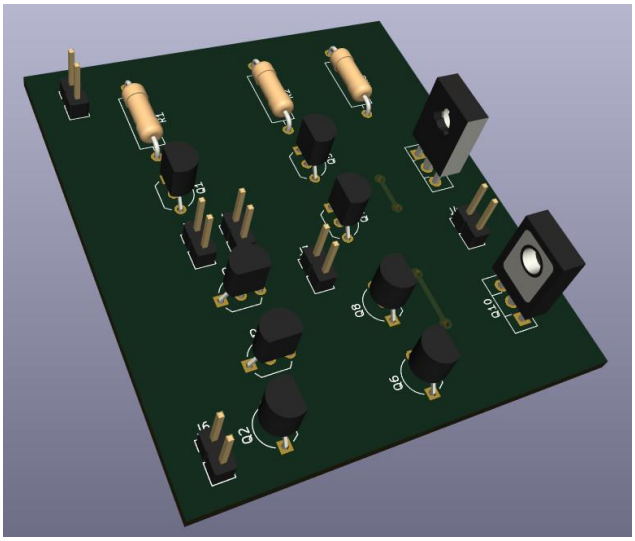


Рисунок 2 – Плата буферу PAA 3D: модель з KiCAD

На рис. 3 представлено створену модель буферу. На ній зроблені контакти для під'єднання живлення, навантаження та вхідного сигналу. Резистори вимірювання струму 1 Ω було встановлено таким чином, щоб легше під'єднати до них засоби вимірювання.

Для перевірки працездатності було під'єднано джерело синусоїдального сигналу на вхід буферу, вихід було навантажено резистором 50 Ω, а до шин живлення буфера було під'єднано джерело живлення ±12 V.

При перевірці роботи буферу на вхід подавалось синусоїдальна напруга амплітудою 3 V, в діапазоні частот 5 Hz – 20 kHz на навантаження 50 Ω, на рис. 4 можна побачити осцилограми крайніх точок діапазону. Буфер показав досить непогану лінійність в цьому діапазоні частот.

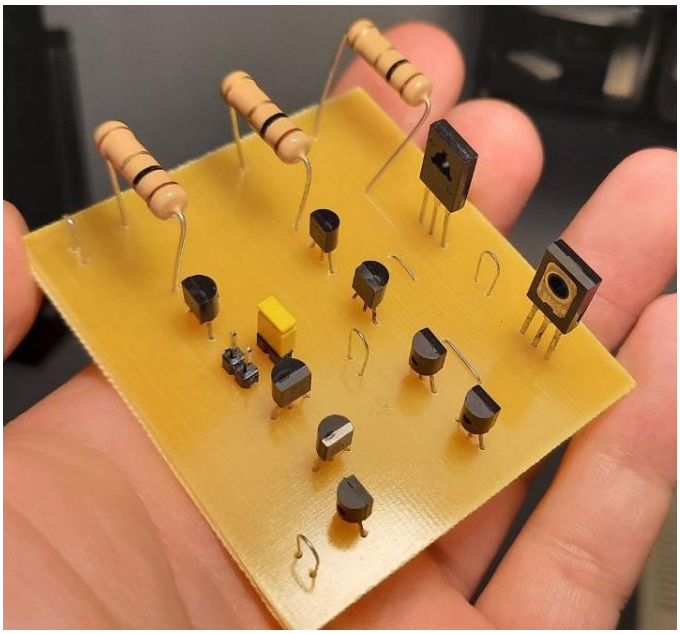


Рисунок 3 – Плата РАА буферу

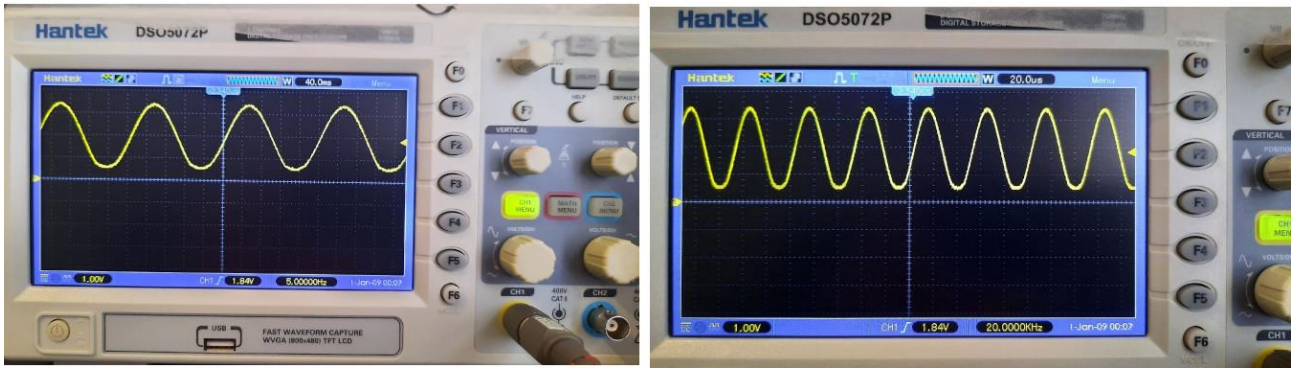


Рисунок 4 – Осцилограми на виході буферу без пасивних компонентів на навантажені 50 Ω, зліва при вхідній частоті 5 Hz зправа при вхідній частоті 20 kHz

Моделювання схеми РАА. На рис. 5 представлено схему класичного струмового дзеркала [1]. Струмове дзеркало – це керований струмом стабілізатор струму.

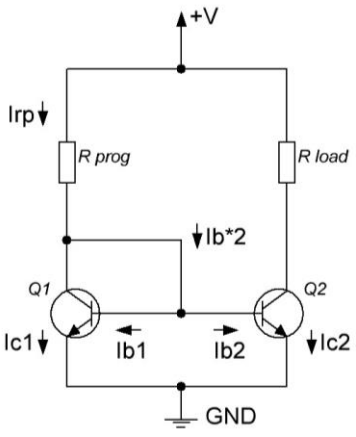


Рисунок 5 – Струмове дзеркало

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Основна функція струмового дзеркала — це копіювання струму, що проходить через один транзистор Q1, контролюючи струм в іншому активному пристрої кола Q2, зберігаючи постійний струм на виході, незалежно від навантаження R load.

$$I_{rp} = I_{c1} + 2 \cdot I_b \tag{1}$$

Керуючий струм складається з струму колектору Q1 та базового струму двох транзисторів Q1 та Q2, (1).

$$I_{b1} = I_{c1} / \beta \tag{2}$$

Струм бази Q1 залежить від струму колектору та коефіцієнта β, (2).

$$I_{rp} = I_c + 2 \cdot (I_c / \beta) \Rightarrow I_c \cdot (1 + 2 / \beta) \tag{3}$$

Як можна побачити з формули 3 керуючий струм дорівнює струму колектору Q1.

$$\frac{I_{rp}}{I_{c2}} = 1 + \frac{2}{\beta} \Rightarrow \frac{I_{c2}}{I_{rp}} = \frac{1}{1 + (2/\beta)} \tag{4}$$

На формулі 4 представлено залежність керуючого струму, що подається на Q1 до струму транзистора Q2.

$$\beta_1 = \beta_2 \approx 100 \tag{5}$$

Оскільки транзистори Q1 та Q2 однакові й коефіцієнт β в них теж однаковий і для транзистора 2N5551 дорівнює приблизно – 100.

$$I_{c2} = \frac{I_{rp}}{1 + (2/\beta)} \tag{6}$$

Враховуючи усі залежності представлені вище, можна описати залежність струму формулою 6, згідно з якою струм колектору Q2 залежить від керуючого струму, при цьому вплив коефіцієнта β можна не враховувати.

Задати керуючий струм можна за рахунок резистора Rprog (рис. 5), що і робиться у більшості випадків, проте його можна замінити джерелом струму. В схемі у якості джерела струму було обрано джерело струму на N–JFET BF245B (рис. 6).

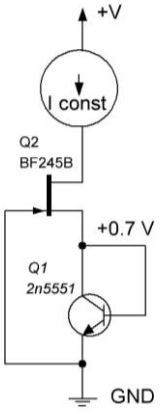


Рисунок 6 – Струмове джерело на N–JFET BF245B

Джерело струму, що задає керуючий струм струмового дзеркала побудовано на двох транзисторах N–JFET BF245B (Q2) та NPN 2N5551 (Q1). Падіння напруги, на

транзисторі 2N5551 Q1, що включено у режимі діода задає робочу точку N–JFET BF245B Q2 і власне це падіння і задає значення робочого струму джерела струму [3−5].

Для розрахунку струму потрібно мати залежність Ids(Vgs) − струму drain–source до напруги gate–source. Коректному моделюванню цієї залежності присвячена робота [6] , рис 7. Але у першому наближенні ця залежність може бути заснована на даних з технічній документації на напівпровідниковий прилад [2]. Таким чином, будемо оцінювати струм джерела струму на N–JFET [4]:

$$I_D = I_{DSS} \cdot (1 - \frac{V_{GS}}{V_{GS(off)}})^2 \tag{7}$$

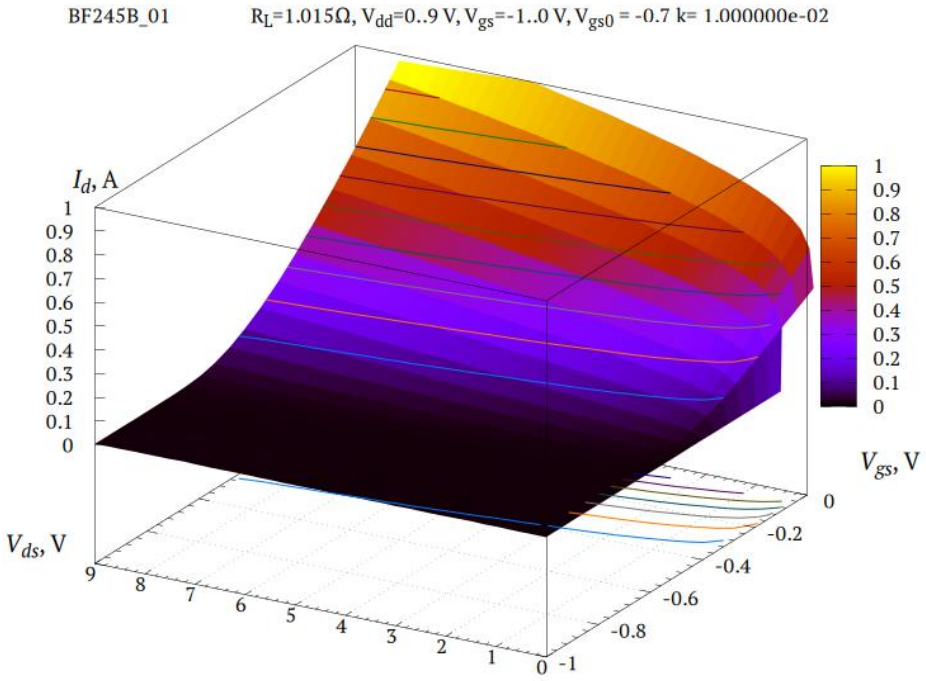


Рисунок 7 – Залежність Ids(Vgs,Vds) N–JFET BF245B

Враховуючи параметри з datasheet на N–JFET BF245B [2] підставимо значення до формули 7 і отримаємо струм джерела струму – 0.845 mA.

$$I_D = 2 \cdot (1 - \frac{0.7}{2})^2 = 0.845mA \tag{8}$$

Отримавши значення струму джерела струму, яке встановлює керуючий струм струмового дзеркала можна знайти струм, який видає дзеркало, скориставшись формулою 6.

$$I_{c2} = \frac{0.845}{1 + (2/100)} = 0.828mA \tag{9}$$

Ці значення струмів, що були розраховані близькі до реальних виміряних на резисторах R1 та R2. На резисторі R1 виміряно струм 0.824 mA, що дуже близько до розрахунку, а на резисторі R2 виміряно струм 0.645 mA. Різниця струму виходу струмо-

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

вого дзеркала може бути пов'язана з різним коефіцієнтом β транзисторів Q7 та Q8 (рис. 1).

Вихідний каскад побудовано за схемою «Diamond Follower» (рис. 8). Це паралельний підсилювач струму, повторювач напруги або буфер. Схемотехнічно це комплементарний емітерний повторювач на чотирьох транзисторах, в якому кожен з двох вхідних транзисторів керує вихідним транзистором протилежного типу. Емітерні переходи вхідного та керованого ним вихідного транзистора включені назустріч один одному, тому зсув напруги між входом та виходом не перевищує кількох десятків мВ. Ця схема не вимагає схемотехнічних заходів щодо теплової стабілізації струму спокою: достатньо лише забезпечити тепловий зв'язок між транзисторами. Недолік базової схеми − це жорстке обмеження вихідного струму, що можливо виправити її ускладненням, або підвищенням струмів покою вхідних транзисторів.

На схемі класичного вихідного каскаду побудованого за схемою «Diamond Follower» є два джерела струму IE1 та IE2, в простішому випадку це звичайні струмообмежуючі резистори.

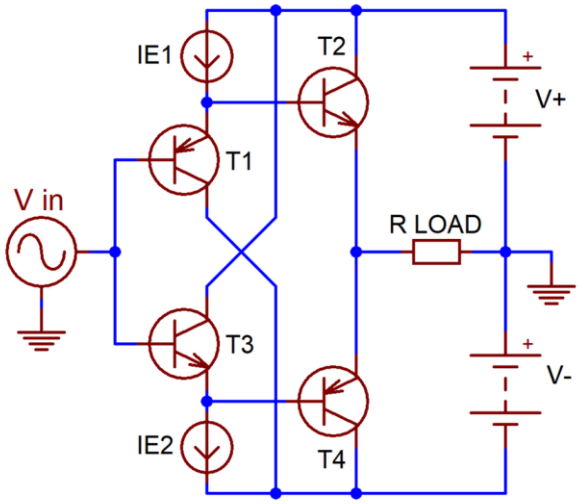


Рисунок 8 – Схема Diamond Follower

В схемі на рис. 1 в якості джерела струму для живлення вхідних транзисторів «Diamond Follower» використано струмове дзеркало.

Схему РАА буферу можна поділити на 3 основні частини, а саме: джерело струму, струмове дзеркало та вихідний каскад (схема Diamond Follower), який використовує струмове дзеркало для живлення передвихідних транзисторів. Режими струмів транзисторів можна розрахувати по представленим вище рівнянням.

Дослідження РАА буферу на резистивному навантаженні. Для дослідження властивостей схеми РАА, що була розроблена, та для порівняння з відомою схемою «Diamond Follower» (далі − DF), було створено стенд, який включав у себе лабораторне джерело живлення RF6006P, цифровий мультиметр SDM3055, набору резисторів для навантаження (RL), та універсального програмованого пристою для вимірювання та керування «Cube» [6]. Саме цей пристрій/стенд дозволив у автоматичному режимі задавати значення вхідної напруги Vin, та отримувати одночасно значення в декількох

точках схеми. Ручні маніпуляції були потрібні лише при зміні навантаження. Мультиметр SDM3055 був використаний для перевірки коректності роботи системи автоматичного вимірювання та верифікації значень опору. Для цієї серії вимірювань було використано однополярний метод живлення.

Результати вимірювань у вигляді Vout(Vin) для PAA та DF для різних навантажень RL представлено на рис. 9.

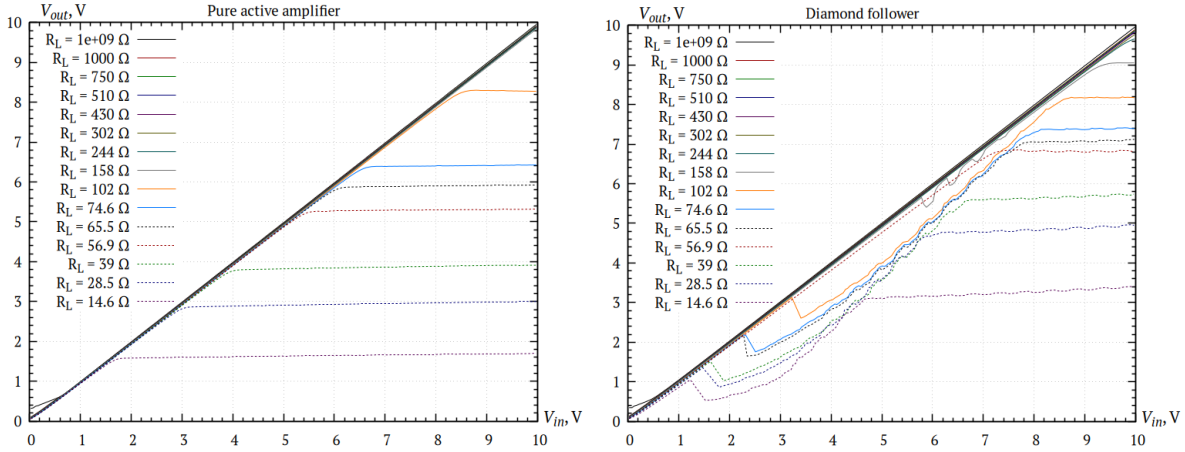


Рисунок 9 – Залежності Vout(Vin) для PAA та DF при різних навантаженнях

Аналіз цих залежностей дозволяє зробити висновок, що при достатньо невеликих навантаженнях обидва буфера дійсно виправдовують свою назву. PAA починає обмежувати вихідний струм, а отже, і напругу, починаючи зі значення опору навантаження у 102 Ω, при цьому залежність теж близька до лінійної, що відповідає режиму обмеження струму. З іншого боку, обмеження струму при використанні DF починається з навантаження у 158 Ω, але залежності суттєво нелінійні, що свідчить про генерацію коливань у цих випадках. Тем не менш, якщо коливання відсутні, DF здатен забезпечити суттєво більший струм (див. залежність для RL=39 Ω).

Для систем, де важливо не забезпечити максимальну вихідну потужність, а і зберегти форму сигналу (а це більшість систем), важливою ціллю становить збільшення діапазону, де вихідний сигнал повторює вхідний за заданою точністю. Тому на рис. 10. представлено у трьохвимірному вигляді залежності (Vin−Vout)(Vin,gL), де gL = 1/RL.

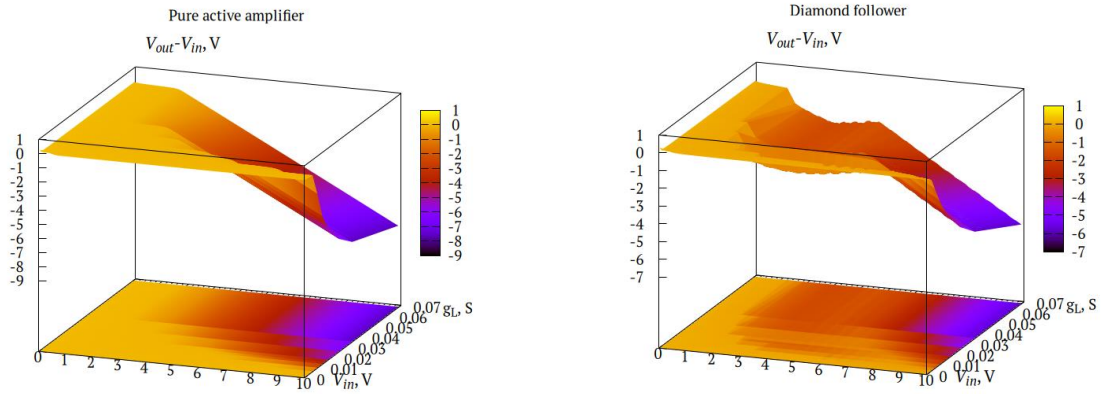


Рисунок 10 – Залежності (Vin−Vout)(Vin,gL) для PAA та DF

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Аналіз цих графіків дозволяє зробити висновок, що РАА забезпечує значно більший діапазон напруг і навантажень, де можна використовувати буфер без суттєвих похибок.

Для задач побудови систем вимірювальної техніки, інших приладів, де важлива мінімізація похибок, суттєвим є не тільки робочий діапазон, а і точність відтворення вхідного сигналу. Тому залежності (Vin−Vout)(Vin,gL) поблизу робочого діапазону представлено на рис. 11.

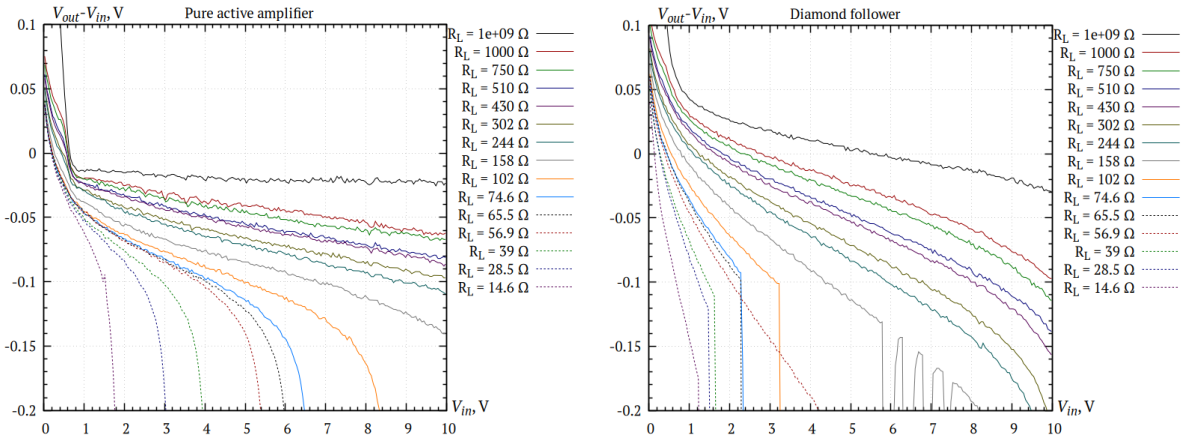


Рисунок 11 – Залежності (Vin−Vout)(Vin,gL) для РАА та DF поблизу робочого діапазону

Порівняльні залежності (Vin−Vout)(Vin,gL) для РАА та DF для двох навантажень представлено на рис. 12, при цьому було використано як зневажано мале навантаження, так і наближене до максимального.

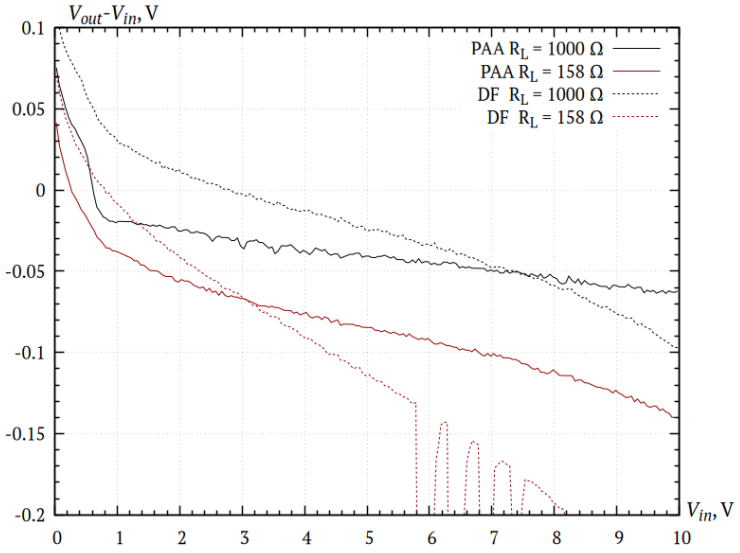


Рисунок 12 – Порівняння залежностей (Vin−Vout)(Vin,gL) для РАА та DF для двох навантажень

Як і очікувалось, РАА забезпечує як просто меншу похибку відтворення сигналу, так суттєво меншу залежність похибки від Vin. При цьому слід відмітити, що початкова

ділянка (Vin < 0.6 V) лежить за межами, де очікується низький рівень похибок. Для усунення цього явища слід використовувати двополярне живлення.

Однією з важливих характеристик підсилювача є Rout − вихідні опор. Слід взяти на увагу, що це − не константа для кожного підсилювача, а величина, що залежить від багатьох параметрів, і кращі підсилювачі забезпечують майже постійність цього опору у робочому діапазоні [7,8]. Для оцінювання Rout цього були побудовані залежності Vout(I) (рис. 13).

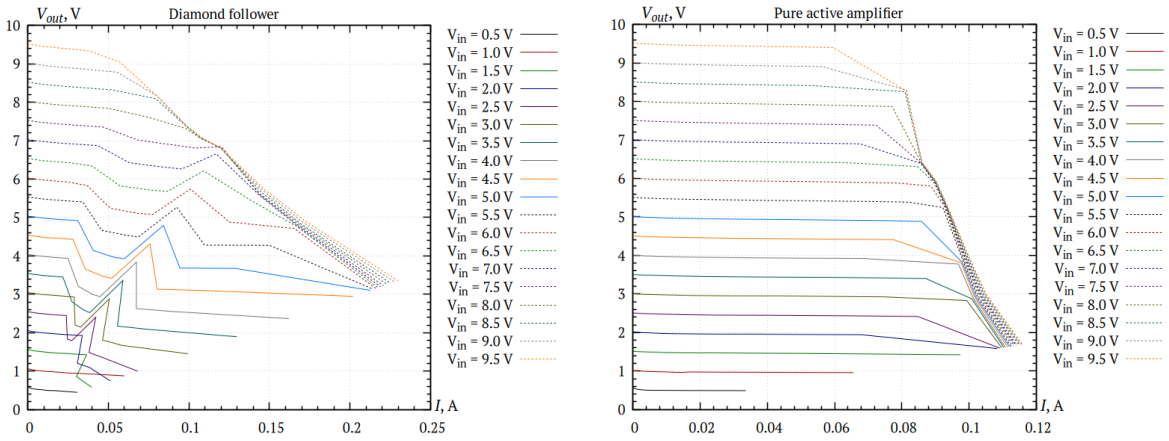


Рисунок 13 – Залежності Vout(I) для PAA та DF для різних навантажень

Аналіз графіків дає можливість стверджувати, що PAA забезпечує значно більшу, ділянку, де Rout не зазнає суттєвих змін. З цих графіків також було обрано діапазон для оцінювання Rout. При цьому слід відмітити, що якщо використовувати один діапазон струму для обох буферів, то для DF будуть отримані зовсім безглузді результати − завдяки коливанням. Тому для PAA було обрано діапазон струму [0.005..0.06] A, а для DF − [0.005..0.02] A. Отримані при цих умовах залежності Rout(Vin) представлено на рис. 14.

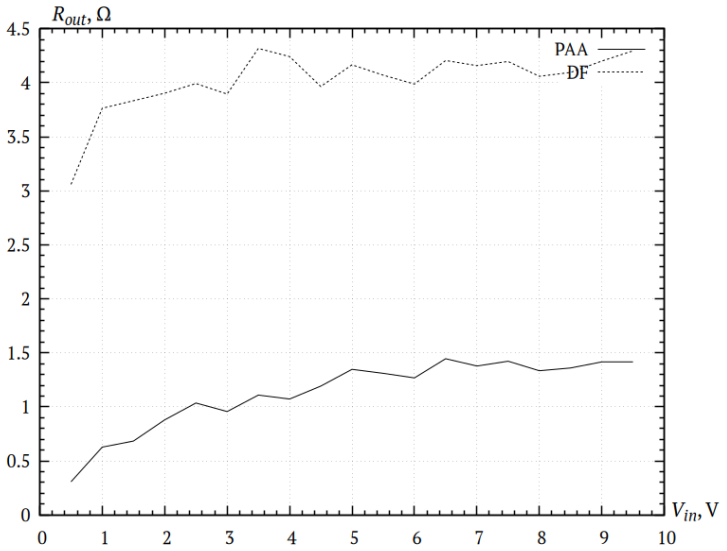


Рисунок 14 – Залежності Rout(Vin) для PAA та DF

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Таким чином, РАА забезпечує як суттєво менше значення Rout, так і значно більший робочий діапазон.

Висновки. Було розроблено та створено схему буферу без використання пасивних компонентів. Були отримані її характеристики та досліджено роботу схеми при різному навантаженні. В статті виконувалось порівняння схеми РАА з відомою схемою Diamond Follower, оскільки їх сфера використання однакова.

На підставі проведених досліджень можна стверджувати, що:

1. Запропонована схема РАА дійсно може бути використана у якості буфер–повторювача.
2. У порівнянні з DF, РАА забезпечую меншу похибку відтворення вхідного сигналу у суттєво більшому діапазоні параметрів.
3. На відміну від DF, запропонована схема не демонструє самозбудження в умовах дослідження.
4. РАА має як краще значення Rout, так і ширший діапазон його стабільності.
5. Але РАА забезпечує менший струм навантаження за межами зони лінійності.

В подальших дослідах створену схему можливо використати для створення інтегрованих схем, де основними перевагами будуть: мінімальна площа на кристалі, широка смуга пропускання, технологічність виробництва та низький рівень шуму.

ЛІТЕРАТУРА

1. P. Horowitz, W. Hill, The art of electronics, 3rd ed., Cambridge University Press, Cambridge, 2015.
2. BF245A; BF245B; BF245C N–channel silicon field–effect transistors, Netherland: NXP Semiconductors, 1996. URL: https://www.nxp.com/docs/en/data–sheet/BF245A–B–C.pdf
3. DIAMOND TRANSISTOR OPA660, Texas Instruments, Burr–Brown 1993. URL: https://www.ti.com/lit/an/sboa071/sboa071.pdf
4. Follow The Leader – Voltage Followers & Buffers 2016, Rod Elliott (ESP) Page Created – July 2016, Updated August 2023 URL: https://sound–au.com/articles/followers.html
5. Linear Systems. JFET Circuit Design: A Schematics Library and Application Notes. Linear Systems. Jul 1, 2024
6. V. Hnatushenko, A. Guda, A. Zimoglyad, and A. Zhurba, “Development of a JFET model with increased accuracy: measurements of wrangling data, acquisition and model analysis,” in Proceedings of the Computational Intelligence Application Workshop (CIAW 2025), Lviv, Ukraine, pp. 97–109. https://ceur–ws.org/Vol–4110/paper8.pdf
7. A. Guda, A. Zimoglyad, Simultaneous parametric identification for the coupled relaxation generators system, Proc. Int. Sci. Tech. Conf. Information Technologies in Metallurgy and Machine Building, Dnipro, 2022, pp. 261–264. https://doi.org/10.34185/1991–7848.itmm.2022.01.057
8. Зимогляд А.Ю., Гуда А.І., Кліщ С.М. Апаратний комплекс для вимірювання потужності UHF сигналів // Системні технології Регіональний міжвузівський збірник наукових праць. – 2024. – № 2 (151). https://doi.org/10.34185/1562–9945–2–151–2024–03

REFERENCES

1. P. Horowitz, W. Hill, The art of electronics, 3rd ed., Cambridge University Press, Cambridge, 2015.
2. BF245A; BF245B; BF245C N–channel silicon field–effect transistors, Netherland: NXP Semiconductors, 1996. URL: https://www.nxp.com/docs/en/data–sheet/BF245A–B–C.pdf
3. DIAMOND TRANSISTOR OPA660, Texas Instruments, Burr–Brown 1993. URL: https://www.ti.com/lit/an/sboa071/sboa071.pdf
4. Follow The Leader – Voltage Followers & Buffers 2016, Rod Elliott (ESP) Page Created – July 2016, Updated August 2023 URL: https://sound–au.com/articles/followers.html
5. Linear Systems. JFET Circuit Design: A Schematics Library and Application Notes. Linear Systems. Jul 1, 2024
6. V. Hnatushenko, A. Guda, A. Zimoglyad, and A. Zhurba, "Development of a JFET model with increased accuracy: measurements of wrangling data, acquisition and model analysis," in Proceedings of the Computational Intelligence Application Workshop (CIAW 2025), Lviv, Ukraine, pp. 97–109. https://ceur–ws.org/Vol–4110/paper8.pdf
7. A. Guda, A. Zimoglyad, Simultaneous parametric identification for the coupled relaxation generators system, Proc. Int. Sci. Tech. Conf. Information Technologies in Metallurgy and Machine Building, Dnipro, 2022, pp. 261–264. https://doi.org/10.34185/1991–7848.itmm.2022.01.057
8. Zymohliad A.Iu., Huda A.I., Klishch S.M. Aparatnyi kompleks dlia vymiriuvannia potuzhnosti UHF syhnaliv // Systemni tekhnolohii Rehionalnyi mizhvuzivskyi zbirnyk naukovykh prats. – 2024. – № 2 (151). https://doi.org/10.34185/1562–9945–2–151–2024–03

Received 01.06.2026.
Accepted 03.08.2026.
Published 30.10.2026

Development, modeling and research of an amplifier without passive elements using JFETs

It is known that an analog buffer, or voltage repeater buffer, is an electronic circuit based on an operational amplifier or active element with a gain of unity (K=1). Ideally, it should transfer the input voltage to the output without changes in amplitude and phase, while providing high input and low output impedance for matching the cascades. Also, an essential task is to provide a given output power.

The main functions of an analog buffer are: cascade isolation (prevents the influence of the output load on a sensitive signal source); impedance matching (effectively transmits a signal from a source with high internal resistance to a low–impedance input, such as an ADC); dropout protection (allows you to transmit an analog signal over long cables without distortion and voltage drop).

The aim of the work is to investigate the possibility of building a buffer on discrete components without using passive elements (resistors, capacitors, inductors). This buffer can be used for both analog and digital signals. The task of building such a circuit that uses only active components (hereinafter PAA pure active amplifier) is promising.

PAA has advantages such as: 1) Minimum area on the crystal. Resistors and capacitors take up a lot of space in silicon. Transistors are much more compact; 2) Wide bandwidth. The

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

absence of parasitic capacitances of large passive elements increases the speed and operating frequency. High input impedance. Ideal for isolating the signal source from subsequent stages. Low output impedance. Allows you to effectively control heavy capacitive loads; 3) Manufacturing processability. Manufacturing a circuit consisting only of transistors simplifies and reduces the cost of microcircuit lithography; 4) Low noise. Thermal noise of resistors (Johnson noise) is absent in such a structure.

A series of laboratory studies were conducted on the operability of the developed PAA (pure active amplifier) buffer circuit, and its parameters were also measured. The circuit showed its operability and can be used in tasks where cascade decoupling, impedance matching, signal dropout protection at small sizes of what? and low cost are required.

In the future, with further experiments, it is possible to use it to create integrated circuits, where the main advantages will be: minimal area on the crystal, wide bandwidth, manufacturability of production and low noise level.

Key words: JFET, buffer, diamond follower, PAA, pure active amplifier.

Зимогляд Андрій Юрійович – к.т.н., доцент, доцент кафедри Інформаційних технологій і систем, ННІ «ДМетІ» Українського державного університету науки і технологій, старший науковий співробітник Інституту транспортних систем і технологій Національної академії наук України.
ORCID: https://orcid.org/0009–0001–7239–2467
Гуда Антон Ігорович – д.т.н., доцент, професор кафедри Інформаційних технологій і систем, ННІ «ДМетІ» Українського державного університету науки і технологій, провідний науковий співробітник Інституту транспортних систем і технологій Національної академії наук України.
ORCID: https://orcid.org/0000–0003–1139–1580
Селівьорстова Тетяна Віталіївна – к.т.н., доцент, доцент кафедри Інформаційних технологій і систем, ННІ «ДМетІ» Українського державного університету науки і технологій.
ORCID: https://orcid.org/0000–0002–2470–6986

Zymoglyad Andrew – Ph.D., Associate Professor, Associate Professor of the Department of Information technologies and systems, Ukrainian state university of science and technology, Senior Researcher of the Institute of Transport Systems and Technologies of the National Academy of Sciences of Ukraine
ORCID: https://orcid.org/0009–0001–7239–2467
Guda Anton – Ph.D., Associate Professor, Professor of the Department of Information technologies and systems, Ukrainian state university of science and technology, Leading Researcher of the Institute of Transport Systems and Technologies of the National Academy of Sciences of Ukraine.
ORCID: https://orcid.org/0000–0003–1139–1580
Selivorstova Tetiana – Ph.D., Associate Professor, Associate Professor of the Department of Information technologies and systems, Ukrainian state university of science and technology.
ORCID: https://orcid.org/0000–0002–2470–6986

«Системні технології» 5 (166) 2026 Том 1 «System technologies»
DOI 10.34185/1562–9945–5–166–2026–02
УДК 681.5:622.7

В.В. Тронь

ТАКТИЧНО–ОПЕРАТИВНА АРХІТЕКТУРА УЗГОДЖЕННЯ БАГАТОКРИТЕРІАЛЬНОГО ПАРЕТО–ПЛАНУВАННЯ З РОЗПОДІЛЕНИМ МОДЕЛЬНО–ПРОГНОЗНИМ КЕРУВАННЯМ ПРОЦЕСАМИ ЗБАГАЧЕННЯ ЗАЛІЗНОЇ РУДИ

Анотація. Керування технологічними лініями збагачення залізної руди потребує узгодження тактичного багатокритеріального планування з оперативним керуванням, що функціонують на різних часових горизонтах. За відсутності явного механізму узгодження фактичний режим роботи може відхилятися від обраної Парето–оптимальної точки, а оцінки невизначеності характеристик сепарації не передаються між рівнями. Мета – розробити тактично–оперативну архітектуру з регламентованим двостороннім інтерфейсом і наскрізним перенесенням невизначеності. Використано багатокритеріальну оптимізацію методами NSGA–II/III, блоковий бутстреп для оцінювання довірчих інтервалів параметрів і показників сепарації та числове моделювання 30–добового сценарію. За обраної конфігурації отримана алгоритмом NSGA–II апроксимація фронту Парето характеризувалася більшим гіпероб'ємом і рівномірнішим розподілом розв'язків, ніж апроксимація, отримана NSGA–III (нормований гіпероб'єм 0,330, на 29% вище за NSGA–III); після дрейфу параметрів і перерахунку фронту частка часу поза зоною допустимих значень повертається в нормальний діапазон.
Ключові слова: багатокритеріальна оптимізація; Парето–фронт; NSGA–II; розподілене модельно–прогнозне керування; тактично–оперативне узгодження; збагачення залізної руди; наскрізне оцінювання невизначеності; блоковий бутстреп; робастність.

Постановка проблеми. Керування технологічними лініями збагачення залізної руди є багаторівневою задачею, у якій тактичне планування показників гірничо–збагачувального комбінату та оперативне керування технологічними апаратами функціонують на різних часових горизонтах і виконують принципово відмінні функції. Тактичний рівень на основі багатокритеріальної Парето–оптимізації обчислює оптимальні робочі точки за сукупністю виробничих, якісних, економічних та екологічних критеріїв на горизонті доби, тоді як оперативний рівень розподіленого модельно–прогнозного керування (Distributed Model Predictive Control, DMPC) стабілізує процес в околі цих точок за фактичних збурень із періодом дискретизації одиниці хвилин.

За відсутності явного механізму узгодження обидва оптимізатори можуть діяти у суперечливих напрямах, унаслідок чого фактичні технологічні показники можуть

© Тронь В.В., 2026
Copyright for this paper by its authors. Use permitted under License CC BY 4.0.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

відхилятися від запланованої Парето–оптимальної робочої точки, а робастність оперативного керування — знижуватися. Крім того, невизначеність характеристик сепарації, оцінена за виробничими даними, у класичних ієрархіях керування не переноситься між рівнями: тактичний рівень оперує усередненими параметрами і показниками, а оперативний не має інформації про їхні довірчі інтервали. Це обумовлює потребу у формалізації регламентованого двостороннього інтерфейсу між тактичним і оперативним рівнями з наскрізним обчисленням невизначеності.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Багатокритеріальну оптимізацію показників збагачення залізної руди та даних–орієнтовані ієрархії планування розвинуто у циклі праць [1–3]. У роботі Ding, Liu, Chai і Gao [1] формалізовано операційну оптимізацію рудозбагачувального процесу як багатокритеріальну задачу, у якій одночасно враховуються якість концентрату, вихід і виробничі витрати, та отримано множину компромісних робочих показників замість єдиного скалярного розв'язку. У оглядовій праці Ding, Chai і Wang [2] узагальнено сучасні орієнтовані на дані методи оптимізації збагачувальних фабрик і показано зростання ролі емпіричних моделей, ідентифікованих за промисловими вимірюваннями, у задачах планування. Ding, Chai і Yang [3] застосували динамічну еволюційну багатокритеріальну оптимізацію до задачі розподілу сировини, де повторну оптимізацію ініціює здебільшого зміна продуктивності обладнання; характерно, що перерахунок відбувається в межах одного еволюційного рівня планування без формалізованого зворотного зв'язку від оперативного керування.

Для розв'язання багатокритеріальних задач у зазначених дослідженнях і в суміжних роботах широко застосовують еволюційні алгоритми недомінованого сортування. Алгоритм NSGA–II [4] завдяки швидкому недомінованому сортуванню та механізму дистанції скупчення забезпечує рівномірне наближення Парето–фронту без апріорного задання вагових коефіцієнтів критеріїв. Його розвиток NSGA–III [5] орієнтований на багатокритеріальні задачі вищої розмірності та підтримує різноманіття розв'язків за допомогою структурованого набору опорних точок, що робить доцільним прямий порівняльний аналіз обох алгоритмів для конкретної задачі планування показників фабрики.

Питання узгодження такого планування з оперативним керуванням розглядають у межах ієрархічного поєднання оптимізації в реальному часі (Real–Time Optimization, RTO) з модельно–прогнозним керуванням (Model Predictive Control, MPC) [6–9]. Christofides зі співавторами [6] систематизували методи мережевого та розподіленого прогнозного керування, за яких велику задачу керування декомпонують на скоординовані локальні MPC–агенти, що обмінюються інформацією каналами зв'язку; однак координація стосується взаємодії регуляторів у межах одного оперативного рівня, а не узгодження оперативного керування з тактичним плануванням. Mercangöz і Doyle [7] реалізували оптимізацію в реальному часі для великомасштабної еталонної задачі виробництва, показавши, що періодичний перерахунок економічно оптимальних уставок на верхньому рівні здатний узгоджувати роботу територіально розподілених ділянок процесу; водночас обмін інформацією у їхній структурі залишається спрямованим згори вниз — від оптимізатора до регуляторів. Adetola і Guay [8] запропонували тіснішу інте-

грацію RTO та MPC, яка зменшує розрив часових масштабів між усталеною оптимізацією та динамічним керуванням і вводить адаптивне оцінювання параметрів моделі безпосередньо у контурі керування; проте отримані оцінки невизначеності використовуються всередині оперативного рівня і не передаються на рівень планування. Монографія Rawlings, Mayne і Diehl [9] узагальнює теорію прогнозного керування, зокрема економічне MPC та оцінювання стану на рухомому горизонті, і формує теоретичне підґрунтя врахування невизначеності робастними та стохастичними формулюваннями; втім, економічні цільові показники й уставки в ній трактуються як задані ззовні входи, тобто задача їх узгодженого формування на тактичному рівні виходить за межі розгляду.

Спільним обмеженням наявних підходів є відсутність регламентованого двостороннього інтерфейсу, у якому нижній рівень повертає верхньому не лише статистики виконання, а й оновлені оцінки параметрів і показників моделі сепарації з довірчими інтервалами, а реакція верхнього рівня на систематичне відхилення визначається статистично обґрунтованим регламентом. Наведений аналіз показує, що даних–орієнтовані багатокритеріальні ієрархії [1–3] ініціюють повторне планування без наскрізного перенесення невизначеності моделей сепарації між рівнями, а інтеграція RTO та MPC [6–9] забезпечує переважно односторонній потік уставок згори вниз. Розроблення архітектури, яка усуває цей розрив, і є предметом цієї роботи.

Мета дослідження. Мета роботи полягає у розробленні тактично–оперативної архітектури керування процесами збагачення залізної руди, що поєднує статичне багатокритеріальне Парето–планування (NSGA–II/III) з розподіленим модельно–прогнозним керуванням через регламентований двосторонній інтерфейс і забезпечує наскрізне обчислення невизначеності від рівня моделей сепарації до рівня добового планування.

Викладення основного матеріалу дослідження. Для розв'язання багатокритеріальної задачі планування показників фабрики розглядається переробка $I = 4$ мінералого–технологічних різновидів (МТР) залізної руди на інтервалі планування $T = 30$ діб з обсягами $X(t) = \{x_1(t), \dots, x_I(t)\}$. Кожен різновид характеризується вмістом заліза α_i, коефіцієнтом вилучення η_i та виходом концентрату σ_i. Задачу планування формалізовано як п'ятикритеріальну Парето–задачу з одночасним урахуванням обсягу концентрату Q, вмісту заліза β, енергетичних витрат C_P, екологічних витрат C_E та завантаження виробничих потужностей M:

$$\begin{aligned} Q(X) &= \sum_{t=1}^{T}\sum_{i=1}^{I} x_i(t)\,\sigma_i \to \max, \\ \beta(X) &= \frac{\sum_t \sum_i x_i(t)\,\alpha_i\,\eta_i}{\sum_t \sum_i x_i(t)\,\sigma_i} \to \max, \\ C_P(X) &= \sum_t \sum_i x_i(t)\,r_i\,C_r \to \min, \\ C_E(X) &= \sum_t \sum_i x_i(t)\,\theta_i \to \min, \\ M(X) &= \frac{\sum_t \sum_i x_i(t)}{Q_F} \to \max, \end{aligned} \tag{1}$$

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

де r_i — питомі витрати електроенергії; C_r — вартість одиниці електроенергії; θ_i — питомі викиди CO_2; Q_F — місячна виробнича потужність фабрики. Задача доповнюється обмеженнями на допустимі діапазони Q і β, сумарну продуктивність, сировинні бюджети МТР та енергетичні й екологічні нормативи.

Для розв'язання задачі (1) застосовано алгоритми NSGA–II [4] і NSGA–III [5] з ідентичними параметрами варіаційних операторів (рекомбінація SBX з $p_c = 0{,}9$, $\eta_c = 15$; поліноміальна мутація з $\eta_m = 20$), розміром популяції $N_{\text{pop}} = 200$, кількістю поколінь $N_{\text{gen}} = 400$ та фіксованим початковим станом генератора псевдовипадкових чисел для відтворюваності.

За обраної конфігурації алгоритм NSGA–II сформував апроксимацію фронту Парето, представлену 200 недомінованими розв'язками, що охоплюють широкий діапазон компромісів: обсяг концентрату Q від 7041 до 7700 т/міс, вміст заліза β у діапазоні 0,647–0,650, витрати C_P від 2,33 до 2,56 млн грн/міс, викиди C_E від 3821 до 4204 т CO_2/міс. Алгоритм NSGA–III згенерував 15 розв'язків, зосереджених у високопродуктивній області фронту (рис. 1).

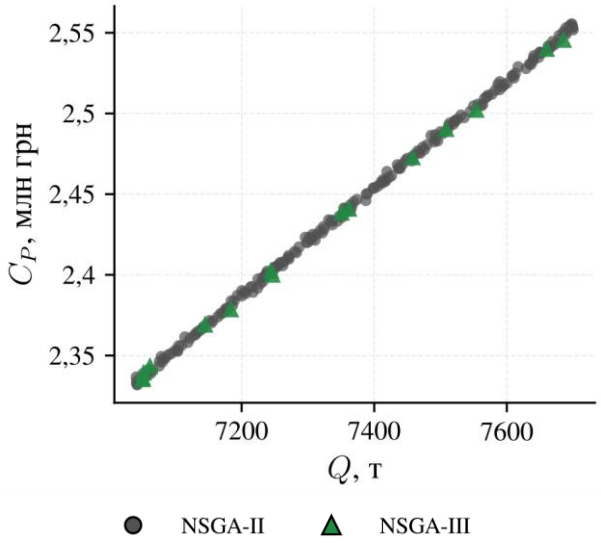


Рисунок 1 – Множина Парето у площині «обсяг концентрату – енергетичні витрати» для алгоритмів NSGA–II та NSGA–III

Для кількісного зіставлення фронтів обчислено індикатор гіпероб'єму HV та індикатор рівномірності Δ на нормованих критеріях (табл. 1). NSGA–II досяг нормованого гіпероб'єму $HV = 0{,}330$, що на 29 % перевищує результат NSGA–III, за суттєво нижчого значення індикатора Δ, тобто рівномірнішого заповнення області компромісів. Вміст заліза у концентраті залишається стабільним (0,647–0,650) незалежно від виробничих обсягів, оскільки контрактна специфікація задає вузький допустимий коридор і цей показник поводиться радше як активне обмеження якості. Перед обчисленням по-

казників усі критерії було приведено до задачі мінімізації та лінійно нормовано за спільними для обох алгоритмів межами. Гіпероб'єм обчислювався відносно спільної опорної точки.

Таблиця 1

Показники ефективності Парето–фронтів

Алгоритм	Гіпероб'єм HV (↑)	Індикатор Δ (↓)	Час, с (↓)
NSGA–II	0,330	0,023	6,3
NSGA–III	0,256	0,148	9,2

За використаних налаштувань нормований гіпероб'єм апроксимації, отриманої NSGA–II, становив 0,330 проти 0,256 для NSGA–III, тобто був більшим на 28,9%; менше значення Δ свідчить про рівномірніший розподіл отриманих недомінованих розв'язків.

Параметри і показники сепарації, прийняті в оптимізаційній задачі, калібровано за даними ситового аналізу трьох магнітних сепараторів РЗФ (повний матеріальний баланс по 9 класах крупності та 19 точках відбору). Оцінки ефективності окремих апаратів (середнє та 95 %–довірчий інтервал блокового бутстрепу) становлять

$\bar{\eta}_{\text{sep}} = 0{,}959\ [0{,}935;\ 0{,}984]$,

$\bar{\sigma}_{\text{sep}} = 0{,}839\ [0{,}610;\ 0{,}986]$,

$\bar{\beta}_{\text{Fe}} = 55{,}4\ \%\ [53{,}5;\ 59{,}0]$. Отримані довірчі інтервали використовуються далі як вхід для обчислення зон допустимих відхилень уставок і оцінювання робастності точок Парето–фронту.

Механізм узгодження між тактичним (NSGA) та оперативним (DMPC) рівнями формалізується через два регламентовані потоки обміну даними (рис. 2). Прямий потік передає $N_a = 3$ MPC–агентам добові оптимальні кортежі з періодом $T_{\text{tact}} = 24$ год:

$$\mathcal{P}_{\text{NSGA}\to\text{MPC}}(d) = \{\, \boldsymbol{y}_i^{\text{ref}}(d),\ [\boldsymbol{y}_i^{\min}(d),\ \boldsymbol{y}_i^{\max}(d)],\ \boldsymbol{w}_i(d) \,\}_{i=1}^{N_a},$$

де $\boldsymbol{y}_i^{\text{ref}}(d)$ — уставки виходів агента i, що відповідають вузловій точці Парето–фронту; $[\boldsymbol{y}_i^{\min},\ \boldsymbol{y}_i^{\max}]$ — зони допустимих відхилень, які стають жорсткими обмеженнями локальної задачі MPC; $\boldsymbol{w}_i(d)$ — вектор ваг штрафу. Ширина зони $\Delta_i = z_{0{,}975}\,\sigma_{\hat{\varepsilon},i}$ обчислюється безпосередньо з бутстреп–довірчих інтервалів параметрів моделі сепарації, чим забезпечується наскрізне перенесення невизначеності від рівня моделі до рівня уставок.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

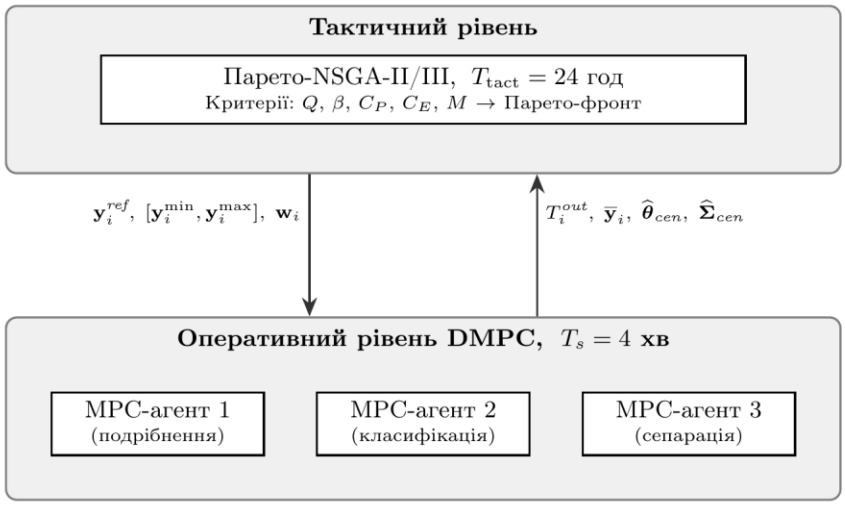


Рисунок 2 – Тактично–оперативна архітектура узгодження багатокритеріального Парето–планування з оперативним DMPC

Зворотний потік передає верхньому рівню добові статистики виконання уставок:

$$\mathcal{R}_{\text{MPC}\to\text{NSGA}}(d) = \{\, T_i^{\text{out}}(d),\ \bar{\boldsymbol{y}}_i(d),\ \hat{\boldsymbol{\theta}}_{\text{sep},i}(d),\ \hat{\boldsymbol{\Sigma}}_{\text{sep},i}(d) \,\}_{i=1}^{N_a},$$

де $T_i^{\text{out}}(d) \in [0,1]$ — частка часу, протягом якої виміряний вихід агента виходив за межі зони допустимих значень; $\bar{\boldsymbol{y}}_i(d)$ — усереднений за добу вихід; $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{\text{sep},i}(d)$ та $\hat{\boldsymbol{\Sigma}}_{\text{sep},i}(d)$ — оновлені точкова оцінка параметрів моделі сепарації та її коваріаційна матриця. Зведену характеристику параметрів обміну наведено у табл. 2.

Таблиця 2

Параметри механізму узгодження тактичного та оперативного рівнів

Параметр	Напрямок	Період	Зміст
$\boldsymbol{y}_i^{\text{ref}}$	NSGA → DMPC	24 год	Уставки виходів агента
$[\boldsymbol{y}_i^{\min}, \boldsymbol{y}_i^{\max}]$	NSGA → DMPC	24 год	Зони допустимих відхилень
$\boldsymbol{w}_i$	NSGA → DMPC	24 год	Ваги штрафу MPC
T_i^{out}	DMPC → NSGA	24 год	Частка часу поза зоною
$\bar{\boldsymbol{y}}_i$	DMPC → NSGA	24 год	Усереднений добовий вихід
$\hat{\boldsymbol{\theta}}_{\text{sep}}$	DMPC → NSGA	24 год	Оцінка параметрів сепарації
$\hat{\boldsymbol{\Sigma}}_{\text{sep}}$	DMPC → NSGA	24 год	Коваріаційна матриця

Регламент перерахунку Парето–фронту визначається трьома порогами на значенні $T_i^{\text{out}}(d)$. За $T_i^{\text{out}} \le 10\ \%$ (нормальний режим) дії верхнього рівня не виконуються, що відповідає очікуваній статистичній варіабельності у межах 95 %–довірчого інтервалу моделі сепарації. За $T_i^{\text{out}} \in (10\ \%;\ 30\ \%]$ (попереджувальний режим) день записується в історію спостережень; за тривалості такої ситуації понад п’ять діб поспіль

ініціюється перевірка моделі. За $T_i^{\text{out}} > 30\,\%$ (критичний режим) верхній рівень ініціює перерахунок Парето–фронту з оновленими оцінками $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{\text{sep}}$ і $\hat{\boldsymbol{\Sigma}}_{\text{sep}}$.

Поріг 30 % ґрунтується на статистичній моделі відносної тривалості перебування поза зоною допустимих значень: за припущення, що у номінальному режимі $T_i^{\text{out}} \sim \text{Beta}(\alpha = 1, \beta = 19)$ (середнє 5 %), верхня межа одностороннього 95 %–довірчого інтервалу становить $\approx 15\,\%$, а значенню 30 % відповідає $\approx 99{,}9$–й процентиль. Перевищення 30 % з високою імовірністю свідчить про систематичне зміщення моделі, а не про випадкову флуктуацію виробничих збурень.

Для кожної точки фронту $\boldsymbol{y}^{\star}$ обчислюється розкид цільових функціоналів при варіюванні параметрів сепарації у межах їхніх 95 %–довірчих інтервалів:

$$\Phi_{\text{rob}}(\boldsymbol{y}^{\star}) = \max_{\boldsymbol{\theta} \in \mathcal{B}_{0,95}(\hat{\boldsymbol{\theta}})} \| F(\boldsymbol{y}^{\star}; \boldsymbol{\theta}) - F(\boldsymbol{y}^{\star}; \hat{\boldsymbol{\theta}}) \|_2,$$

де $F(\cdot)$ — вектор п’яти критеріїв; $\mathcal{B}_{0,95}$ — 95 %–еліпсоїд параметрів сепарації. Точки з великим Φ_{rob} маркуються як нестійкі й не рекомендуються для передачі MPC–агентам. Бутстреп–аналіз ($B = 200$ реплік) для 215 точок Парето–фронту NSGA–II показав, що 95 % точок (204 з 215) є робастними, а 11 нестійких точок зосереджено на периферії фронту (рис. 3).

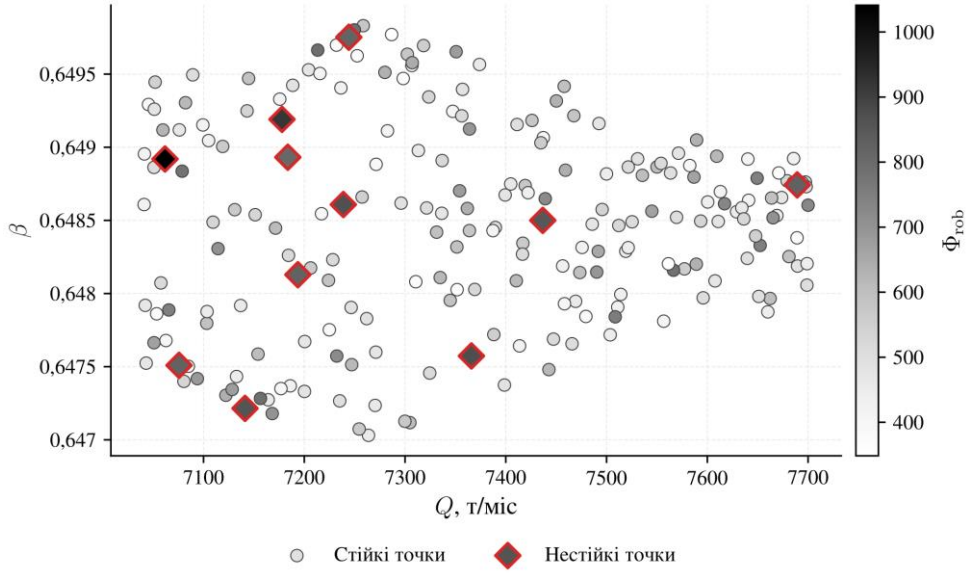


Рисунок 3 – Робастність точок Парето–фронту NSGA–II до варіації параметрів сепарації

Для верифікації регламенту реакції виконано числовий експеримент із 30–добовим сценарієм роботи інтерфейсу (рис. 4).

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

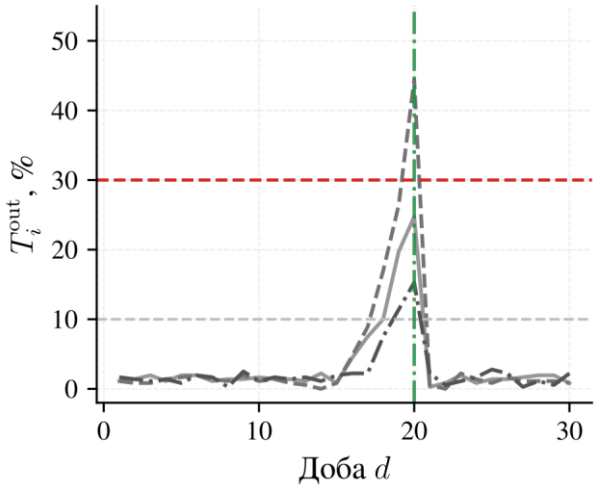


Рисунок 4 – Частка часу поза зоною допустимих значень T_i^{out} упродовж 30–добового сценарію роботи механізму узгодження

На інтервалі діб 1–14 система працює у номінальному режимі ($T_i^{\text{out}} < 10\ \%$). Починаючи з доби 15 моделюється поступовий дрейф параметрів сепарації, що призводить до зростання T_i^{out} через попереджувальну зону. На добі 20 показник перевищує критичний поріг 30 %, після чого тактичний рівень ініціює перерахунок Парето–фронту з оновленими параметрами. Після перерахунку (доби 21–30) T_i^{out} повертається в нормальну зону.

Висновки. Розроблено тактично–оперативну архітектуру керування процесами збагачення залізної руди, що поєднує статичне багатокритеріальне Парето–планування методом NSGA–II/III з оперативним розподіленим модельно–прогнозним керуванням через регламентований двосторонній інтерфейс. Архітектура включає прямий потік з передачею Парето–оптимальних уставок і зон допустимих значень, обчислених на основі бутстреп–довірчих інтервалів параметрів моделі сепарації, та зворотний потік з передачею статистик виконання і оновлених коваріаційних матриць. Реакція верхнього рівня визначається трипороговим регламентом зі статистично обґрунтованою верхньою межею 30 %.

Порівняння еволюційних алгоритмів показало, що за обраної конфігурації NSGA–II забезпечує ширше і рівномірніше покриття Парето–фронту (нормований гіпероб'єм $\text{HV} = 0{,}330$, на 29 % вище за NSGA–III). Числовий експеримент із 30–добовим сценарієм підтвердив працездатність регламенту реакції: після дрейфу параметрів і перерахунку фронту показник T_i^{out} повертається в нормальну зону. Запропонована архітектура забезпечує наскрізне обчислення невизначеності від рівня моделей сепарації через робочі точки добового планування до оперативного DMPC.

ЛІТЕРАТУРА

1. Ding J., Wang H., Liu C., Chai T. A multiobjective operational optimization approach for iron ore beneficiation process. *Proceedings of the 2013 International Conference on Advanced Mechatronic Systems (ICAMechS)*, Luoyang, China, September 25–27, 2013. Piscataway, NJ : IEEE, 2013. P. 582–587. DOI: 10.1109/ICAMechS.2013.6681710.
2. Ding J., Yang C., Chai T. Recent progress on data–based optimization for mineral processing plants. *Engineering*. 2017. Vol. 3, No. 2. P. 183–187.
DOI: 10.1016/J.ENG.2017.02.015.
3. Ding J., Yang C., Xiao Q., Chai T., Jin Y. Dynamic evolutionary multiobjective optimization for raw ore allocation in mineral processing. *IEEE Transactions on Emerging Topics in Computational Intelligence*. 2019. Vol. 3, No. 1. P. 36–48.
DOI: 10.1109/TETCI.2018.2812897.
4. Deb K., Pratap A., Agarwal S., Meyarivan T. A fast and elitist multiobjective genetic algorithm: NSGA–II. *IEEE Transactions on Evolutionary Computation*. 2002. Vol. 6, No. 2. P. 182–197. DOI: 10.1109/4235.996017.
5. Deb K., Jain H. An evolutionary many–objective optimization algorithm using reference–point–based nondominated sorting approach, Part I: Solving problems with box constraints. *IEEE Transactions on Evolutionary Computation*. 2014. Vol. 18, No. 4. P. 577–601.
DOI: 10.1109/TEVC.2013.2281535.
6. Christofides P. D., Liu J., Muñoz de la Peña D. *Networked and distributed predictive control: Methods and nonlinear process network applications*. London : Springer, 2011. XXVIII, 232 p. DOI: 10.1007/978–0–85729–582–8.
7. Mercangöz M., Doyle F. J. III. Real–time optimization of the pulp mill benchmark problem. *Computers & Chemical Engineering*. 2008. Vol. 32, No. 4–5. P. 789–804.
DOI: 10.1016/j.compchemeng.2007.03.004.
8. Adetola V., Guay M. Integration of real–time optimization and model predictive control. *Journal of Process Control*. 2010. Vol. 20, No. 2. P. 125–133.
DOI: 10.1016/j.jprocont.2009.09.001.
9. Rawlings J. B., Mayne D. Q., Diehl M. M. *Model predictive control: Theory, computation, and design*. 2nd ed. Madison, WI : Nob Hill Publishing, 2017. XLVI, 623 p.

REFERENCES

1. Ding, J., Wang, H., Liu, C., & Chai, T. (2013). A multiobjective operational optimization approach for iron ore beneficiation process. In *2013 International Conference on Advanced Mechatronic Systems (ICAMechS)* (pp. 582–587).
IEEE. https://doi.org/10.1109/ICAMechS.2013.6681710
2. Ding, J., Yang, C., & Chai, T. (2017). Recent progress on data–based optimization for mineral processing plants. *Engineering, 3*(2), 183–187.
https://doi.org/10.1016/J.ENG.2017.02.015
3. Ding, J., Yang, C., Xiao, Q., Chai, T., & Jin, Y. (2019). Dynamic evolutionary multiobjective optimization for raw ore allocation in mineral processing. *IEEE Transactions on Emerging Topics in Computational Intelligence, 3*(1), 36–48.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

https://doi.org/10.1109/TETCI.2018.2812897
4. Deb, K., Pratap, A., Agarwal, S., & Meyarivan, T. (2002). A fast and elitist multiobjective genetic algorithm: NSGA–II. *IEEE Transactions on Evolutionary Computation, 6*(2), 182–197. https://doi.org/10.1109/4235.996017
5. Deb, K., & Jain, H. (2014). An evolutionary many–objective optimization algorithm using reference–point–based nondominated sorting approach, Part I: Solving problems with box constraints. *IEEE Transactions on Evolutionary Computation, 18*(4), 577–601. https://doi.org/10.1109/TEVC.2013.2281535
6. Christofides, P. D., Liu, J., & Muñoz de la Peña, D. (2011). *Networked and distributed predictive control: Methods and nonlinear process network applications*. Springer. https://doi.org/10.1007/978–0–85729–582–8
7. Mercangöz, M., & Doyle, F. J., III. (2008). Real–time optimization of the pulp mill benchmark problem. *Computers & Chemical Engineering, 32*(4–5), 789–804.
https://doi.org/10.1016/j.compchemeng.2007.03.004
8. Adetola, V., & Guay, M. (2010). Integration of real–time optimization and model predictive control. *Journal of Process Control, 20*(2), 125–133.
https://doi.org/10.1016/j.jprocont.2009.09.001
9. Rawlings, J. B., Mayne, D. Q., & Diehl, M. M. (2017). *Model predictive control: Theory, computation, and design* (2nd ed.). Nob Hill Publishing.

Received 01.06.2026.
Accepted 03.08.2026.
Published 30.10.2026

Tactical–operational architecture for coordinating multi–criteria Pareto planning with distributed model predictive control of iron ore beneficiation processes

Analysis of recent research and publications. The integration of real–time optimization with model predictive control and data–based hierarchies for beneficiation performance planning have been developed in a number of works; however, the exchange between levels is mostly one–way and does not provide for the propagation of separation–model uncertainty estimates from the operational level to the tactical one.

The purpose of the study is to develop a tactical–operational control architecture for iron ore beneficiation processes that combines static multi–criteria Pareto planning by NSGA–II/III with operational distributed model predictive control through a regulated two–way interface and provides end–to–end uncertainty computation from the separation–model level to the daily–planning level.

Presentation of the main material. The plant performance planning problem is formalized as a five–criteria Pareto problem (concentrate output, iron content, energy and environmental costs, capacity utilization) for four mineralogical–technological ore varieties over a 30–day horizon. A comparison of NSGA–II and NSGA–III showed that NSGA–II provides wider and more uniform coverage of the Pareto front (normalized hypervolume 0.330, 29% higher than NSGA–III). The separation–model coefficients were calibrated against industrial data from three magnetic separators using block bootstrap. A regulated coordination mechanism is proposed with a forward flow (Pareto set–points and admissible deviation zones computed from confidence intervals) and a backward flow (execution statistics and updated co-

variance matrices). The upper–level reaction is governed by a three–threshold scheme with a statistically justified upper bound of 30%. A robustness metric of Pareto–front points to separation–parameter identification error is developed.

Conclusions. A numerical experiment with a 30–day scenario confirmed the operability of the reaction regulation: after parameter drift and Pareto–front recomputation, the fraction of time outside the admissible zone returns to the normal range. The proposed architecture provides end–to–end uncertainty computation from the separation–model level, through daily–planning operating points, to operational distributed control.

Тронь Віталій Валерійович — доцент кафедри автоматизації, комп'ютерних наук і технологій, Криворізький національний університет.
ORCID: https://orcid.org/0000–0002–6149–5794.

Tron Vitalii Valeriiovych — Associate Professor, Department of Automation, Computer Science and Technologies, Kryvyi Rih National University.
ORCID: https://orcid.org/0000–0002–6149–5794.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

DOI 10.34185/1562–9945–5–166–2026–03
УДК 004.7.056

О.В. Супрун, Н.В. Карпенко

СУЧАСНИЙ СТАН ТА ТЕНДЕНЦІЇ БЕЗАГЕНТНОГО ПРОФІЛЮВАННЯ ПОВЕДІНКИ КОРИСТУВАЧІВ НА ОСНОВІ МЕРЕЖЕВОЇ ТЕЛЕМЕТРІЇ

Анотація. У статті наведено дослідження потенціалу застосування даних з мережевого потоку (NetFlow) для аналізу поведінки користувачів інформаційних систем без втручання в роботу кінцевих пристроїв. Метою дослідження є комплексна систематизація наукового доробку у сфері безагентного профілювання на основі мережевої телеметрії без порушення приватності. За методологією B. Kitchenham проаналізовано 121 публікацію за 2010–2025 роки, з яких відібрано репрезентативний пул із 25 ключових робіт.

Результати та ключові висновки. Розроблено оригінальну діаграму еволюції технологій кіберзахисту, яка демонструє логічний інженерний перехід від реактивного сигнатурного контролю відомих загроз на хостах до проактивної контекстно–поведінкової оркестрації на базі інтегрованих платформ UEBA та SOAR. Доведено, що використання NetFlow/IPFIX забезпечує неінвазивний безагентний моніторинг, придатний для масштабного застосування в гетерогенних корпоративних мережах. Водночас аналіз виявив технологічну прогалину між високою спостережуваністю людського фактору в мережевих слідах (підтверджено з високою силою доказів у 48% робіт) та низькою спроможністю суто автономних потокових даних NetFlow для точної ідентифікації користувачів (лише 36% робіт з високою силою доказів).

Ключові слова: кібербезпека, поведінка користувача, NetFlow,IPFIX, user behaviour, user identity, UEBA, Behavioural Quantifying.

Вступ та обґрунтування актуальності дослідження. Цифровізація суспільства вийшла на рівень суттєвого впливу на майбутнє нашої цивілізації, оскільки воно напряму залежить від надійних і безпечних програмних систем. Одним із вирішальних факторів для інформаційної безпеки є розуміння поведінки користувача, як найбільш непередбачуваного елемента системи. Відділи безпеки підприємств та організацій аналізують поведінку користувачів за їхніми «цифровими слідами» в журналах подій. Але робиться це, в більшості випадків, інсталяцією додаткового програмного забезпечення на кінцевому пристрої користувача. Враховуючи важливість приватності людини, важливо знайти методи “неінвазійного” отримання “цифрових слідів”. Тим паче, що до пристроїв IoT взагалі неможливо інсталювати додаткове ПЗ для аналізу.

Проблематика безагентного профілювання поведінки користувачів на основі мережевої телеметрії є одним із перспективних напрямів сучасних досліджень у сфері кібербезпеки. Її актуальність зумовлена необхідністю виявлення аномальної або потен-

© О.В. Супрун, Карпенко Н.В., 2026
Copyright for this paper by its authors. Use permitted under License CC BY 4.0.
ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

ційно шкідливої активності без втручання в роботу кінцевих пристроїв, що особливо важливо в умовах зростаючих вимог до приватності, масштабованості та ресурсної ефективності систем моніторингу [1, 2].

Початкові дослідження показали, що NetFlow дає змогу виявляти індивідуальні особливості мережевої активності користувачів [3]. Роботи, присвячені профілюванню користувачів на основі NetFlow, підтвердили принципову можливість їх ідентифікації за статистичними параметрами мережевих потоків. Водночас у цих дослідженнях визначено обмеження такого підходу, зокрема недостатню деталізацію поведінкових проявів та обмежену інформативність flow–даних за відсутності їх контекстного збагачення [2].

Подальший розвиток теми був пов’язаний із переходом від суто інфраструктурного аналізу мережевого трафіку до побудови поведінкових моделей на основі мережевих метаданих. У низці робіт [3, 4, 5] було доведено, що використання ознак рівня flow і network metadata дозволяє здійснювати як ідентифікацію користувачів, так і їхнє профілювання за характером мережевої активності. Такі підходи є привабливими з огляду на відсутність необхідності встановлення агентного програмного забезпечення на кінцеві пристрої, що знижує інвазивність моніторингу та ризики порушення конфіденційності.

Водночас більшість авторів сходиться на тому, що мережеві потоки самі по собі не забезпечують повного розуміння поведінкового контексту. Отже, все частіше застосовується поєднання NetFlow із журналами автентифікації, часовими характеристиками активності, а також контекстом використання корпоративних сервісів. Саме така інтеграція дозволяє підвищити точність моделей, виявляти відхилення від типової поведінки та зменшувати кількість хибнопозитивних спрацьовувань [6, 7].

Окрему методологічну рамку для таких досліджень формує концепція UEBA (User and Entity Behaviour Analytics), яка орієнтована на виявлення аномалій на основі аналізу поведінки користувачів і сутностей у системі. В UEBA мережевий трафік виступає одним із ключових джерел для формування поведінкового профілю, а машинне навчання використовується для побудови моделей нормальної активності та подальшого виявлення відхилень. Отже, UEBA не лише доповнює, а й концептуально підсилює підходи до профілювання користувачів на основі мережевої телеметрії [1].

Загалом проведений аналіз літератури свідчить про те, що в науковій спільноті сформувався стійкий інтерес до використання мережевого трафіку як джерела для безагентного профілювання поведінки користувачів [2, 4, 7]. Разом із цим зберігається дослідницька ніша, пов’язана з розробкою масштабованих, контекстно–збагачених і менш інвазивних методів аналізу, здатних забезпечити високу точність виявлення аномальної активності в корпоративних інформаційних системах.

Мета дослідження полягає у систематизації та комплексному аналізі науково–технічного доробку у сфері безагентного моделювання цифрової активності для визначення сучасного стану, технологічних можливостей та обмежень використання мережевої телеметрії (зокрема NetFlow/IPFIX) у завданнях профілювання користувачів та виявлення аномальної поведінки без порушення їхньої приватності.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Передумови дослідження. Для визначення місця поведінкового аналізу в сучасній системі засобів кіберзахисту доцільно розглянути еволюцію ключових технологій інформаційної безпеки та простежити функціональні й концептуальні зв'язки між ними. З цією метою було систематизовано основні класи технологій за періодами їх появи та сформовано узагальнену схему їх розвитку (рис. 1). Ця схема наочно показує, що відбувся поступовий перехід від базових сигнатурних і периметрових засобів до інтегрованих платформ моніторингу, аналітики та автоматизованого реагування. На ранніх етапах основну роль відігравали антивірусні рішення, міжмережеві екрани, IDS/IPS та засоби захисту кінцевих точок, які переважно працювали з відомими загрозами та забезпечували контроль на окремих рівнях інфраструктури.

Подальше ускладнення атак, розширення корпоративної інфраструктури та зростання обсягів телеметрії сприяли розвитку технологій NTA, NDR, EDR, UBA та UEBA. На відміну від засобів, орієнтованих переважно на виявлення окремих відомих ознак компрометації, ці підходи розширили можливості аналізу мережевих взаємодій, активності кінцевих вузлів та поведінки користувачів і сутностей у часовому та контекстному вимірах. Отже, відбувається поступове зміщення акценту від локального виявлення окремих інцидентів до кореляції подій, аналізу поведінки користувачів і сутностей, а також наскрізного моніторингу безпекових процесів у корпоративному середовищі.

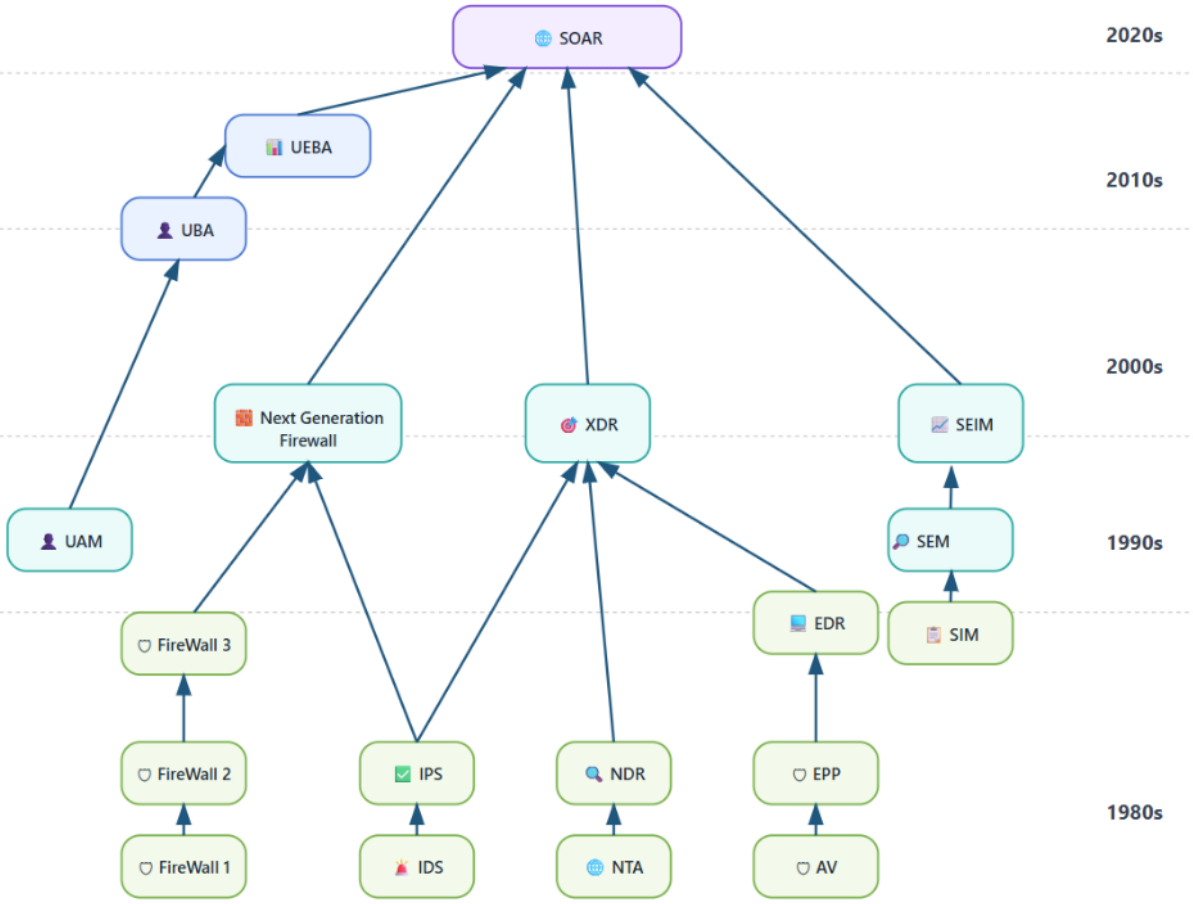


Рисунок 1 – Еволюція технологій кіберзахисту

На сучасному етапі розвиток засобів кіберзахисту характеризується одночасним посиленням аналітичної та автоматизованої складових. Технології “User and Entity Behaviour Analytics” (UEBA) розвивають підходи до контекстного аналізу поведінки користувачів і сутностей на основі різнорідної телеметрії, тоді як платформи “Security Orchestration, Automation, and Response” (SOAR) орієнтовані на оркестрацію процесів безпеки, автоматизацію типових операцій та реагування на інциденти. [8, 9]. У сукупності ці напрями відображають загальну тенденцію переходу від ізольованого виявлення подій до комплексного аналізу контексту та автоматизованого реагування.

Водночас технічні події та мережеві характеристики є лише цифровими слідами активності користувача і не можуть автоматично ототожнюватися з його поведінкою. Перехід від сукупності таких спостережуваних ознак до поведінкової характеристики потребує встановлення стійких взаємозв’язків між технічною активністю, контекстом її виникнення та діями користувача.

Технології поведінкового аналізу посідають важливе місце серед сучасних засобів кіберзахисту. Протягом останніх п’ятнадцяти років цей напрям активно розвивався, що супроводжувалося появою значної кількості методів, моделей та інструментів, орієнтованих на виявлення аномальної активності, побудову поведінкових профілів користувачів і сутностей та ідентифікацію потенційно небезпечних відхилень від нормальної поведінки. Однак, різноманітність джерел телеметрії, способів представлення поведінки та методів її аналізу призвела до суттєвої фрагментації цього напрямку.

Попередній аналіз наукових публікацій показав наявність значної кількості досліджень, присвячених окремим аспектам поведінкової аналітики, UEBA/UBA, аналізу мережевого трафіку та виявленню аномалій. Водночас було виявлено обмежену кількість систематизованих досліджень, у яких ці напрями розглядаються комплексно з позиції можливості безагентного формування поведінкового профілю користувача за мережевими метаданими, зокрема NetFlow/IPFIX. Це визначає необхідність систематизації наявних підходів, оцінювання їхніх можливостей та обмежень, а також визначення невирішених дослідницьких питань у цій предметній області.

Методологія дослідження. Для огляду літератури був використаний спрощений варіант методу «Systematic Literature Reviews» (SLR). Методологічну структуру огляду сформовано з урахуванням рекомендацій Kitchenham та Charters [10] щодо проведення SLR у галузі комп’ютерної інженерії. Принципи Kitchenham використано для організації огляду як послідовного дослідницького процесу.

На початковому етапі огляду було визначено дослідницькі питання, основні джерела пошуку, пошукові терміни та базові критерії релевантності публікацій. Подальша процедура відбору уточнювалася і формалізувалася в процесі аналізу літератури з урахуванням предметної специфіки дослідження.

На етапі повнотекстового аналізу застосовувалося експертне оцінювання предметної релевантності публікацій дослідницьким питанням. Це було зумовлено міждисциплінарним характером предметної області та неоднорідністю термінології, що використ-

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

товується для опису мережевої активності, поведінкового аналізу та профілювання користувачів.

Відповідно до обраного дизайну огляду було сформульовано два дослідницькі питання (RQ), які визначають предметну спрямованість пошуку, критерії відбору публікацій, структуру вилучення даних та подальший синтез результатів.

RQ1: Яким чином людський фактор проявляється в технічних логах інформаційних систем і може бути інтерпретований як поведінкова характеристика користувача? Мета RQ1 полягає у визначенні характеристик технічної активності, які в наявних дослідженнях розглядаються як прояви або непрямі індикатори поведінки користувача.

RQ2: Наскільки ефективно мережеву телеметрію (NetFlow) можна використовувати для побудови поведінкових профілів користувачів без застосування агентного моніторингу? Мета RQ2 полягає в оцінюванні потенціалу та обмежень мережевої телеметрії як джерела даних для безагентного поведінкового профілювання користувачів.

Пошук обмежувався публікаціями за 2010–2025 роки, оскільки цей період охоплює активний розвиток технологій мережевої телеметрії, поведінкової аналітики та UEBA. До подальшого аналізу включалися рецензовані статті, матеріали міжнародних конференцій, оглядові роботи та дисертаційні дослідження, у яких описано використані дані, ознаки, методи аналізу або результати експериментальної оцінки.

Результати дослідження. На етапі ідентифікації пошук публікацій здійснювався у базах IEEE Xplore, ScienceDirect та ResearchGate. Первинний масив було піддано скринінгу за назвами та анотаціями, у результаті чого для подальшого аналізу було відібрано 121 публікацію. Наступне повнотекстове оцінювання дозволило сформувати основний корпус із 22 релевантних досліджень. Для підвищення повноти пошуку додатково застосовано процедуру snowballing, у межах якої було виявлено ще 3 релевантні публікації. Таким чином, остаточний корпус дослідження склав 25 публікацій.

На основі детального аналізу відібраних наукових робіт, дані було систематизовано та згруповано за трьома ключовими напрямами: Research Focus, Behavioural Quantifying / Quantification та Data Scope & Sources.

1. Напрям Research Focus спрямований на класифікацію робіт за їхньою кінцевою прикладною метою. Дослідження чітко розподіляються на три категорії (рис. 2). Більшість робіт [6,12,16,18,19,20,21,22,24,28,29] цієї категорії спрямована на виявлення шкідливої активності, атак, наприклад, impersonation чи masquerade, або статистичних відхилень у мережі без детальної ідентифікації конкретного користувача. Поведінка тут зазвичай маркується «нормальна» або «аномальна».

На створенні сигнатури конкретного користувача за його поведінковими шаблонами в мережі фокусуються 36% дослідницьких робіт [3,4,5,7,13,14,15,23,26]. Головною метою цих робіт є розпізнавання користувача або підтвердження його автентичності на основі поведінкової біометрії без аналізу вмісту пакетів. Останні 5 робіт, що залишились у корпусі [2,11,17,25,27], систематизують наявні методи машинного навчання, описують весь технологічний ланцюг збору даних (наприклад, NetFlow/IPFIX) або пропонують універсальні математичні алгоритми кластеризації без прямої прив’язки до конкретного прикладного завдання. Таким чином, спостерігається домінування дослі-

джень в області безпеки та профілювання, оскільки 80% робіт зосереджені на виявленні аномалій та ідентифікації користувачів.

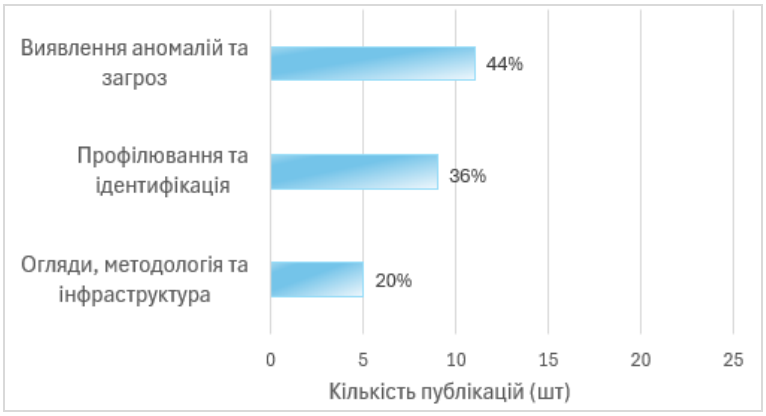


Рисунок 2 – Розподіл досліджень у групі Research Focus

2. Групування робіт за напрямом Behavioural Quantifying / Quantification розподіляється наступним чином:

- 13 з 25 робіт [3,4,5,6,7,13,14,15,16,18,19,23,26] мають пряме моделювання поведінки конкретного користувача. У цих роботах поведінка визначається як індивідуальні патерни активності конкретної людини, наприклад, добові ритми використання додатків, послідовність дій у віртуальних машинах чи унікальні статистичні характеристики сесій.
- у 7 роботах [12,17,21,22,24,28,29] відбувається моделювання не конкретної людини, а активність пристроїв, мережевих вузлів, застосунків чи класів трафіку.
- 20% досліджень [2,11,20,25,27] зосереджені виключно на інфраструктурі моніторингу або загальній класифікації сфер застосування мережевих потоків, без моделювання поведінки користувача.

Таким чином, у цій групі переважає індивідуальний підхід, оскільки 52% досліджень прямо моделюють поведінку конкретного користувача (рис.3).

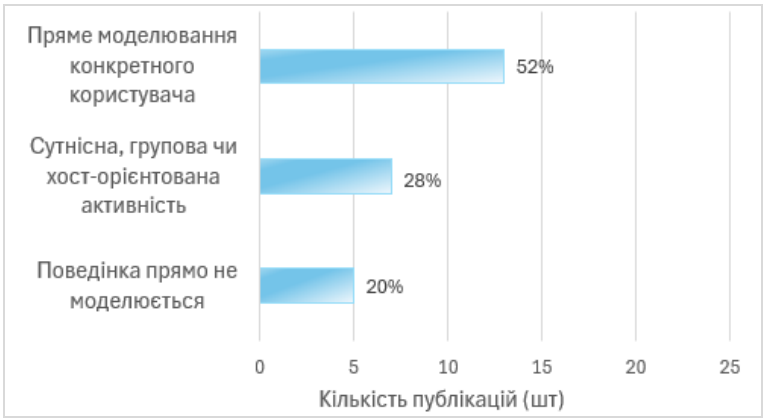


Рисунок 3 – Розподіл досліджень у групі Behavioural Quantifying / Quantification

3. Групування досліджень за Data Scope & Sources дозволило розділити роботи за типом аналізованих даних та джерелами телеметрії, які використовуються для аналізу.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Найбільша група досліджень [2,3,11,12,14,15,16,20,23,24,26,28,29] спирається суто на низькорівневі мережеві потоки або метадані трафіку (тривалість сесій, обсяги переданих байтів, порти, IP–адреси). Це підтверджує критичну роль NetFlow як стандарту збору телеметрії, що знижує інвазивність моніторингу та обсяг безпосередньо спостережуваних даних порівняно з агентним моніторингом або аналізом вмісту пакетів (рис. 4).

Понад чверть усіх досліджень [6,17,18,19,21,22,25] спираються на концепцію поведінкової аналітики користувачів та сутностей (UEBA). При цьому дослідники інтегрують мережевий трафік із системними логами, діями у віртуальних машинах, характеристиками пристроїв та іншими джерелами для формування багатовимірного профілю. І лише 5 робіт присвячені профілюванню [4, 5, 7,13,27] , що засноване на взаємодії користувача з конкретними прикладними програмами. Таким чином, у цій групі NetFlow та метадані домінують, оскільки 52% робіт спираються на потоковий аналіз та мережеві метадані (рис. 4).

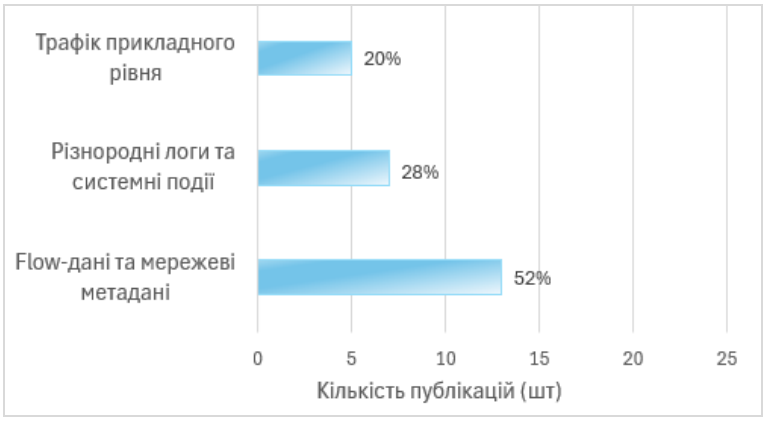


Рисунок 4 – Розподіл досліджень у групі Data Scope & Sources

Аналіз технічних аспектів відібраних наукових праць демонструє чітку спрямованість сучасної академічної спільноти на розробку неінвазивних та масштабованих рішень у сфері поведінкового аналізу. Переважна більшість досліджень (72%) характеризуються виключно високим рівнем безагентності (рис. 5). Вони спираються на збір мережевої телеметрії (такої як NetFlow, IPFIX або загальні метадані сесій) безпосередньо з активного мережевого обладнання або сенсорів, повністю уникаючи необхідності встановлення та підтримки спеціалізованого програмного забезпечення (агентів) на кінцевих пристроях користувачів. Такий підхід спрощує масштабоване впровадження систем аналітики у великих корпоративних мережах, знижує навантаження на кінцеві вузли та усуває ризики несумісності ПЗ на різнорідних операційних системах (зокрема на BYOD–пристроях та системах IoT).

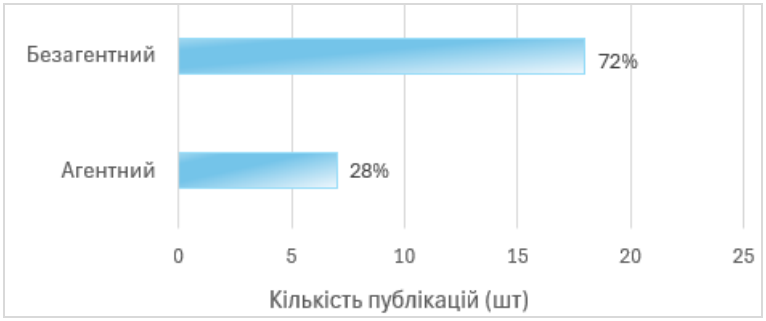


Рисунок 5 – Рівень інтеграції

Водночас дослідження демонструють практично рівний розподіл щодо використання додаткового контексту для збагачення мережевих даних (рис. 6). Майже половина авторів (48%) фокусуються на аналізі «чистих» мережевих характеристик (таких як тривалість сесій, обсяг трафіку чи номери портів) без залучення сторонньої інформації. Проте незначна більшість (52%) успішно інтегрують контекстне збагачення (зокрема логування подій DNS, відображення IP/MAC–адрес, аналіз активності віртуальних машин або системні логи UEBA). Це свідчить про розуміння дослідниками обмеженості чистого NetFlow–аналізу у складних сценаріях кібератак, де для точного розпізнавання легітимного користувача та зниження рівня хибнопозитивних спрацьовувань критично важливо пов’язати фізичну мережеву активність із логічним контекстом дій у системі.

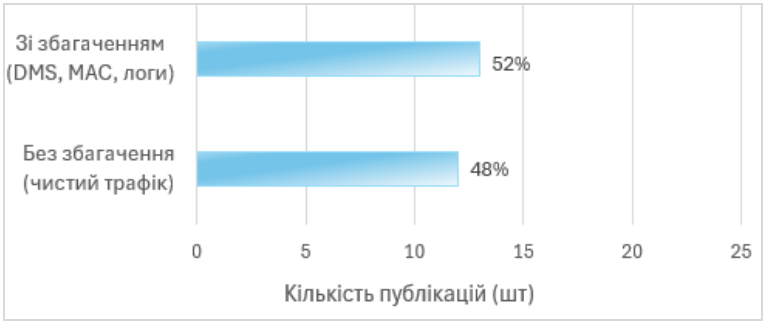


Рисунок 6 – Використання додаткового контексту

Аналіз доказів першого дослідницького питання (RQ1) свідчить про наявність стійкої теоретичної та експериментальної бази для моделювання людського фактору через непрямі ознаки (рис. 7). Автори 48% проаналізованих робіт успішно довели, що поведінка людини у цифровому середовищі матеріалізується у формі стабільних часових ланцюжків (рис. 8) та відповідає патернам комплексів потоків активності, що залежать від конкретного користувача. Людський фактор стає чітко спостережуваним як через агреговані мережеві метадані, так і за допомогою часових профілів користувача, сформованих на основі кількох джерел даних. Лише 4 роботи (16%) показали низьку силу доказів через надмірне спрощення, де індивідуальна поведінка людини фактично прирівнювалася до загальних мережевих аномалій без урахування контексту її ролі чи ідентичності.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

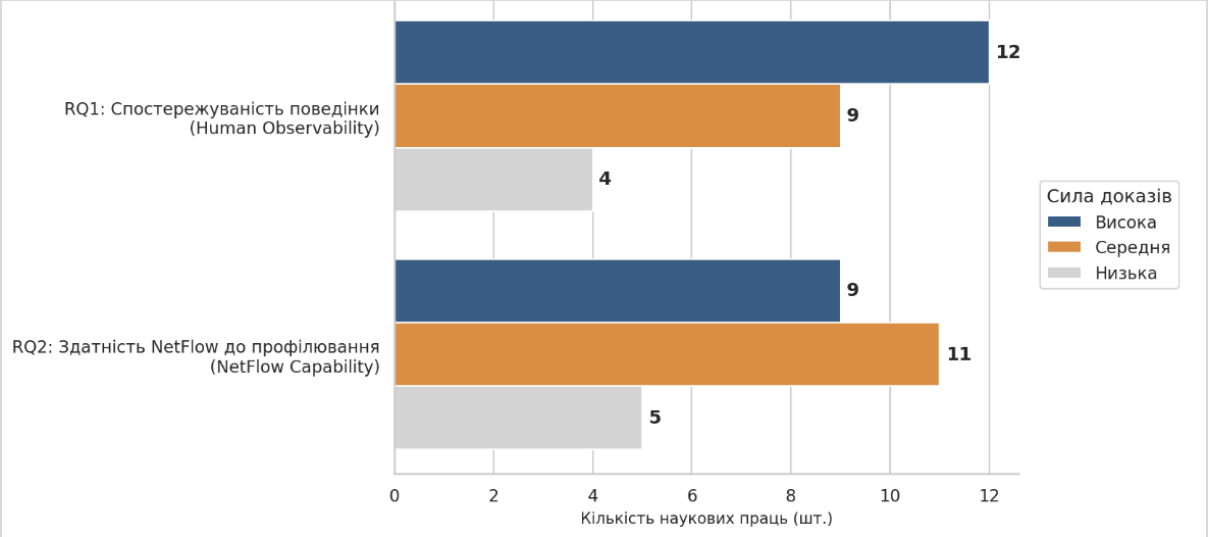


Рисунок 7 – Оцінка сили доказів у мета–аналізі людського фактору проти спроможності NetFlow

З іншого боку, оцінка технологічної спроможності суто безагентних методів на основі NetFlow/IPFIX (RQ2) демонструє більшу стриманість та потребу в додаткових дослідженнях (рис.7). Лише 9 робіт (36%) надали високу силу доказів на користь самодостатності NetFlow для точного профілювання. Більшість досліджень – 11 робіт (44%) з середньою силою та 5 робіт (20%) з низькою – вказують на суттєві обмеження автономного моніторингу потоків.



Рисунок 8 – Прояви дій користувача в цифровому середовищі

5. Обговорення результатів дослідження

Аналіз відібраних наукових джерел засвідчив, що дослідження у сфері поведінкової аналітики користувачів інформаційних систем можна умовно поділити на кілька основних напрямів. Перший напрям пов’язаний із використанням агентних рішень, які встановлюються на кінцевих пристроях і дають змогу збирати детальну інформацію про дії користувача, однак супроводжуються підвищеним навантаженням на систему, ризиками порушення конфіденційності та обмеженнями щодо масштабування.

Другий напрям охоплює застосування мережевої телеметрії, зокрема NetFlow та IPFIX, для аналізу трафіку без втручання в роботу кінцевих станцій. У межах цього підходу дослідники використовують статистичні характеристики потоків даних, такі як джерело і призначення з’єднання, протоколи, обсяг переданої інформації та кількість пакетів, що дозволяє виявляти типові моделі активності користувачів і визначати відхилення від них.

Третій напрям пов’язаний із UEBA/UBA–рішеннями, у яких поведінка користувачів і пристроїв аналізується за допомогою методів машинного навчання та статистич-

ного моделювання. Такі підходи орієнтовані на формування профілів нормальної активності та подальше виявлення аномалій, зокрема внутрішніх загроз, нетипової мережевої активності або ознак компрометації облікових записів.

На рис. 9 представлено класифікацію підходів до аналізу цифрової активності за двома вимірами: локалізацією обробки даних і динамічністю досліджуваних процесів. Горизонтальна вісь відображає перехід від локальних методів, що реалізуються безпосередньо на кінцевому пристрої, до мережевих підходів, які використовують розподілену інфраструктуру або телеметричні дані. Вертикальна вісь характеризує зміну від статичного аналізу, заснованого на заздалегідь сформованих профілях, до динамічного опрацювання потоків даних у режимі, наближеному до реального часу.



Рисунок 9 – Матриця підходів до аналізу цифрової активності за рівнем динамічності та локалізації

Разом із тим аналіз літератури показав, що існує наукова прогалина, пов’язана з недостатнім опрацюванням саме безагентних підходів до профілювання користувачів на основі мережевого трафіку. Більшість наявних рішень або потребує інсталяції додаткового програмного забезпечення на кінцевих пристроях, або не забезпечує достатнього рівня деталізації для побудови поведінкових шаблонів. Це зумовлює актуальність подальших досліджень, спрямованих на поєднання мережевої телеметрії з контекстною інформацією про користувача для підвищення точності виявлення аномальної поведінки.

Підсумовуючи вищезазначене, відповідь на питання, поставлені на початку досліджень, можна сформулювати наступним чином:

✓ **Відповідь на RQ1**: людський фактор може бути інтерпретований із технічних логів як статистично стійка та контекстно зумовлена структура непрямих цифрових слідів. Найсильніші докази у розширеному корпусі стосуються user identity, application

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

interactions і temporal usage profiles. Прямий перехід від цих слідів до наміру або конкретної бізнес–дії користувача залишається недоведеним.

✓ **Відповідь на RQ2**: NetFlow є ефективним і масштабованим безагентним джерелом для нижніх і середніх рівнів поведінкової аналітики – network behaviour, application recognition, user identification та часткового longitudinal user profiling. Однак наявний корпус не доводить, що NetFlow–only є достатнім для реконструкції конкретної робочої або бізнес–дії. Для переходу до higher–level semantics найпереконливіші роботи вже фактично використовують enrichment.

Висновки. Розроблено діаграму еволюції технологій кіберзахисту, яка унаочнює закономірний інженерний перехід індустрії від реактивного периметрово–сигнатурного контролю відомих загроз на локальних хостах та інфраструктурного аналізу телеметрії (NTA, NDR, EDR) до проактивної контекстно–поведінкової оркестрації на базі платформ UEBA та SOAR.

Проведено огляд літератури за період з 2010 по 2025 роки за методологією Kitchenham та Charters щодо потенціалу застосування мережевої телеметрії (NetFlow/IPFIX) для аналізу поведінки користувачів інформаційних систем без втручання в роботу кінцевих пристроїв та порушення їхньої приватності. Наукова репрезентативність та аналітична статистика відібраного масиву публікацій підтверджує високу якість фільтрації матеріалу.

Показано, що агентні підходи забезпечують високий рівень деталізації, однак мають суттєві технічні та організаційні обмеження, пов’язані з навантаженням на кінцеві пристрої, вимогами до ресурсів і ризиками порушення приватності. Натомість використання NetFlow та інших потокових мережевих даних дає змогу реалізувати безагентний підхід до моніторингу, який є менш інвазивним і більш придатним для масштабного застосування в корпоративних мережах.

Результати аналізу виявили фундаментальну технологічну прогалину між двома ключовими дослідницькими питаннями (RQ1 та RQ2). З одного боку, 48% робіт з високою силою доказів підтверджують, що індивідуальні особливості дій людини стабільно та унікально відбиваються в цифрових слідах мережевого трафіку. З іншого боку, лише 36% робіт надають високі докази того, що «чистих» потокових даних NetFlow/IPFIX достатньо для точного профілювання користувачів, що свідчить про те, що комбінований підхід суттєво підвищує точність ідентифікації аномалій і знижує рівень хибнопозитивних спрацьовувань.

Отримані результати обґрунтовують доцільність подальшого розвитку безагентних технологій безпеки. Майбутні дослідження мають концентруватися не на накопиченні сирих мережевих логів, а на вдосконаленні алгоритмів контекстного збагачення NetFlow–даних, глибшій інтеграції з логами аутентифікації в межах систем UEBA/SIEM та побудові адаптивних математичних моделей машинного навчання для виявлення складних внутрішніх загроз у реальному часі.

ЛІТЕРАТУРА / REFERENCES

1. Che cos'è l'analisi del comportamento degli utenti e delle entità (UEBA)? | Microsoft Security. *Microsoft – AI, Cloud, Produktivität, Computing, Gaming und Apps*.
URL: https://www.microsoft.com/it–it/security/business/security–101/what–is–user–entity–behavior–analytics–ueba.

2. Li, B., Springer, J., Bebis, G., & Gunes, M. H. (2013). A survey of network flow applications. *Journal of Network and Computer Applications, 36*(2), 567–581.
https://doi.org/10.1016/j.jnca.2012.12.020.

3. Bakhshandeh A., Eskandari Z. An efficient user identification approach based on Netflow analysis. *2018 15th International ISC (Iranian Society of Cryptology) Conference on Information Security and Cryptology (ISCISC)*, Tehran, 28–29 August 2018. 2018.
URL: https://doi.org/10.1109/iscisc.2018.8546856.

4. Shaman, F., Ghita, B., Clarke, N., & Alruban, A. (2019). User profiling based on application–level using network metadata. *2019 7th International Symposium on Digital Forensics and Security (ISDFS)*, 1–8.
https://doi.org/10.1109/ISDFS.2019.8757503.

5. Clarke N., Li F., Furnell S. A novel privacy preserving user identification approach for network traffic. *Computers & Security*. 2017. Vol. 70. P. 335–350.
URL: https://doi.org/10.1016/j.cose.2017.06.012 (date of access: 24.08.2026).

6. Imbert, C. (2014). *Beyond the cookie: Using network traffic characteristics to enhance confidence in user identity* (GIAC Gold Certification paper). SANS Institute. https://www.giac.org/paper/gcia/9063/cookie–network–traffic–characteristics–enhance–confidence–user–identity/119801.

7. Shaman, F. (2020). *User profiling based on network application traffic monitoring* [Master's thesis, University of Plymouth]. https://doi.org/10.24382/652.

8. Rathore, P., & Kolhe, K. (2025). Implementation of a custom SOAR platform: Architecture, development and evaluation. *International Journal of Environmental Sciences*. https://www.researchgate.net/publication/411330715_Implementation_Of_A_Custom_Soar_Platform_Architecture_Development_And_Evaluation.

9. Hassan, A., Rauf, A., Shafqat, N., Latif, R., & Khan, H. (2025). ZenGuard a machine learning based zero trust framework for context aware threat mitigation using SIEM SOAR and UEBA. *Scientific Reports, 15*, 35871. https://doi.org/10.1038/s41598–025–20998–4.

10. Kitchenham, B., & Charters, S. (2007). Guidelines for performing systematic literature reviews in software engineering (Version 2.3, EBSE Technical Report EBSE–2007–01). Keele University & University of Durham.
https://madeyski.e–informatyka.pl/download/Kitchenham07.pdf.

11. Hofstede, R., Čeleda, P., Trammell, B., Drago, I., Sadre, R., Sperotto, A., & Pras, A. (2014). Flow monitoring explained: From packet capture to data analysis with NetFlow and IPFIX. *IEEE Communications Surveys & Tutorials, 16*(4), 2037–2064.
https://doi.org/10.1109/COMST.2014.2321898.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

12. Fosić, I., Žagar, D., Grgić, K., & Križanović, V. (2023). Anomaly detection in NetFlow network traffic using supervised machine learning algorithms. *Journal of Industrial Information Integration, 33*, Article 100466. https://doi.org/10.1016/j.jii.2023.100466.
13. Alotibi, G., Clarke, N., Li, F., & Furnell, S. (2016). User profiling from network traffic via novel application–level interactions. In *2016 11th International Conference for Internet Technology and Secured Transactions (ICITST)* (pp. 279–285).
IEEE. https://doi.org/10.1109/ICITST.2016.7856712.
14. Alotibi, G., Clarke, N., Li, F., & Furnell, S. (2016). Identifying users by network traffic metadata. *International Journal of Chaotic Computing, 4*(2), 103–112.
https://doi.org/10.20533/ijcc.2046.3359.2016.0013.
15. Sarmadi, S., Li, M., & Chellappan, S. (2017). On the feasibility of profiling Internet users based on volume and time of usage. In *2017 IEEE Latin–American Conference on Communications (LATINCOM)* (pp. 1–6). IEEE. https://cse.usf.edu/~sriramc/17_Latincom_SLC.pdf
16. Zhao, Y., Chen, J., Wu, D., Teng, J., Sharma, N., Sajjanhar, A., & Blumenstein, M. (2019). Network anomaly detection by using a time–decay closed frequent pattern. *Information, 10*(8), 262. https://doi.org/10.3390/info10080262.
17. Martín, A. G., Fernández–Isabel, A., Martín de Diego, I., & Beltrán, M. (2021). A survey for user behavior analysis based on machine learning techniques: Current models and applications. *Applied Intelligence, 51*(8), 6029–6055. https://doi.org/10.1007/s10489–020–02160–x.
18. Prarthana, T. S., & Gangadhar, N. D. (2017). User behaviour anomaly detection in multi-dimensional data. In *2017 IEEE International Conference on Cloud Computing in Emerging Markets (CCEM)* (pp. 3–10). IEEE. https://doi.org/10.1109/CCEM.2017.19.
19. Kholidy, H. A. (2021). Detecting impersonation attacks in cloud computing environments using a centric user profiling approach. *Future Generation Computer Systems, 117*, 299–320. https://doi.org/10.1016/j.future.2020.12.009.
20. Zhang, X., Marwah, M., Lee, I.–T., Arlitt, M., & Goldwasser, D. (2019). ACE: An anomaly contribution explainer for cyber–security applications. In *2019 IEEE International Conference on Big Data (Big Data)* (pp. 1991–2000).
IEEE. https://doi.org/10.1109/BigData47090.2019.9005989.
21. Shashanka, M., Shen, M.–Y., & Wang, J. (2016). User and entity behavior analytics for enterprise security. In *2016 IEEE International Conference on Big Data (Big Data)* (pp. 1867–1874). IEEE. https://doi.org/10.1109/BigData.2016.7840805.
22. Cui, H., Liu, Y., & Wang, X. (2022). Multi–homed abnormal behavior detection algorithm based on fuzzy particle swarm cluster in UEBA.
https://www.nature.com/articles/s41598–022–26142–
w?utm_source=researchgate.net&utm_medium=article/. Scientific Reports, 12, 22349.
DOI 10.1038/s41598–022–26142–w.
23. Vinupaul, A., & Bhattacharjee, S. (2016). User characterization through network flow analysis. In *2016 IEEE International Conference on Advanced Networks and Telecommunications Systems (ANTS)* (pp. 1–6). IEEE. https://ieeexplore.ieee.org/document/7823965.

24. Krishnamurthy, P., Khorrami, F., Schmidt, S., & Wright, K. (2021). Machine learning for NetFlow anomaly detection with human–readable annotations. *IEEE Transactions on Network and Service Management, 18*(2), 1885–1898.
https://ieeexplore.ieee.org/document/9416281.
25. Liu, S. (2022). User and Entity Behavior Analytics Method Based on Adaptive Mixed–Attribute–Data Density Peaks Clustering. *International Journal of Data Science and Analysis 2022; 8(5): 163–168* http://www.sciencepublishinggroup.com/j/ijdsa
doi: 10.11648/j.ijdsa.20220805.17 ISSN: 2575–1883 (Print); ISSN: 2575–1891 (Online)
26. Melnikov, D., & Schönwälder, M. (2010). Cybermetrics: User identification through network flow analysis. In *Proceedings of the 11th International Conference on Passive and Active Network Measurement (PAM 2010)* (pp. 234–243). Springer.
https://doi.org/10.1007/978–3–642–13986–4_24.
27. Perelman, V., Melnikov, D., & Schönwälder, J. (2011). Flow signatures of popular applications. In *2011 IEEE Network Operations and Management Symposium (NOMS)* (pp. 1068–1071). IEEE. https://doi.org/10.1109/INM.2011.5990668.
28. Piskozub, M. (2020). *Network traffic behaviour profiling* [Doctoral dissertation, University of Oxford]. ORA. https://ora.ox.ac.uk/objects/uuid:f40bf0ff–9adb–4d4f–9f87–2bd69eaf6be4.
29. Aquino, J., & Villanueva, R. (2023). Network anomaly detection using NetFlow and network automation. *International Journal of Computer Networks and Communications, 15*(3), 1–14. https://doi.org/10.1109/ISDFS58141.2023.10131880.

Received 01.06.2026.
Accepted 03.08.2026.
Published 30.10.2026

Current state and trends in agentless profiling of user behavior based on network telemetry

The relevance of this research topic stems from the rapid pace of digitalization and the need to detect anomalous or malicious activity in corporate networks without violating user privacy or overloading the IT infrastructure. The problem lies in the significant methodological fragmentation of existing approaches to behavioural analysis, as well as in the strict technical and organizational limitations of traditional agent–based endpoint monitoring tools.

The objective of the study is to systematize and comprehensively analyse the scientific and technical body of work in the field of agentless modelling of digital activity to determine the current state, technological capabilities, and limitations of using network telemetry (in particular, NetFlow/IPFIX) for user profiling and the detection of anomalous behaviour without infringing on user privacy.

The research methods are based on a simplified systematic literature review (SLR) covering the period from 2010 to 2025, in accordance with the methodological recommendations of B. Kitchenham and S. Charters in the field of computer engineering. Following a step–by–step screening procedure and expert evaluation, a representative pool of 25 key works was selected from the initially identified 121 publications for quantitative and qualitative meta–analysis.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Results and Key Findings. An original diagram of the evolution of cybersecurity technologies was developed, demonstrating a logical engineering transition from reactive, signature–based detection of known threats on hosts to proactive, context– and behaviour–based orchestration based on integrated UEBA and SOAR platforms. It has been demonstrated that the use of NetFlow/IPFIX provides non–invasive, agentless monitoring suitable for large–scale deployment in heterogeneous corporate networks. At the same time, the analysis revealed a technological gap between the high observability of the human factor in network traces (confirmed with high evidential strength in 48% of the studies) and the low capability of purely autonomous NetFlow stream data to accurately identify users (only 36% of the studies with high evidential strength). The study substantiates the critical need to transition to combined solutions based on contextual enrichment of NetFlow data with authentication logs, DNS queries, and system logs within UEBA/SIEM platforms using adaptive machine learning.

Keywords: cybersecurity, NetFlow, IPFIX, user behaviour, user identity, UEBA, behavioural quantification.

Супрун Олександр Вікторович – аспірант кафедри електронних обчислювальних машин Дніпровського національного університету імені Олеся Гончара.
ORCID: https://orcid.org/0009–0000–0265–5834.
Карпенко Надія Валеріївна – кандидат фізико–математичних наук, доцент, доцент кафедри електронних обчислювальних машин Дніпровського національного університету імені Олеся Гончара.
ORCID: https://orcid.org/0000–0003–4700–6357.

Suprun Oleksandr – postgraduate student at the department of electronic computing machines, Oles Honchar Dnipro national university.
ORCID: https://orcid.org/0009–0000–0265–5834.
Karpenko Nadiia – Ph.D. in physics and mathematics, associate professor, ass. professor in the department of electronic computing machines Oles Honchar Dnipro national university.
ORCID: https://orcid.org/0000–0003–4700–6357.

DOI 10.34185/1562–9945–5–166–2026–04
UDC 681.5:004.89:004.942:622.24

O.D. Klymenko, S.M. Vovk

HYBRID NEURAL NETWORK MODEL FOR PROBABILITY DISTRIBUTION IDENTIFICATION IN THE ASSESSMENT OF THE STATE OF NATURAL AND TECHNICAL OBJECTS

Abstract. The aim of this study is to develop a hybrid neural network model for the automatic identification of the probability distribution through the combined use of the empirical distribution function and statistical characteristics of the sample. The research methodology integrates approaches from probability theory, mathematical statistics, deep learning, and computer simulation. The proposed architecture combines a one–dimensional convolutional neural network (1D CNN) for analyzing the shape of the empirical distribution with a multilayer perceptron (MLP) for processing a vector of 12 robust statistical features. A dataset of 60,000 synthetic samples with sizes ranging from 20 to 1000 observations was generated for model training and testing. The experimental results demonstrated a classification accuracy of 97.8% on an independent test set containing 18,000 samples, outperforming standalone CNN and MLP models as well as conventional statistical goodness–of–fit tests. The obtained results confirm the effectiveness of the proposed hybrid neural network approach for the automatic identification the probability distributions under conditions of limited data availability.
Keywords: hybrid neural network; probability distribution identification; empirical distribution function; statistical features; deep learning; mathematical statistics.

Introduction. Classical methods used for identification or recognition of probability distributions are one of the rather problematic issues in applied statistics tasks. For example, in decision support systems, in information systems, in data analysis in automated systems, in forecasting and modulation of complex processes, etc.

The reliability of statistical conclusions, as well as the adequacy of mathematical models and the efficiency and accuracy of algorithms in data analysis, directly affect the reliability of statistical conclusions, as well as the adequacy of mathematical models and the efficiency and accuracy of algorithms in data analysis. Based on this, it can be determined that the accuracy of probability distribution identification provides the opportunity for the correct selection of statistical methods for data analysis, and this in turn provides the opportunity to build reliable models and make informed decisions.

Classical approaches of applied statistics, including Kolmogorov–Smirnov, Anderson–Darling and Shapiro–Wilk tests, demonstrate low statistical power when applied, especially in conditions of small and medium sample sizes ($n < 50$), especially when statistical distributions have a similar shape (normal, logistic and Student distribution). Existing machine learn-

© Klymenko O.D., Vovk S.M., 2026
Copyright for this paper by its authors. Use permitted under License CC BY 4.0.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

ing methods rely on only one type of data representation (measurement samples), or rely on geometric characteristics of measurement samples, or sets of statistical features of measurement samples.

All this limits the ability to automatically identify distribution laws in conditions when the measurement sample has noise or in conditions when there is a measurement limitation (sample length). Therefore, the development of automatic identification of distribution laws is relevant for many fields of knowledge (rocket and space, information technology, computer–integrated technologies, radio electronics, etc.).

Problem Statement. Conventionally, the problem of determining whether a sample follows a particular probability distribution is addressed using goodness–of–fit tests, including the Kolmogorov–Smirnov (KS) test, the Anderson–Darling test, the Shapiro–Wilk test (for normality), and the Pearson chi–square test [1, 2]. These methods evaluate candidate distributions individually by estimating their parameters and calculating the corresponding *p*–values.

Despite their widespread application, these approaches exhibit several important limitations:

- reduced statistical power for small sample sizes ($n < 50$), making it difficult to distinguish between distributions with similar shapes, such as the normal and logistic distributions or Student's *t*–distributions with different degrees of freedom;
- sensitivity to outliers and the need for preliminary data preprocessing;
- increased computational cost when numerous alternative hypotheses must be tested sequentially;
- inability to provide a unified probabilistic assessment of all candidate distributions within a single inference procedure.

Furthermore, probability distributions with similar characteristics, such as the normal, Student's *t*, and logistic distributions, often exhibit highly similar empirical distribution functions, making reliable visual and statistical discrimination challenging. These factors substantially limit the applicability of conventional statistical techniques in automated data analysis.

Recent advances in deep learning provide new opportunities for addressing this problem. In particular, one–dimensional convolutional neural networks (1D CNNs) are capable of automatically extracting structural features from empirical distribution functions, whereas multilayer perceptrons (MLPs) effectively process statistical descriptors of data. Combining these complementary sources of information enables the construction of hybrid multimodal models that integrate distribution shape analysis with robust statistical characteristics, resulting in improved classification accuracy, better generalization, and enhanced robustness under limited–data conditions.

Therefore, an important scientific challenge is the development of a hybrid multimodal neural network architecture (1D CNN + MLP) for the automatic identification of probability distributions that provides higher recognition accuracy, improved generalization capability, and seamless integration into modern intelligent data analysis and decision–support systems.

The purpose and methods of the research. The objective of this study is to improve the accuracy and robustness of automatic identification of parametric probability distributions under conditions of limited sample sizes by developing a hybrid neural network model that

combines the analysis of the empirical distribution function with the statistical characteristics of the data.

To achieve this objective, the following tasks are addressed:

- to develop a hybrid neural network architecture integrating a one–dimensional convolutional branch (1D CNN) for processing the empirical distribution function and a multilayer perceptron (MLP) for analyzing a vector of 12 robust statistical features;
- to investigate the contribution of each component (1D CNN and MLP) to the overall classification performance;
- to perform a comparative evaluation of the proposed approach against conventional goodness–of–fit tests (Kolmogorov–Smirnov and Anderson–Darling) as well as state–of–the–art machine learning methods;
- to analyze the dependence of classification accuracy on sample size, with particular emphasis on small samples ($n \leq 50$), and to assess the robustness of the proposed model under data–scarce conditions;
- to evaluate the computational efficiency of the proposed model and investigate its suitability for real–time applications and integration into intelligent information systems.

Analysis of Recent Research and Publications. An analysis of recent research demonstrates considerable interest in statistical data analysis, pattern identification, and the application of intelligent methods for automating these tasks. Conventional approaches, particularly statistical goodness–of–fit tests such as the Kolmogorov–Smirnov and Anderson–Darling tests, are widely used for distribution analysis and the detection of hidden patterns in data. However, their effectiveness decreases when applied to small sample sizes or structurally complex datasets [1]. In particular, the study by K. Tryfonova demonstrated the application of the Kolmogorov–Smirnov test to hidden information detection, confirming its practical utility while also emphasizing its limited sensitivity under certain conditions.

Recent advances in information systems have been driven by the widespread use of neural networks. Neural networks have demonstrated a remarkable ability to capture complex nonlinear relationships in large datasets and are extensively employed in forecasting, optimization, and classification problems [2]. In scheduling and optimization tasks, neural network models are used both independently and in combination with evolutionary algorithms, resulting in improved solution quality and adaptability to changing conditions. Nevertheless, their practical application remains constrained by their dependence on training data, the complexity of hyperparameter tuning, and limited model interpretability. Now, the hybrid neural network approaches that combine multiple architectures or incorporate statistical information into deep learning models have attracted increasing attention. Studies [3, 9] have shown that integrating convolutional, recurrent, and attention–based mechanisms improves model prediction accuracy and adaptability under complex dynamic conditions. Such hybrid architectures have been successfully applied to financial risk analysis, time–series forecasting, and cybersecurity, achieving 9–13% higher accuracy than individual neural network architectures [3]. The effectiveness of hybrid models has also been demonstrated in the analysis of critical infrastructures and cybersecurity applications. In [4], a multimodal framework for attack detection in

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

SCADA/ICS systems was proposed, combining multiple signal representations to improve robustness against incomplete and noisy data. Similarly, studies on IoT networks have shown that combining machine learning and deep learning techniques (CNN, RNN, and GAN) enables effective anomaly detection and enhances cybersecurity performance [5]. Another important research direction focuses on integrating deep learning models with statistical characteristics of data. Abbasimehr et al. [6] demonstrated that incorporating statistical features into neural network architectures significantly improves prediction accuracy and robustness to noise. These findings support the effectiveness of multimodal approaches that exploit complementary sources of information. Furthermore, convolutional neural networks (CNNs) have been widely employed for extracting structural patterns from data and time series, as demonstrated in [7]. Advanced architectures such as InceptionTime have shown high performance in classification and forecasting tasks. Moreover, combining CNNs with recurrent neural networks (LSTM and GRU) enables the simultaneous modeling of local and long–term dependencies, making these architectures highly effective in applications such as energy systems, finance, and the oil and gas industry [8].

However, most existing studies are limited to a relatively small set of probability distributions, typically focusing on normal distribution, and rely on a single type of input representation, either the distribution shape or statistical descriptors. This limitation reduces their generalization capability and robustness when distinguishing between statistically similar probability distributions. The analysis of the reviewed literature leads to the following conclusions:

- conventional statistical methods remain essential tools for probability distribution analysis but exhibit significant limitations under modern data processing conditions;
- neural network–based approaches provide high classification accuracy but require further improvements in robustness and generalization capability;
- hybrid models that combine different neural network architectures with multiple types of input features represent the most promising direction for future research;
- integration of statistical characteristics with structural analysis of empirical distributions can substantially enhance the performance of intelligent data analysis systems.

Presentation of the main research material. The proposed hybrid model is designed to overcome the limitations of conventional statistical approaches by integrating deep learning techniques with statistical data analysis. The use of convolutional neural networks enables the automatic extraction of structural features from the shape of the empirical distribution function, while the incorporation of robust statistical descriptors captures sample characteristics that are invariant to scaling and translation. By combining these complementary sources of information, the proposed architecture generates a unified hybrid representation of the input data, thereby improving classification accuracy, enhancing robustness under limited sample sizes, and increasing the capability to discriminate between probability distributions with similar shapes. The architecture of the proposed model is illustrated in Fig. 1.

To train, validate, and evaluate the proposed model, exclusively synthetic datasets were employed [10–13]. This approach enables complete control over the true underlying probability distribution and its parameters while eliminating the subjectivity associated with manual

class labeling. The datasets were generated from six parametric distribution families, as summarized in Table 1.

Table 1

Parameters Used for Synthetic Data Generation

Class	Distribution	Parameters
0	Normal	$\mu \in [-100, 100]$, $\sigma \in [0.1, 5.0]$
1	Student's t	$\nu \in \{1,2,3,\ldots,10\}$ (discrete choice)
2	Logistic	$\mu \in [-100, 100]$, $s \in [0.1, 5.0]$
3	Binomial	$n \in [10, 100]$ (integer), $p \in [0.1,0.9]$
4	Exponential	$\lambda \in [0.1, 10.0]$
5	Uniform	$a \in [-100,100]$, $b \in [1,100]$

For each probability distribution, the parameters were randomly sampled from uniform distributions within the specified ranges, ensuring substantial variability in distribution shapes within each class. The sample size (n) was also selected randomly from the interval [20, 1000], simulating realistic scenarios involving limited amounts of measurement data. A total of 13,000 samples were generated for each distribution class, of which 10,000 were used for model training and 3,000 for testing.

To provide the input for the convolutional branch of the network, each sample of arbitrary size n is transformed into a fixed–length representation of L=500 through the following preprocessing steps:

1. Sorting the sample values:

$$x_1 \leq x_2 \leq \cdots \leq x_n. \tag{1}$$

2. Z–score normalization:

$$z_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s}, \tag{2}$$

where

$$\bar{x} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i, \tag{3}$$

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}. \tag{4}$$

3. Linear interpolation to obtain a sequence of fixed length (L = 500). Let $t \in [0,1]$ denote the normalized position index. The interpolated value at position t is computed as

$$f(t) = z_k + \frac{t - t_k}{t_{k+1} - t_k}(z_{k+1} - z_k), \tag{5}$$

where

$$t_k = \frac{k-1}{n-1}, k = \lfloor t(n-1) \rfloor + 1. \tag{6}$$

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

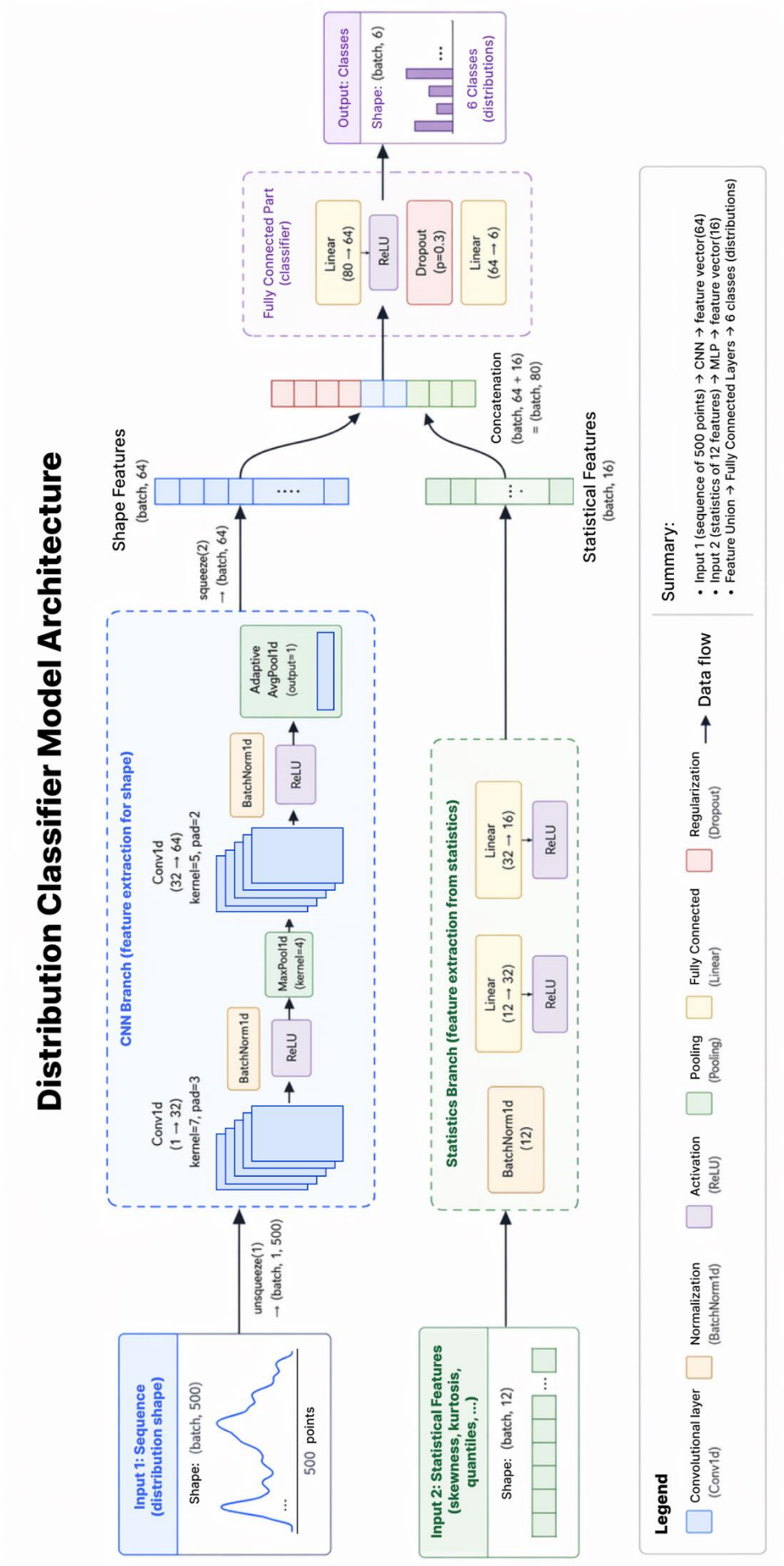


Figure 1 – Architecture of the proposed hybrid Distribution Classifier. The model integrates a one–dimensional convolutional neural network (1D CNN) for extracting structural features from the empirical distribution function with a multilayer perceptron (MLP) for processing a vector of robust statistical features.

The sorting and normalization procedures ensure invariance with respect to translation and scaling of the original data, whereas the resampling step enables samples of different lengths to be processed within a unified CNN architecture.

Simultaneously with the preparation of the input sequence for the convolutional branch, a feature vector s consisting of 12 statistical descriptors is computed. These nonparametric features characterize the shape of the underlying probability distribution and serve as input to the multilayer perceptron (MLP). The selected features were chosen based on their robustness, discriminative capability, and statistical informativeness, enabling reliable characterization of distribution properties even under limited sample sizes and noisy conditions. The complete set of statistical features is presented in Table 2, where IRQ=Q_3–Q_1 is the interquartile range and where Q_1 is the first quartile, Q_3 is the third quartile, Q_{99} is the 99th percentile.

Table 2

Statistical Features Used for the MLP Branch and Their Rationale

No.	Feature	Formula	Rationale
1	Skewness	$\text{Skewness} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(\frac{x_i - \bar{x}}{s})^3$	Characterizes the degree of asymmetry of the probability distribution.
2	Log–transformed kurtosis	$\tilde{k} = sign(k)\ln(1 + \lvert K\rvert)$	Characterizes tail heaviness and peakedness of the distribution while reducing the influence of extreme kurtosis values.
3	Median–to–mean ratio	$R_{med/mean} = \frac{median(x)}{\bar{x}}$	Reflects distribution asymmetry and the sensitivity of the sample mean to outliers.
4	Tail weight	$\text{T} = \frac{Q_{95} - Q_5}{IQR}$	Characterizes the heaviness of the distribution tails.
5	Quantile peakedness index	$P = \frac{IQR}{Q_{90} - Q_{10}}$	Characterizes the peakedness of the probability distribution.
6	Logarithm of sample size	$L_n = \log_{10}(n)$	Represents the sample size on a logarithmic

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

No.	Feature	Formula	Rationale
			scale.
7	Normalized first quartile (Q1)	$\frac{Q_1}{s}$	Characterizes the position of the first quartile relative to the scale of variation.
8	Normalized 5th percentile	$\frac{Q_5}{s}$	Characterizes the position of the 5th percentile relative to the scale of variation.
9	Normalized median (Q50)	$\frac{Q_{50}}{s}$	Characterizes the central tendency of the distribution in normalized form.
10	Normalized 95th percentile	$\frac{Q_{95}}{s}$	Characterizes the position of the 95th percentile relative to the scale of variation.
11	Normalized 99th percentile	$\frac{Q_{99}}{s}$	Characterizes the position of the 99th percentile relative to the scale of variation.
12	Normalized range	$\frac{\max(x) - \min(x)}{s}$	Characterizes the normalized spread (variation width) of the distribution.

The proposed Distribution Classifier model consists of two parallel branches whose outputs are concatenated and passed to the final classifier (Fig. 2). A detailed description of the network layers is provided in Table 3.

The model was trained using the cross–entropy loss function and the Adam optimizer with an initial learning rate of $\eta = 4 \times 10^{-4}$. An adaptive learning rate scheduling strategy (ReduceLROnPlateau) was employed with a reduction factor of 0.5 and patience = 5 epochs. The batch size was set to 64, and the maximum number of training epochs was 300.

The architecture of the proposed model is summarized in Table 3. The CNN branch is designed to analyze the shape of the probability distribution. A one–dimensional input signal of length 500, representing the normalized and sorted sample, is processed by a sequence of one–dimensional convolutional layers that automatically learn local structural patterns, such as slopes, inflection points, plateaus, and other characteristic features of empirical distribution functions corresponding to different probability distributions.

Table 3

Architecture of the proposed Distribution Classifier model

Block	Layer	Output Size	Parameters
CNN branch	Conv1d(1, 32, kernel = 7, padding = 3)	(batch, 32, 500)	256
	BatchNorm1d + ReLU	(batch, 32, 500)	64
	MaxPool1d(4)	(batch, 32, 125)	–
	Conv1d(32, 64, kernel = 5, padding = 2)	(batch, 64, 125)	10,304
	BatchNorm1d + ReLU	(batch, 64, 125)	128
	AdaptiveAvgPool1d(1)	(batch, 64, 1)	–
	Squeeze	(batch, 64)	–
Statistical branch	BatchNorm1d(12)	(batch, 12)	24
	Linear(12 → 32)	(batch, 32)	416
	ReLU	(batch, 32)	–
	Linear(32 → 16)	(batch, 16)	528
	ReLU	(batch, 16)	–
Classifier	Concatenate (CNN, Statistical Features)	(batch, 80)	–
	Linear(80 → 64)	(batch, 64)	5,184
	ReLU	(batch, 64)	–
	Dropout (p = 0.3)	(batch, 64)	–
	Linear(64 → 6)	(batch, 6)	390
Total	Trainable parameters		17,290

The statistical branch processes the numerical features. A vector of 12 statistical features (Table 2) is fed into a fully connected neural network. Unlike the CNN branch, it does not directly analyze the shape of the empirical distribution; instead, it operates on mathematically derived statistical descriptors that, under sufficiently large sample sizes, theoretically provide sufficient information to distinguish between different probability distributions.

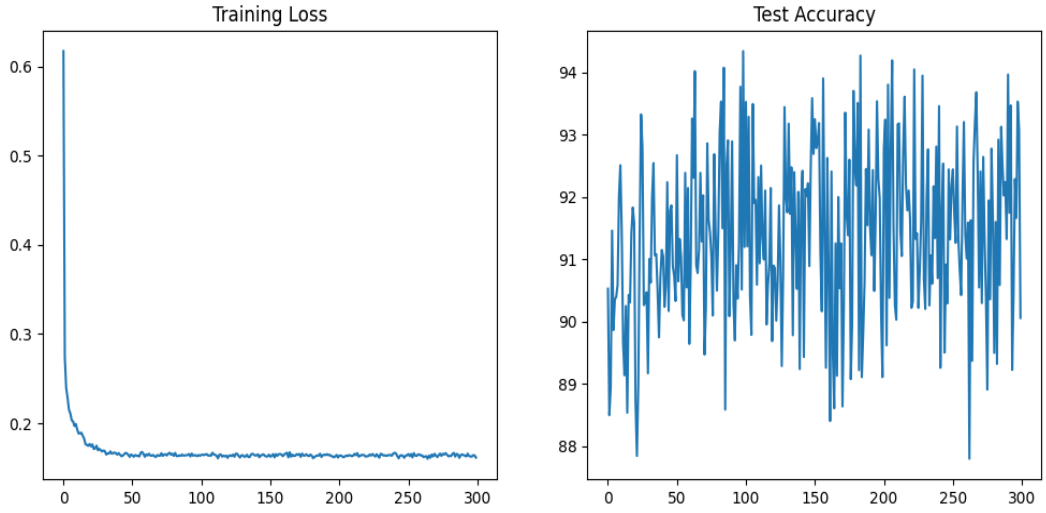
The model is trained by minimizing the multiclass cross–entropy loss function:

$$\mathcal{L} = -\sum_{c=1}^{6} y_c \log \hat{y}_c,$$

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

where $y_c \in \{0,1\}$ denotes the ground–truth class label, and $\hat{y}_c$is the predicted probability of class C.

The complete model contains 17,290 trainable parameters, making it computationally lightweight, easy to train, and suitable for fast inference on standard CPU–based hardware.
Fig. 2 illustrates the convergence behavior of the proposed model by presenting the evolution of the training loss on the training dataset throughout the learning process (the horizontal axis is the learning epoch, the vertical axis is the value of the cross–entropy loss function).



a b

Figure 2 – Evolution of the training loss on the training dataset as a function of the number of training epochs: a – Train Loss , b – Train Accuracy

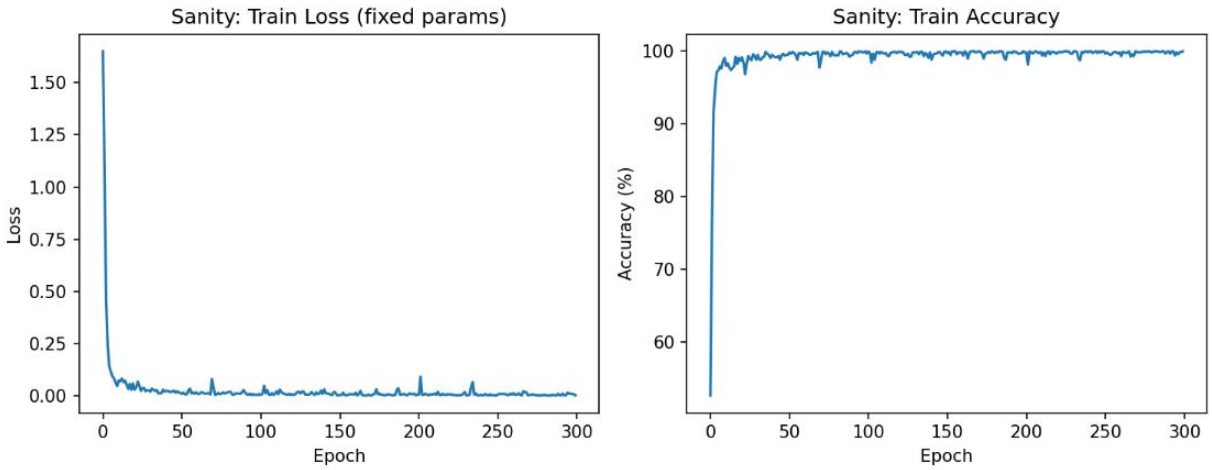
The progressive decrease in the training loss indicates that the proposed model successfully learns the underlying patterns in the training data and improves its approximation capability throughout the optimization process. The corresponding classification accuracy on the test dataset is shown on the right. The simultaneous decrease in the loss function and increase in classification accuracy demonstrate stable convergence of the learning process and confirm the effectiveness of the proposed architecture.

To further verify that the proposed architecture has sufficient representational capacity and can learn correctly, an additional sanity–check experiment was conducted. In this experiment, a simplified training dataset was generated in which the parameters of each of the six probability distributions were fixed. Specifically, the parameters were set as follows: Normal distribution ($\mu = 0$, $\sigma = 1$); Student's t distribution ($df = 3$); Logistic distribution ($\mu = 0$, $s = 1$); Binomial distribution ($n = 50$, $p = 0.5$); Exponential distribution ($\lambda = 1$, equivalent to scale = 1); and Uniform distribution ($a = -5$, $b = 5$). The dataset consisted of 200 samples per class, and the model was trained for 300 epochs without applying regularization.

As shown in Fig.3, under this simplified experimental setting the training loss decreases monotonically toward zero, while the training classification accuracy reaches 100% after approximately 50 epochs.

These results confirm that:

- the proposed model has sufficient representativeness for a small training data set with fixed distribution parameters, which confirms the obtained results (Fig. 2 and Fig. 3);
- the optimization process, including gradient–based learning and the multiclass cross–entropy loss function, operates correctly. Therefore, the non–zero loss and imperfect accuracy observed in the primary experiments rather reflect the high complexity of the target problem, where distribution parameters vary wide and there is a considerable overlap between classes.



a b

Figure 3 – Sanity check demonstrating the overfitting capability of the proposed model using fixed distribution parameters: a – Train Loss , b – Train Accuracy

The results of the sanity check therefore validate the correctness of the proposed implementation and confirm that the limitations observed in the main experiments are determined by the intrinsic difficulty of the probability distribution identification task rather than by insufficient model capacity or training instability.

Conclusions. This study is devoted to the development and experimental verification of a hybrid neural network architecture using for classifying parametric probability distributions. The proposed model demonstrated high generalization capability over a wide range of sample sizes (20–1000 observations). The experimental results showed an overall classification accuracy exceeding 97% for six classes of statistical distributions, confirming the effectiveness of the proposed approach for both limited and medium–sized datasets.

A structural analysis of the proposed architecture enabled a formal assessment of the contribution of its principal components to the overall classification performance. The 1D convolutional neural network (1D CNN) automatically extracts informative features from the shape of the empirical distribution function, capturing local structural patterns that characterize different probability distributions. In parallel, the multilayer perceptron (MLP) processes a vector of twelve robust statistical features, providing complementary quantitative information about the distribution. The experimental evaluation demonstrated that integrating these two components within a unified multimodal architecture yields a statistically significant improvement in classification accuracy compared to using either branch independently.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

The obtained results confirm the effectiveness of combining deep learning techniques with methods of mathematical statistics for automatically identifying probability distributions. The proposed hybrid architecture exhibits increased robustness to variations in sample size and effectively distinguishes statistically similar distribution classes.

A comparative evaluation against conventional goodness–of–fit tests demonstrated the superiority of the proposed approach, particularly for small sample sizes, where classical statistical methods have reduced statistical power. The greatest performance improvement was observed under conditions of limited data size and partial overlapping between the statistical characteristics of different probability distributions.

The analysis of classification performance with respect to sample size confirmed the expected increase in accuracy as the number of observations grows. Nevertheless, even for small datasets, the proposed model provides stable and reliable results owing to the combined analysis of the empirical distribution shape and robust statistical descriptors. These findings indicate the model's robustness to noisy measurements, data variability, and the statistical similarity of different probability distributions.

The proposed architecture has moderate computational complexity and can be employed as an intelligent module for automatic statistical model selection in information–measuring systems, decision support systems, computer–integrated systems, and cyber–physical systems, where rapid identification of the underlying probability distribution is required without expert intervention.

ЛІТЕРАТУРА

1. Трифонова К. Виявлення прихованих даних в зображеннях на основі критерію Колмогорова–Смирнова // Інформаційні управляючі системи і технології (ІУСТ–Одеса–2025) : матеріали конференції. Одеса, 2025. С. 57–59. URL: https://icst–conf.com/2025.pdf (дата звернення: 11.07.2026).

2. Тулизик О., Рудніченко М. Аналіз методів складання розкладу за допомогою генетичних алгоритмів, алгоритму відпалу, ройового інтелекту та нейронних мереж // Інформаційні управляючі системи і технології (ІУСТ–Одеса–2025) : матеріали конференції. Одеса, 2025. С. 204–206. URL: https://icst–conf.com/2025.pdf (дата звернення: 11.07.2026).

3. Шведов Д., Рудніченко М., Петров І. Концепція гібридної моделі глибинного навчання для аналізу фінансових ризиків // Інформаційні управляючі системи і технології (ІУСТ–Одеса–2025) : матеріали конференції. Одеса, 2025. С. 209–211. URL: https://icst–conf.com/2025.pdf (дата звернення: 11.07.2026).

4. Судин А., Сцісло Л., Перекрест А., Онищенко Ю. Гібридна нейромережева модель оцінки ризику таргетованих атак на SCADA/ICS системи // Інформаційні технології та суспільство. 2025. № 4(19). С. 162–169. DOI: https://doi.org/10.32689/maup.it.2025.4.25

5. Іванюк І., Гнатюк Д. Дослідження вразливостей та захисту в IoT–мережах із використанням ШІ // Тези доповідей Чернівецького національного університету. 2025. С. 158–159. URL: https://www.chnu.edu.ua/media/leeld04z/2025–nniftkn_compressed.pdf (дата звернення: 11.07.2026)

6. Abbasimehr H., Paki R., Bahrini A. Improving the performance of deep learning models using statistical features // Mathematical Methods in the Applied Sciences. 2021. Vol. 49, No. 5. P. 3496–3510. DOI: https://doi.org/10.1002/mma.7500
7. Fawaz H. I., Lucas B., Forestier G. та ін. InceptionTime: Finding AlexNet for time series classification // Data Mining and Knowledge Discovery. 2020. Vol. 34. P. 1936–1962.
DOI: https://doi.org/10.1007/s10618–020–00710–y
8. Ванотчак О. Розробка гібридної моделі CNN–LSTM для прогнозування ускладнень у бурінні // Вісник Хмельницького національного університету. 2026. № 363(2). С. 125–134. DOI: https://doi.org/10.31891/2307–5732–2026–363–16
9. Супруні О. М., Огірко О. І., Кримська А. О. Розроблення гібридних нейромережевих моделей для прогнозування // Вісник Херсонського національного технічного університету. 2025. № 1(92), ч. 2. С. 222–230.
DOI: https://doi.org/10.35546/kntu2078–4481.2025.1.2.30
10. Klymenko O., Vovk S. Comparative analysis of the normality of statistical criteria for samples of contaminated data // Journal of Rocket–Space Technology. 2025. Vol. 34, No. 4. P. 97–104. DOI: https://doi.org/10.34185/1562–9945–5–160–2025–03
11. Klymenko O. Sensitivity analysis of statistical criteria to pseudorandom variable generation parameters // Journal of Rocket–Space Technology. 2025. Vol. 34, No. 2. P. 122–130.
DOI: https://doi.org/10.15421/452521
12. Klymenko O., Malaichuk V. Methods of assessing the conformity of a pseudo–random sequence to a random distribution in the problems of automation, cybersecurity, computer–integrated technologies and non–destructive testing // Інформаційні технології в металургії та машинобудуванні : матеріали Міжнародної науково–технічної конференції. 2024. С. 327–334. DOI: https://doi.org/10.34185/1991–7848.itmm.2024.01.062
13. Клименко О., Астахов Д., Клименко С. Теоретичні дослідження вимірювань за допомогою функцій розподілу ймовірностей // Journal of Rocket–Space Technology. 2021. Vol. 28, No. 4. P. 152–158. DOI: https://doi.org/10.15421/452020
14. Моцний Ф. В. Статистичні розподіли хі–квадрат, Стьюдента, Фішера–Снедекора та їх застосування // Статистика України. 2018. № 1(80). С. 16–23.
DOI: https://doi.org/10.31767/su.1(80).2018.01.02

REFERENCES

1. Tryfonova, K. (2025). Detection of hidden data in images based on the Kolmogorov–Smirnov criterion. In Information Control Systems and Technologies (ICST–Odesa–2025) (pp. 57–59). Odesa, Ukraine. Available at: https://icst–conf.com/2025.pdf
2. Tulyzyk, O., & Rudnichenko, M. (2025). Analysis of scheduling methods using genetic algorithms, simulated annealing, swarm intelligence, and neural networks. In Information Control Systems and Technologies (ICST–Odesa–2025) (pp. 204–206). Odesa, Ukraine. Available at: https://icst–conf.com/2025.pdf
3. Shvedov, D., Rudnichenko, M., & Petrov, I. (2025). Concept of a hybrid deep learning model for financial risk analysis. In Information Control Systems and Technologies

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

(ICST–Odesa–2025) (pp. 209–211). Odesa, Ukraine. Available at: https://icst–conf.com/2025.pdf
4. Sudyn, A., Stsislo, L., Perekrest, A., & Onyshchenko, Y. (2025). Hybrid neural network model for targeted attack risk assessment in SCADA/ICS systems. Information Technologies and Society, 4(19), 162–169. https://doi.org/10.32689/maup.it.2025.4.25
5. Ivaniuk, I., & Hnatiuk, D. (2025). Study of vulnerabilities and protection in IoT networks using artificial intelligence. In Proceedings of Chernivtsi National University (pp. 158–159). Available at: https://www.chnu.edu.ua/media/leeld04z/2025–nniftkn_compressed.pdf
6. Abbasimehr, H., Paki, R., & Bahrini, A. (2021). Improving the performance of deep learning models using statistical features. Mathematical Methods in the Applied Sciences, 49(5), 3496–3510. https://doi.org/10.1002/mma.7500
7. Fawaz, H. I., Lucas, B., Forestier, G., Pelletier, C., Schmidt, D. F., Weber, J., Webb, G. I., Idoumghar, L., Muller, P.–A., & Petitjean, F. (2020). InceptionTime: Finding AlexNet for time series classification. Data Mining and Knowledge Discovery, 34, 1936–1962. https://doi.org/10.1007/s10618–020–00710–y
8. Vanotchak, O. (2026). Development of a hybrid CNN–LSTM model for drilling complication prediction. Herald of Khmelnytskyi National University, 363(2), 125–134. https://doi.org/10.31891/2307–5732–2026–363–16
9. Supruni, O. M., Ohirko, O. I., & Krymska, A. O. (2025). Development of hybrid neural network models for forecasting. Bulletin of Kherson National Technical University, 1(92), Part 2, 222–230. https://doi.org/10.35546/kntu2078–4481.2025.1.2.30
10. Klymenko, O., & Vovk, S. (2025). Comparative analysis of the normality of statistical criteria for samples of contaminated data. Journal of Rocket–Space Technology, 34(4), 97–104. https://doi.org/10.34185/1562–9945–5–160–2025–03
11. Klymenko, O. (2025). Sensitivity analysis of statistical criteria to pseudorandom variable generation parameters. Journal of Rocket–Space Technology, 34(2), 122–130. https://doi.org/10.15421/452521
12. Klymenko, O., & Malaichuk, V. (2024). Methods of assessing the conformity of a pseudorandom sequence to a random distribution in the problems of automation, cybersecurity, computer–integrated technologies and non–destructive testing. In Proceedings of the International Scientific and Technical Conference "Information Technologies in Metallurgy and Mechanical Engineering" (pp. 327–334). https://doi.org/10.34185/1991–7848.itmm.2024.01.062
13. Klymenko, O., Astakhov, D., & Klymenko, S. (2021). Theoretical studies of measurements using probability distribution functions. Journal of Rocket–Space Technology, 28(4), 152–158. https://doi.org/10.15421/452020
14. Motsnyi, F. V. (2018). Chi–square, Student's t, and Fisher–Snedecor statistical distributions and their applications. Statistics of Ukraine, 80(1), 16–23. https://doi.org/10.31767/su.1(80).2018.01.02

Received 04.06.2026.
Accepted 06.08.2026.
Published 30.10.2026

Гібридна нейромережева модель ідентифікації ймовірнісних розподілів у задачах оцінки стану природних і технічних об'єктів

Анотація. У статті запропоновано методику автоматизованого визначення типу закону розподілу на основі гібридної нейромережевої архітектури, яка поєднує оброблення кількох інформаційних представлень даних. Гібридна нейромережева модель ідентифікації ймовірнісних розподілів у задачах оцінки стану природних і технічних об'єктів складається з двох модулів. Перший модуль архітектури реалізовано у вигляді одновимірної згорткової нейронної мережі, що здійснює аналіз емпіричної функції розподілу та форми вибірки. Другий модуль базується на багатошаровому перцептроні, який обробляє вектор із 12 робастних статистичних параметрів, включаючи моментні оцінки, коефіцієнти асиметрії та ексцесу, а також характеристики розсіювання. Інтеграція результатів цих двох модулів у єдиній архітектурі дозволяє підвищити точність класифікації та забезпечити стійкість до малих вибірок, шумів і часткового перекриття характеристик різних розподілів. Методика реалізована на основі поєднання методів теорії ймовірностей, математичної статистики, глибокого навчання та комп'ютерного моделювання. Для навчання та тестування моделі сформовано набір із 60 000 синтетичних вибірок обсягом від 20 до 1000 елементів із випадковими параметрами. Модель забезпечує класифікацію шести поширених параметричних розподілів: нормального, логістичного, Стьюдента, біноміального, експоненційного та рівномірного. Наукова новизна роботи полягає у розробленні гібридного підходу до автоматичної ідентифікації законів розподілу, що базується на одночасному використанні емпіричної функції розподілу та статистичних параметрів у межах єдиної нейромережевої архітектури. Запропонований підхід забезпечує підвищену точність класифікації для малих вибірок та складних випадків близькості розподілів, що відрізняє його від відомих методів. Практична значущість роботи полягає у створенні програмної моделі, придатної для інтеграції в системи аналізу даних, інтелектуальні інформаційні системи, системи підтримки прийняття рішень, а також у задачі автоматизації статистичного аналізу в комп'ютерно–інтегрованих і кіберфізичних системах. Запропоноване рішення дозволяє автоматизувати вибір статистичної моделі без залучення експерта. Експериментальні результати підтверджують ефективність запропонованого підходу: досягнуто точності класифікації 97,8% на тестовому наборі з 18 000 вибірок, що перевищує результати окремих моделей CNN та MLP, а також класичних статистичних критеріїв. Для малих вибірок (n = 20) точність становить 59,6%, що суттєво перевищує показники критерію Колмогорова–Смирнова (36,4%). Отримані результати підтверджують доцільність гібридного використання нейромережевих підходів для задач автоматичного визначення типів статистичних розподілів в умовах обмеженого обсягу даних.

Ключові слова: гібридна нейронна мережа; ідентифікація ймовірнісних розподілів; емпірична функція розподілу; статистичні ознаки; глибоке навчання; математична статистика.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Клименко Олексій Денисович – здобувач третього (освітньо–наукового) рівня вищої освіти кафедри кібербезпеки і комп'ютерно–інтегрованих технологій фізико–технічного факультету Дніпровського національного університету імені Олеся Гончара.
ORCID https://orcid.org/0009–0009–5164–1688
Вовк Сергій Михайлович – канд. фіз.–мат. наук, доцент, Дніпровський національний університет імені Олеся Гончара.
ORCID https://orcid.org/0000–0002–8116–3500.

Klymenko Oleksii Denysovych – postgraduate at the department of cybersecurity and computer–integrated technologies, faculty of physics and technology, Oles Honchar Dnipro national university.
ORCID https://orcid.org/0009–0009–5164–1688
Vovk Sergiy Mykhailovych – PhD in Physics and Mathematics, Associate Professor, Oles Honchar Dnipro National University.
ORCID https://orcid.org/0000–0002–8116–3500.

DOI 10.34185/1562–9945–5–166–2026–05
УДК 004.415.3:681.6

В.В. Єрмаков, Б.І. Мороз

МОДЕЛЮВАННЯ ТА ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНА ОЦІНКА ПРІОРИТЕТНОЇ ОБРОБКИ ПОВІДОМЛЕНЬ В OLAP–СИСТЕМАХ ЗА УМОВ ПІКОВИХ НАВАНТАЖЕНЬ

Анотація. Запропоновано модель пріоритетної обробки повідомлень в OLAP–системах за пікових навантажень. Метод поєднує цінність, терміновість і вартість обробки та зменшує втрати від запізнення.

Єрмаков В. В., Мороз Б. І. Моделювання та експериментальна оцінка пріоритетної обробки повідомлень в OLAP–системах за умов пікових навантажень. У статті розглянуто задачу експериментальної перевірки керованої дисципліни обробки повідомлень в OLAP–системах, для яких критичними є цінність інформації, її старіння та обмеженість ресурсів аналітичного конвеєра. Аналіз останніх досліджень і публікацій показав, що потокова обробка даних, класичне планування та внутрішня організація аналітичних сховищ переважно вивчаються окремо, без єдиного контуру керування. Мета дослідження – розробити й експериментально оцінити керовану дисципліну пріоритетної обробки, яка поєднує бізнес–цінність повідомлень із поточним технічним станом сховища. Запропоновано модель OLAP–конвеєра, що охоплює broker, ETL, micro–batching, запис у сховище, побудову матеріалізованих подань і фонові операції злиття. Для оцінювання втрат від несвоєчасної доставки даних використано критерій зваженого запізнення, а для вибору наступного мікропакета – інтегральну скорингову функцію, яка поєднує очікуваний вплив на аналітичні рішення, терміновість та вартість обробки. Основний експеримент виконано для чотирьох сценаріїв нерівномірного потоку подій (Uniform, Short peak, Long peak, Mixed load) за профілем medium SLO і capacity = 4.0; додатково проведено робастнісні перевірки для різних рівнів пропускної здатності та профілів SLO. У середньому запропонований метод забезпечив найменше значення агрегованого критерію втрат J = 351,231 млн ум. од., що на 2,5 % краще порівняно зі статичними пріоритетами, на 22,2 % – порівняно з EDF і на 26,5 % – порівняно з FIFO. Також отримано 98,4 % виконання HP SLO та 83,5 % виконання All SLO. Результати підтверджують доцільність міжрівневого керування обробкою повідомлень в OLAP–системах у режимах пікового навантаження.

Ключові слова: OLAP–система, аналітичний конвеєр, micro–batching, пріоритезація, зважене запізнення, SLO, машинне навчання, моделювання, експериментальна оцінка.

© Єрмаков В.В., Мороз Б.І., 2026
Copyright for this paper by its authors. Use permitted under License CC BY 4.0.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Постановка проблеми. У сучасних OLAP–системах факти надходять до аналітичного сховища через багатокроковий конвеєр обробки, який охоплює брокер повідомлень, процеси витягу, перетворення та завантаження даних (Extract–Transform–Load, ETL), формування мікропакетів, запис у таблиці сховища, побудову матеріалізованих подань і аналітичних кубів [4, 5, 19, 22–24]. За стабільного навантаження такий конвеєр забезпечує прийнятну актуальність даних, однак під час коротких піків або тривалих хвиль перевантаження ресурси CPU, I/O та фонових злиттів стають обмежувальним чинником [11, 21, 27, 28].

Практична проблема полягає в тому, що не всі повідомлення мають однакову оперативну цінність. Події про платежі, антифрод–сигнали, обмежувальні показники A/B–тестів або критичні KPI мають вищий пріоритет, ніж детальна телеметрія чи службові журнали. Крім того, корисність даних зменшується зі зростанням затримки їх потрапляння до сховища, тобто інформація старіє [1–3]. Тому для OLAP–систем важливо не лише зберегти потік фактів, а й визначити раціональну черговість їх обробки.

Таке завдання має безпосередній зв’язок з практичними задачами забезпечення актуальності дашбордів, вчасного спрацювання сигналів тривоги, стабільності побудови кубів і керування навантаженням на сховище. З наукової точки зору воно поєднує проблематику потокової обробки даних, теорії планування, цінності та старіння інформації, а також адаптивного вибору пріоритетів на основі моделей машинного навчання [6, 12, 14, 15].

Аналіз останніх досліджень і публікацій. У роботах із потокової обробки даних досліджено архітектури управління потоками подій, механізми load shedding, адаптивну маршрутизацію та способи зменшення затримок у stream–processing системах [4, 5, 13, 27, 28]. Ці підходи добре описують поведінку потокових рушіїв, однак не охоплюють повною мірою проблеми, специфічні для OLAP–сховищ, де на продуктивність істотно впливають кількість частин даних, write amplification і черги фонових злиттів [11, 21, 22].

Класична теорія планування пропонує багатий апарат для мінімізації tardiness, weighted tardiness, lateness та інших часових втрат [6, 7, 12]. Ці результати придатні для формального опису втрат від запізнення, але зазвичай орієнтовані на абстрактні завдання або виробничі операції й не враховують міжрівневу природу OLAP–конвеєра.

Ідеї цінності та старіння інформації, розвинуті у працях В. Свірідова та Б. Мороза, дають концептуальну основу для визначення корисності даних у часі [1, 2]. У більш сучасних роботах близьку проблематику досліджено через часову актуальність статусної інформації [3]. Для аналітичних сховищ важливими є праці з реалізації кубів, матеріалізованих подань і інкрементального оновлення похідних структур [23–26].

Окремий напрям становлять роботи з learning–to–rank, градієнтного бустингу й адаптивного розподілу ресурсів, у яких оцінка об’єктів на основі множини ознак використовується для побудови правил ранжування або вибору політики [8, 14, 15]. Такі моделі створюють передумови для переходу від статичних класів пріоритету до дано–орієнтованого вибору черги.

Виділення невирішених раніше частин загальної проблеми. Попри значну кількість досліджень, більшість із них аналізують або потокову обробку, або класичне планування, або внутрішню організацію сховища даних окремо. Недостатньо розробленими залишаються підходи, у яких broker, ETL, micro–batching, порядок запису в OLAP–сховище та фонові злиття розглядаються як єдиний контур керування з обмеженими ресурсами [11, 21, 22, 27, 28].

Також бракує експериментальних робіт, у яких критерії цінності та старіння інформації були б безпосередньо поєднані з адаптивною score–моделлю вибору мікропакетів і перевірені на типових сценаріях пікового навантаження. Залишається відкритим питання, чи забезпечує така політика реальну перевагу над FIFO, статичними пріоритетами та EDF за інтегральним критерієм втрат і системними метриками стану сховища.

Мета дослідження. Метою дослідження є розробка та експериментальна оцінка керованої дисципліни обробки повідомлень в OLAP–системах за умов пікових навантажень, яка враховує цінність інформації, її старіння, дедлайни, вартість обробки та поточний стан аналітичного сховища.

Для досягнення поставленої мети необхідно: побудувати модель експериментального OLAP–конвеєра; задати класи повідомлень і сценарії нерівномірного потоку подій; реалізувати базові політики планування; сформувати score–модель вибору мікропакетів; визначити систему метрик оцінювання; провести порівняльне моделювання та інтерпретувати отримані результати.

Викладення основного матеріалу дослідження. Архітектура експериментального стенда. Експериментальний стенд моделює типовий OLAP–конвеєр, у якому джерела подій передають повідомлення до broker, після чого ETL–модуль формує мікропакети, що записуються в аналітичне сховище. Далі оновлюються матеріалізовані подання, розділи кубів і похідні представлення, а фонові процеси виконують злиття частин даних. На рис. 1 подано структурну схему досліджуваного конвеєра.

У межах моделювання контролер спостерігає за станом черг, consumer lag, накопиченим backlog, merge debt, insert latency та поточним ризиком порушення SLO. Це дає змогу розглядати обробку повідомлень не як локальну чергу, а як міжрівневу систему зворотного зв’язку.

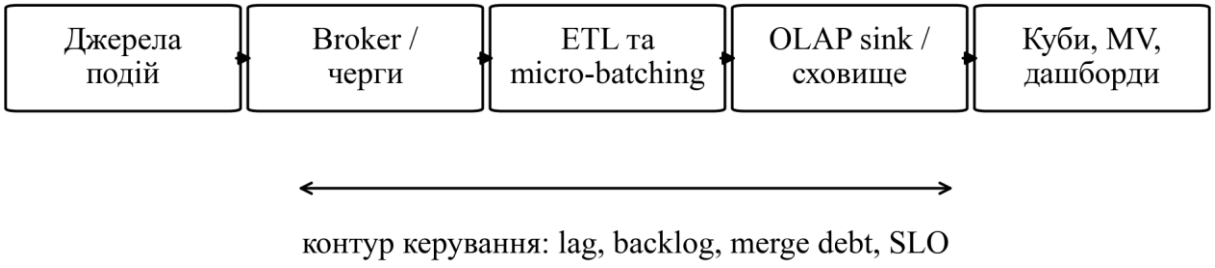


Рисунок 1 – Структурна схема експериментального OLAP–конвеєра

Сценарії потоку повідомлень та параметри моделювання. У дослідженні розглядалися три класи повідомлень: високий пріоритет (HP), середній пріоритет (MP) та низький пріоритет (LP). До HP віднесено платежі, антифрод–події, guardrail–сигнали

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

A/B–тестів і критичні KPI; до MP – near–real–time агрегати та проміжні показники; до LP – детальна телеметрія та службові журнали. Вхідний потік генерувався як нерівномірний процес із двома піками навантаження протягом добового інтервалу. Основний експеримент охоплював чотири сценарії навантаження: Uniform, Short peak, Long peak і Mixed load; додатково виконано робастнісні серії зі зміною capacity та профілів SLO.

Для кожного повідомлення задавалися момент надходження, базовий час обробки, дедлайн, вага цінності та додаткові ознаки попиту на дані. У процесі моделювання враховувався вплив фонових злиттів на ефективний час сервісу та, навпаки, вплив оброблених повідомлень на накопичення merge debt.

Для формування навантаження у notebook–експерименті використано вибірку Google Borg 2019 cluster sample from Kaggle. Після очищення та нормалізації даних сформовано 50 000 валідних задач із рівномірним розподілом пріоритетних ваг 1–5 (по 10 000 задач у кожному квантилі). На цій основі побудовано чотири сценарії потоку – Uniform, Short peak, Long peak і Mixed load – по 20 000 задач у кожному. У повній реалізації notebook додатково аналізувалися SJF, WSPT і Random, однак у табл. 3 для стислості залишено чотири основні політики: FIFO, STATIC, EDF і SCORE. У роботі Google Borg trace використовується не як прямий журнал OLAP–системи, а як основа для trace–driven побудови dummy–навантаження, де задачі інтерпретуються як умовні повідомлення аналітичного конвеєра з різною цінністю, тривалістю обробки та часовою чутливістю.

Таблиця 1

Базові параметри класів повідомлень у моделюванні

Клас	**Приклади повідомлень**	**Середня вага w**	**Дедлайн, хв**	**Сер. базовий час сервісу, хв**
HP	Платежі, anti–fraud, A/B guardrails	12	8	0,75
MP	Near–real–time KPI, retention, revenue snap-shots	4	30	1,00
LP	Телеметрія, de-bug–логи, low–priority raw events	1	140	1,25

Процедура формування експериментального навантаження з трасування. Процедура формування експериментального навантаження починалася з автоматичного

завантаження вибірки Google Borg 2019 cluster sample from Kaggle та вибору найбільш повного файлу трасування у форматі CSV/CSV.GZ/Parquet. Далі виконувалася уніфікація назв полів, після чого з сирих записів формувався набір задач для моделювання: момент надходження повідомлення задавався за часовою позначкою трасування, тривалість сервісу визначалася як різниця між часом завершення та початку задачі, а ідентифікатор формувався на основі службових полів колекції та екземпляра. Із подальшого аналізу виключалися записи з пропущеними значеннями, нечисловими параметрами, нульовою або від'ємною тривалістю виконання, а також з ознаками неуспішного завершення.

Після очищення часову вісь нормалізували відносно мінімального arrival_time, а для зменшення зміщення вибірки застосовували стратифіковане відбирання по часових кошиках. У підсумку отримано 50 000 валідних задач, для яких пріоритети з трасування було перетворено на п'ять рівнів ваг 1–5 за квантилями. Верхній квантиль інтерпретувався як високопріоритетний клас, що дало змогу перейти від сирих системних priority_raw до експериментально керованих бізнес–ваг w_i і надалі узгодити трасування з моделлю цінності та старіння інформації.

Генерування сценаріїв та алгоритм імітаційного моделювання. Сценарії Uniform, Short peak, Long peak і Mixed load формувалися з профілю інтенсивності надходження задач у часових кошиках. Для цього обчислювалися локальні значення arrival rate, ковзні середні та локальна варіативність. Сценарій Uniform відповідав ділянці з навантаженням, близьким до медіанного, та малою дисперсією; Short peak – інтервалу з найбільшим коротким локальним сплеском; Long peak – інтервалу з найбільшим значенням ковзного середнього; Mixed load – ділянці з найбільшою локальною варіативністю. Для кожного сценарію відбиралося по 20 000 задач, а робастнісні серії будувалися шляхом повторного прогону тих самих сценаріїв за різних значень capacity і профілів SLO.

Імітаційне моделювання реалізовано як подієвий цикл із чергою готових задач. Після надходження до ready–queue кожний елемент отримував дедлайн, вагу цінності та допоміжні ознаки. На кожному кроці часу симулятор додавав у чергу всі задачі, момент надходження яких не перевищував поточний час, після чого політика планування вибирала наступний мікропакет для обслуговування. Для вибраної задачі обчислювалися waiting time, flow time, tardiness, weighted tardiness, ознака виконання SLO та оновлений стан merge debt. Саме така схема забезпечує безпосередній перехід від трасування до відтворюваного policy–based експерименту.

Алгоритм 1. Псевдокод імітаційного симулятора

Вхід: tasks, відсортовані за arrival_time; політика P; пропускна здатність c; профіль SLO s.

1. Ініціалізувати поточний час t першим arrival_time, ready_queue = ∅, metrics = ∅.
2. Поки існують необроблені задачі або ready_queue не порожня:
3. Додати до ready_queue всі задачі, для яких arrival_time ≤ t.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

4. Якщо ready_queue порожня, то покласти t = next arrival_time і перейти до кроку 2.

5. Для кожної задачі i у ready_queue обчислити slack_i = d_i – t, cost_i та службові ознаки x_i.

6. Якщо P = SCORE, обчислити score_i за формулою (3); інакше застосувати правило FIFO / STATIC / EDF.

7. Вибрати задачу j відповідно до політики P та визначити start_j = t.

8. Обчислити service_j = runtime_j / c + merge_penalty_j, finish_j = start_j + service_j.

9. Зафіксувати waiting_j, flow_j, tardiness_j, weighted_tardiness_j та SLO_hit_j.

10. Оновити merge debt, видалити j з ready_queue та покласти t = finish_j.

11. Після завершення циклу агрегувати J, HP SLO, All SLO, mean waiting time і mean flow time.

Таблиця 2

Параметри експериментального плану та перевірок

Параметр	**Значення / конфігурація**
Пропускна здатність (capacity)	1.0, 2.0, 4.0, 8.0; основний режим статті – capacity = 4.0.
Профілі SLO	strict, medium, relaxed; основний режим статті – medium SLO.
Абляційні варіанти	priority_only; urgency_only; priority_urgency; priority_urgency_cost; full.
Обсяг експерименту	50 000 очищених задач у глобальному пулі; 4 базові сценарії (Uniform, Short peak, Long peak, Mixed load) по 20 000 задач у кожному; окремі робастнісні sweeps для capacity та SLO.

Критерій оцінювання втрат від несвоєчасної обробки. Як базовий критерій ефективності використано модель зваженого запізнення, адаптовану до OLAP–контексту. Для i–го повідомлення або мікропакета вартість запізнення визначається за формулою:

$$C_i = w_i \cdot \max(0, t_i - d_i)^{\alpha}, \alpha \geq 1 \quad (1)$$

де w_i – бізнес–вага повідомлення; d_i – дедлайн; t_i – момент commit у сховище; α – параметр чутливості до запізнення. Агрегований критерій втрат для всієї політики планування задається виразом:

$$J = \sum_i C_i \rightarrow \min \quad (2)$$

Таке формулювання спирається на weighted tardiness–підхід із теорії планування [6, 7, 12] і на концепцію цінності та старіння інформації [1–3]. На відміну від класичних задач, момент завершення тут інтерпретується як фіксація даних у OLAP–сховищі, оскільки саме після commit факт стає доступним для кубів, матеріалізованих подань і дашбордів.

Політики планування, що порівнювалися. Для порівняльної оцінки реалізовано чотири політики обробки. Політика FIFO вибирає повідомлення в порядку їх надходження. Політика статичних пріоритетів обслуговує класи HP > MP > LP у фіксованому порядку. Політика EDF (earliest deadline first) вибирає повідомлення з найменшим абсолютним дедлайном. Запропонована політика SCORE обчислює інтегральну оцінку кожного готового мікропакета з урахуванням його очікуваного впливу, терміновості та вартості обробки.

Щоб запобігти голодуванню низькопріоритетних потоків, у SCORE–політиці використано прості guardrails: максимальний припустимий час очікування для кожного класу, а також додатковий множник справедливості, що зростає з часом перебування пакета в черзі.

Скорингова модель вибору мікропакетів. Для online–вибору наступного мікропакета використовувалася скорингова функція:

$$\text{score}_i = \frac{f_\theta(x_i) \cdot g(\text{slack}_i)}{\max(\varepsilon, \text{cost}_i)} \qquad (3)$$

У формулі (3) f_θ(x_i) інтерпретується як оцінка очікуваного впливу мікропакета на аналітичні рішення; g(slack_i) – функція терміновості, що зростає зі зменшенням запасу часу до дедлайну; cost_i – інтегральна вартість обробки з урахуванням базового часу сервісу та поточного merge debt; ε – малий стабілізувальний параметр. Ця модель не є дослівним запозиченням, а побудована як синтез ідей пріоритетного планування, learning–to–rank та cost–aware відбору [7, 12, 14, 15].

Вектор ознак x_i містив характеристики критичності куба, поточного попиту на дані, стану broker, стану сховища й ресурсоємності самого пакета. Таким чином, пріоритет визначався не лише класом події, а й контекстом її використання.

Таблиця 3

Узагальнені результати моделювання для чотирьох основних політик (середні значення для сценаріїв Uniform, Short peak, Long peak, Mixed load; medium SLO, capacity = 4.0)

Політика	J, млн ум. од.	HP SLO, %	All SLO, %	Сер. час очікування	Сер. flow time
FIFO	477,988	76,5	75,2	8786,0	8836,2
STATIC	360,248	98,6	81,7	8727,4	8777,6
EDF	451,250	79,9	75,5	8823,0	8873,2
SCORE	351,231	98,4	83,5	8364,0	8414,3

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Результати експериментальної перевірки та їх обговорення. Усереднені результати моделювання для сценаріїв Uniform, Short peak, Long peak і Mixed load наведено в табл. 3. Для основного режиму notebook–експерименту (medium SLO, capacity = 4.0) найгіршою за інтегральним критерієм J залишилася політика FIFO, оскільки вона не диференціює чергу за цінністю, терміновістю та вартістю обробки.

Запропонована score–політика забезпечила найменше середнє значення J = 351,231 млн ум. од. Порівняно з FIFO (477,988 млн) це відповідає зменшенню інтегральних втрат на 26,5 %, порівняно з EDF (451,250 млн) – на 22,2 %, а порівняно зі STATIC (360,248 млн) – на 2,5 %.

За середньою часткою виконання HP SLO score–політика забезпечила 98,4 %, що практично відповідає STATIC (98,6 %) і суттєво перевищує EDF (79,9 %) та FIFO (76,5 %). Водночас за інтегральним показником All SLO вона також показала найкраще значення – 83,5 %.

Найвиразніше перевагу запропонованої score–політики видно на рис. 3, де показано частку виконання HP SLO для різних сценаріїв навантаження. Саме цей графік безпосередньо підтверджує, що метод утримує якість обслуговування критичних повідомлень на рівні, близькому до STATIC, але без переходу до настільки ж жорсткої схеми пріоритетів. Натомість рис. 4 і рис. 5 слугують передусім для ілюстрації часової динаміки backlog і processing debt у сценарії Short peak; вони показують характер перебігу навантаження, але не є основним джерелом висновку про перевагу політик.

На рис. 2–5 наведено графіки, сформовані безпосередньо за результатами notebook–моделі. На відміну від табл. 3, де для стислості залишено чотири основні політики, у діаграмах також показано SJF, WSPT і Random як довідкові baseline. Це дає змогу побачити не лише середні підсумки, а й сценарну чутливість методу та часову динаміку backlog і processing debt.

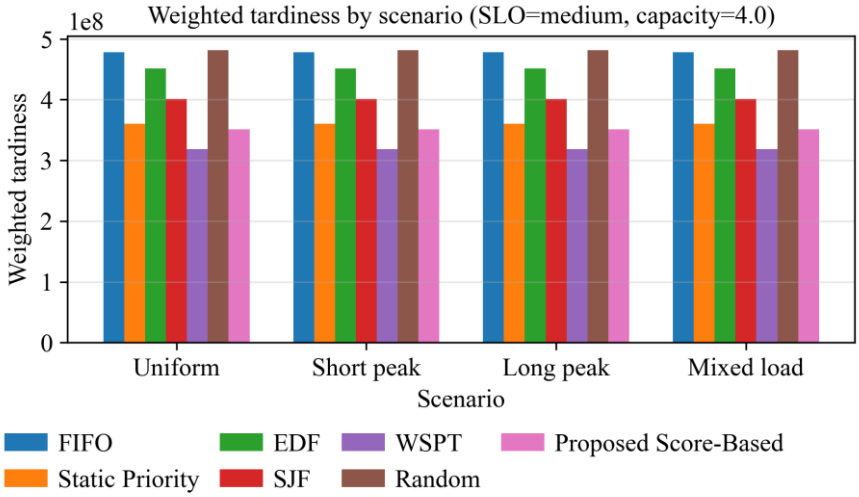


Рисунок 2 – Порівняння зваженого запізнення для сценаріїв навантаження

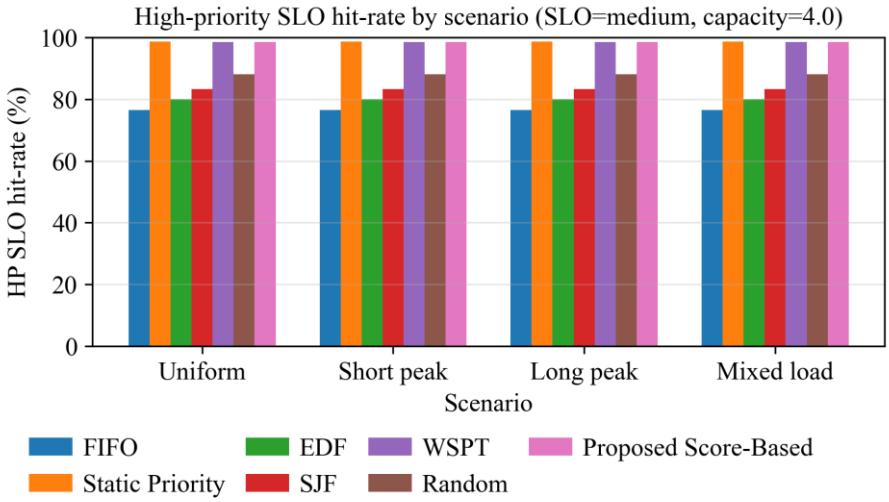


Рисунок 3 – Частка виконання HP SLO для сценаріїв навантаження

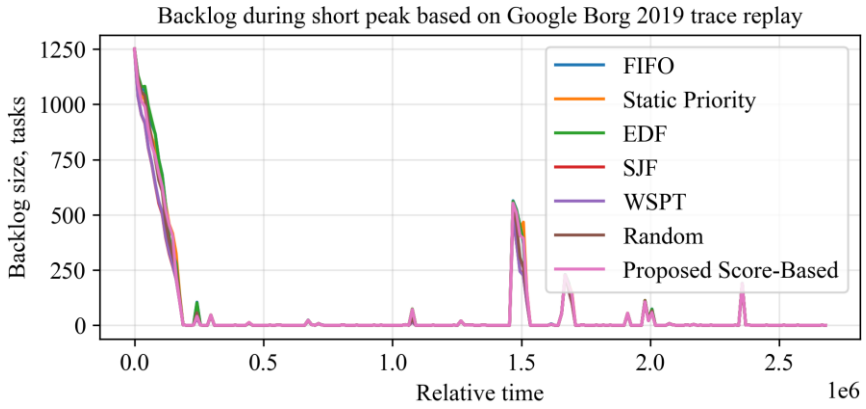


Рисунок 4 – Динаміка backlog у сценарії Short peak

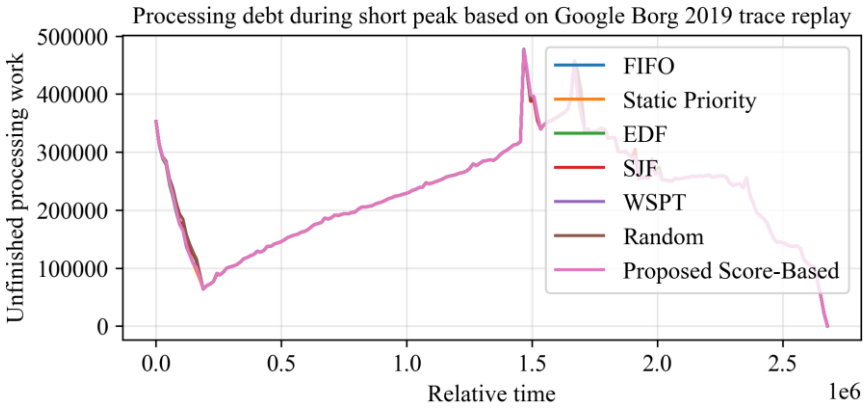


Рисунок 5 – Динаміка processing debt у сценарії Short peak

Отже, за результатами моделювання підтверджено, що міжрівнева керована дисципліна обслуговування здатна зменшувати втрати від старіння інформації без переходу до надто жорсткої схеми пріоритетів. Найпереконливіше це підтверджує рис. 3, на

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

якому score–політика демонструє стабільно високу частку виконання HP SLO в усіх сценаріях і водночас не зводиться до жорсткого фіксованого пріоритету. Графіки backlog і processing debt на рис. 4 і рис. 5 слід інтерпретувати як ілюстрацію часової динаміки системи в режимі Short peak, а не як головний візуальний доказ переваги методу.

Робастність результатів, абляційний аналіз та варіативність. Для підвищення доказовості результатів додатково виконано три серії перевірок: 1) аналіз чутливості запропонованої score–політики до зміни ефективної пропускної здатності системи; 2) аналіз чутливості до профілю SLO; 3) абляційне дослідження, у якому окремі компоненти скорингової функції відключалися або використовувалися у спрощених комбінаціях. Такі перевірки дають змогу відокремити внесок окремих складових методу і перевірити, чи не є отриманий ефект наслідком одного вузького набору параметрів.

На рис. 6 показано, що зі зростанням доступної пропускної здатності від 1.0 до 8.0 відносна перевага запропонованої політики над FIFO за критерієм зваженого запізнення закономірно зменшується: від 48,9 % до 20,5 %. Це природно, оскільки за надлишкових ресурсів роль розумного вибору черги слабшає. Водночас у зоні дефіциту ресурсу, яка і є найважливішою для пікових режимів, виграш залишається найбільшим; приріст частки виконання HP SLO у цьому sweep становить від 10,0 до 89,0 в.п. порівняно з FIFO.

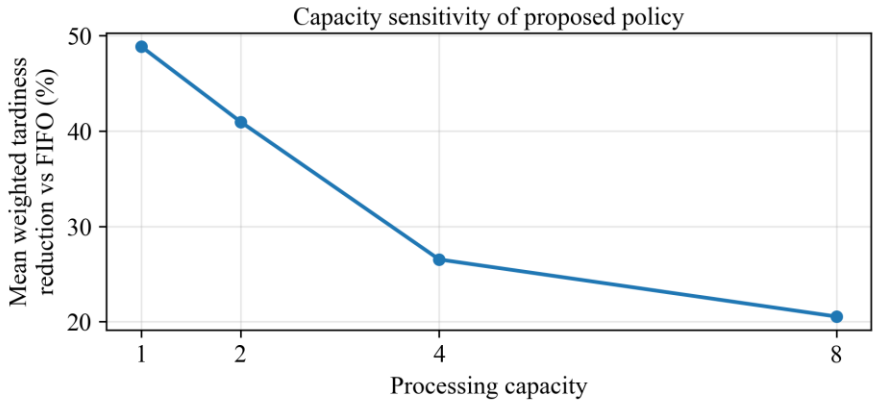


Рисунок 6 – Чутливість запропонованої політики до зміни пропускної здатності

На рис. 7 наведено перевірку для трьох профілів SLO: strict, medium та relaxed. Для всіх трьох профілів метод зберігає стабільну перевагу над FIFO: середнє зменшення зваженого запізнення становить 26,3 % при стандартному відхиленні 1,1 %, а середній виграш за HP SLO – 22,0 ± 1,7 в.п. Це свідчить про те, що ефект не зникає при послабленні або посиленні дедлайнів і не є артефактом лише одного налаштування часових обмежень.

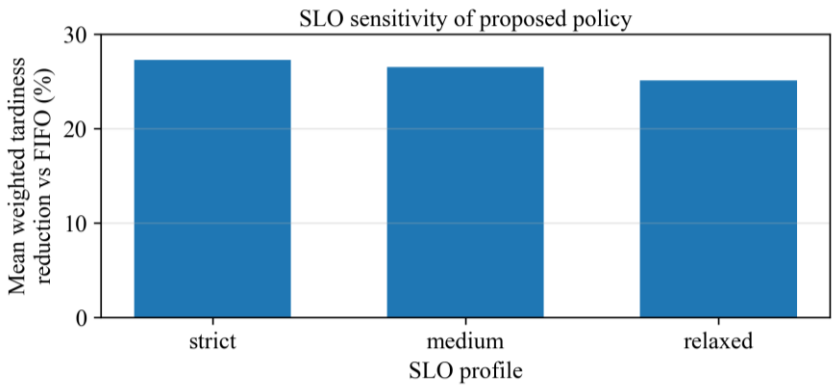


Рисунок 7 – Чутливість запропонованої політики до профілю SLO

Абляційний аналіз дозволяє оцінити внесок окремих складових скорингової моделі. Табл. 4 показує, що самі лише пріоритети або сама лише терміновість не забезпечують найкращого значення інтегрального критерію втрат. Додавання компонента вартості обробки дає найбільший внесок у зменшення J. Повна модель має результат, близький до найкращого абляційного варіанта, але зберігає системні обмеження й міжрівневий контекст, що є важливим для практичної політики керування, а не лише для мінімізації однієї агрегованої метрики.

Таблиця 4

Результати абляційного аналізу score–моделі

Варіант score–моделі	**J, млн ум. од.**	**Відхилення від повної моделі, %**	**HP SLO, %**
Повна модель	351.231	+0.00	98.38
Пріоритет + терміновість + вартість	347.176	−1.15	98.46
Лише пріоритет	360.248	+2.57	98.56
Пріоритет + терміновість	360.666	+2.69	98.36
Лише терміновість	368.696	+4.97	98.36

Оскільки у збережених notebook–результатах відсутні окремі траєкторії для багатьох незалежних повторів із різними початковими зернами, класичні довірчі інтервали за прогоном не можуть бути відновлені без повторного повного запуску моделі. Тому варіативність у цій статті характеризується стандартним відхиленням за наборами робастнісних налаштувань. Відповідні підсумки наведено в табл. 5. Такий підхід не замінює повноцінного багатосерійного Monte Carlo–аналізу, але дає

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

додаткову оцінку стабільності висновків у межах наявної кодової бази й відтворених експериментів.

Таблиця 5

Узагальнення варіативності за серіями робастнісних налаштувань

Серія експериментів	**Зменшення відносно FIFO, % (mean ± std)**	**Зміна HP SLO відносно FIFO, в.п. (mean ± std)**
Зміна пропускної здатності (1.0–8.0)	34.2 ± 13.0	42.8 ± 35.2
Зміна профілю SLO (strict/medium/relaxed)	26.3 ± 1.1	22.0 ± 1.7

З урахуванням цих додаткових перевірок формулювання висновків було уточнено. Запропонований метод не слід трактувати як універсально домінуючий за всіма можливими метриками та налаштуваннями. Коректніше стверджувати, що в межах дослідженої notebook–моделі, для replay–навантажень на основі Google Borg 2019 trace і для перевірених сценаріїв зміни ресурсу та дедлайнів score–політика демонструє стійку перевагу за агрегованим критерієм втрат і майже не поступається жорстким статичним пріоритетам за HP SLO. Саме в такому формулюванні результати є найбільш технічно обґрунтованими та придатними для подальшої валідації на реальних production–логах.

Висновки. У статті розроблено та експериментально перевірено підхід до пріоритетної обробки повідомлень в OLAP–системах за умов пікових навантажень. Побудовано модель OLAP–конвеєра, що охоплює broker, ETL, micro–batching, запис у сховище, побудову похідних структур і фонові злиття, а також реалізовано порівняння чотирьох політик планування: FIFO, статичних пріоритетів, EDF і score–політики.

За результатами моделювання для чотирьох базових сценаріїв навантаження та додаткових робастнісних перевірок встановлено, що запропонована score–політика забезпечує найменший інтегральний критерій втрат J, високий рівень виконання SLO для критичних повідомлень та найкраще значення All SLO серед чотирьох основних політик. Це свідчить про доцільність урахування в одній моделі не лише дедлайнів і ваг повідомлень, а й поточного стану сховища та вартості обробки мікропакетів.

Наукова новизна дослідження полягає в тому, що запропоновано та перевірено метод міжрівневої пріоритезації повідомлень для OLAP–конвеєра, у якому критерії цінності, старіння, терміновості, ресурсоємності та стану сховища інтегровано в єдину скорингову модель прийняття рішень. На відміну від відомих підходів, ця модель дає змогу одночасно враховувати бізнес–критичність даних і технічний контекст обробки.

Перспективи подальших досліджень у даному напрямку. Подальші дослідження доцільно спрямувати на перевірку запропонованого підходу на реальних production–логах, побудову навчальних міток на основі фактичних запитів до дашбор-

дів і алертів, а також на дослідження самоадаптивного вибору параметрів score–функції.

Окремим перспективним напрямком є створення прототипу для конкретного стеку Kafka – ETL consumers – ClickHouse та вивчення багатокритеріальної оптимізації, у якій разом із weighted tardiness мінімізуються write amplification, merge debt і енергоспоживання системи.

ЛІТЕРАТУРА

1. Свірідов В., Мороз Б. Організація процесів обробки інформації за критеріями цінності та старіння в автоматизованих системах управління. Харків: Основа, 1992. 112 с.

2. Мороз Б. І. Методи і засоби організації процесів обробки інформації за критеріями цінності та старіння в системах автоматизованого управління та інформаційного обслуговування: дис. д–ра техн. наук. Дніпропетровськ, 1992. 358 с.

3. Kaul S., Yates R., Gruteser M. Real–time status: How often should one update? In: *Proceedings IEEE INFOCOM*. Orlando, FL, USA, 2012. P. 2731–2735. DOI: 10.1109/INFCOM.2012.6195689.

4. Abadi D. J., Carney D., Çetintemel U. et al. Aurora: A New Model and Architecture for Data Stream Management. *VLDB Journal*. 2003. Vol. 12, no. 2. P. 120–139. DOI: 10.1007/s00778–003–0095–z.

5. Abadi D. J., Ahmad Y., Balazinska M. et al. The Design of the Borealis Stream Processing Engine. In: *Proceedings of the Conference on Innovative Data Systems Research (CIDR 2005)*. Asilomar, CA, USA, 2005. 13 p.

6. Liu C. L., Layland J. W. Scheduling Algorithms for Multiprogramming in a Hard–Real–Time Environment. *Journal of the ACM*. 1973. Vol. 20, no. 1. P. 46–61. DOI: 10.1145/321738.321743.

7. Smith W. E. Various Optimizers for Single–Stage Production. *Naval Research Logistics Quarterly*. 1956. Vol. 3, no. 1–2. P. 59–66. DOI: 10.1002/nav.3800030106.

8. Mao H., Alizadeh M., Menache I., Kandula S. Resource Management with Deep Reinforcement Learning. In: *HotNets '16: Proceedings of the 15th ACM Workshop on Hot Topics in Networks*. 2016. P. 50–56. DOI: 10.1145/3005745.3005750.

9. Cormode G., Muthukrishnan S. An Improved Data Stream Summary: The Count–Min Sketch and its Applications. *Journal of Algorithms*. 2005. Vol. 55, no. 1. P. 58–75. DOI: 10.1016/j.jalgor.2003.12.001.

10. Flajolet P., Fusy É., Gandouet O., Meunier F. HyperLogLog: the analysis of a near–optimal cardinality estimation algorithm. In: *AofA 2007 – Proceedings of the 2007 Conference on Analysis of Algorithms*. *DMTCS Proceedings*. 2007. P. 127–146. DOI: 10.46298/dmtcs.3545.

11. O'Neil P., Cheng E., Gawlick D., O'Neil E. The Log–Structured Merge–Tree (LSM–Tree). *Acta Informatica*. 1996. Vol. 33. P. 351–385. DOI: 10.1007/s002360050048.

12. Pinedo M. *Scheduling: Theory, Algorithms, and Systems*. 5th ed. New York : Springer, 2016. 670 p. DOI: 10.1007/978–1–4614–2361–4.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

13. Tatbul E. N. Load Shedding Techniques for Data Stream Management Systems. PhD thesis. Brown University, 2006.
14. Burges C. J. C. From RankNet to LambdaRank to LambdaMART: An Overview. Microsoft Research Technical Report MSR–TR–2010–82. 2010.
15. Ke G., Meng Q., Finley T. et al. LightGBM: A Highly Efficient Gradient Boosting Decision Tree. In: *Advances in Neural Information Processing Systems 30 (NeurIPS 2017)*. 2017. P. 3146–3154. DOI: 10.5555/3294996.3295074.
16. Demers A., Keshav S., Shenker S. Analysis and Simulation of a Fair Queueing Algorithm. *SIGCOMM Computer Communication Review*. 1989. Vol. 19, no. 4. P. 1–12.
DOI: 10.1145/75246.75248.
17. Bennett J. C. R., Zhang H. WF2Q: Worst–case Fair Weighted Fair Queueing. In: Proceedings of IEEE INFOCOM 1996. San Francisco, CA, USA, 1996. Vol. 1. P. 120–128. DOI: 10.1109/INFCOM.1996.497885.
18. Bernet Y., Blake S., Grossman D., Smith A. An Informal Management Model for Diffserv Routers. RFC 3290. IETF, 2002. DOI: 10.17487/RFC3290.
19. Apache Software Foundation. Apache Kafka Documentation.
URL: https://kafka.apache.org/documentation/ (дата звернення: 25.03.2026).
20. Confluent, Inc. Monitor Consumer Lag.
URL: https://docs.confluent.io/platform/current/monitor/monitor–consumer–lag.html (дата звернення: 25.03.2026).
21. ClickHouse, Inc. Part merges. URL: https://clickhouse.com/docs/merges (дата звернення: 25.03.2026).
22. ClickHouse, Inc. Materialized views. URL: https://clickhouse.com/docs/materialized–views (дата звернення: 25.03.2026).
23. Harinarayan V., Rajaraman A., Ullman J. D. Implementing Data Cubes Efficiently. In: *SIGMOD '96*. 1996. P. 205–216. DOI: 10.1145/235968.233333.
24. Gray J., Chaudhuri S., Bosworth A. et al. Data Cube: A Relational Aggregation Operator Generalizing Group–By, Cross–Tab, and Sub–Totals. *Data Mining and Knowledge Discovery*. 1997. Vol. 1. P. 29–53. DOI: 10.1023/A:1009726021843.
25. Zhao W., Rusu F., Dong B. et al. Incremental View Maintenance over Array Data. In: *SIGMOD 2017*. 2017. P. 139–154. DOI: 10.1145/3035918.3064041.
26. Chaudhuri S., Dayal U. An Overview of Data Warehousing and OLAP Technology. *SIGMOD Record*. 1997. Vol. 26, no. 1. P. 65–74. DOI: 10.1145/248603.248616.
27. Babcock B., Babu S., Datar M., Motwani R., Widom J. Models and Issues in Data Stream Systems. In: *Proceedings of the Twenty–First ACM SIGMOD–SIGACT–SIGART Symposium on Principles of Database Systems (PODS 2002)*. 2002. P. 1–16.
DOI: 10.1145/543613.543615.
28. Zaharia M., Das T., Li H., Hunter T., Shenker S., Stoica I. Discretized Streams: Fault–Tolerant Streaming Computation at Scale. In: *Proceedings of the Twenty–Fourth ACM Symposium on Operating Systems Principles (SOSP 2013)*. 2013. P. 423–438.
DOI: 10.1145/2517349.2522737.

REFERENCES

1. Abadi, D. J., Ahmad, Y., Balazinska, M., Çetintemel, U., Cherniack, M., Hwang, J.–H., Lindner, W., Maskey, A. S., Rasin, A., Ryvkina, E., Tatbul, N., Xing, Y., & Zdonik, S. (2005). The design of the Borealis stream processing engine. In *Proceedings of the Conference on Innovative Data Systems Research (CIDR 2005)*.

2. Abadi, D. J., Carney, D., Çetintemel, U., Cherniack, M., Convey, C., Lee, S., Stonebraker, M., Tatbul, N., & Zdonik, S. (2003). Aurora: A new model and architecture for data stream management. *The VLDB Journal, 12*(2), 120–139.
https://doi.org/10.1007/s00778–003–0095–z

3. Apache Software Foundation. (n.d.). *Apache Kafka documentation*.
https://kafka.apache.org/documentation/

4. Babcock, B., Babu, S., Datar, M., Motwani, R., & Widom, J. (2002). Models and issues in data stream systems. In *Proceedings of the Twenty–First ACM SIGMOD–SIGACT–SIGART Symposium on Principles of Database Systems* (pp. 1–16).
https://doi.org/10.1145/543613.543615

5. Bennett, J. C. R., & Zhang, H. (1996). WF2Q: Worst–case fair weighted fair queueing. In *Proceedings of IEEE INFOCOM 1996* (Vol. 1, pp. 120–128).
https://doi.org/10.1109/INFCOM.1996.497885

6. Bernet, Y., Blake, S., Grossman, D., & Smith, A. (2002). *An informal management model for Diffserv routers* (RFC 3290). Internet Engineering Task Force.
https://doi.org/10.17487/RFC3290

7. Burges, C. J. C. (2010). *From RankNet to LambdaRank to LambdaMART: An overview* (Microsoft Research Technical Report MSR–TR–2010–82). Microsoft Research.

8. Chaudhuri, S., & Dayal, U. (1997). An overview of data warehousing and OLAP technology. *SIGMOD Record, 26*(1), 65–74. https://doi.org/10.1145/248603.248616

9. ClickHouse, Inc. (n.d.–a). *Materialized views*.
https://clickhouse.com/docs/materialized–views

10. ClickHouse, Inc. (n.d.–b). *Part merges*. https://clickhouse.com/docs/merges

11. Confluent, Inc. (n.d.). *Monitor consumer lag*.
https://docs.confluent.io/platform/current/monitor/monitor–consumer–lag.html

12. Cormode, G., & Muthukrishnan, S. (2005). An improved data stream summary: The Count–Min Sketch and its applications. *Journal of Algorithms, 55*(1), 58–75.
https://doi.org/10.1016/j.jalgor.2003.12.001

13. Demers, A., Keshav, S., & Shenker, S. (1989). Analysis and simulation of a fair queueing algorithm. *SIGCOMM Computer Communication Review, 19*(4), 1–12.
https://doi.org/10.1145/75246.75248

14. Flajolet, P., Fusy, É., Gandouet, O., & Meunier, F. (2007). HyperLogLog: The analysis of a near–optimal cardinality estimation algorithm. In *AofA 2007: Proceedings of the 2007 Conference on Analysis of Algorithms* (pp. 127–146). https://doi.org/10.46298/dmtcs.3545

15. Gray, J., Chaudhuri, S., Bosworth, A., Layman, A., Reichart, D., Venkatrao, M., Pellow, F., & Pirahesh, H. (1997). Data cube: A relational aggregation operator generalizing group–by, cross–tab, and sub–totals. *Data Mining and Knowledge Discovery, 1*, 29–53.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

https://doi.org/10.1023/A:1009726021843
16. Harinarayan, V., Rajaraman, A., & Ullman, J. D. (1996). Implementing data cubes efficiently. In *Proceedings of the 1996 ACM SIGMOD International Conference on Management of Data* (pp. 205–216). https://doi.org/10.1145/235968.233333
17. Kaul, S., Yates, R., & Gruteser, M. (2012). Real–time status: How often should one update? In *Proceedings IEEE INFOCOM* (pp. 2731–2735).
https://doi.org/10.1109/INFCOM.2012.6195689
18. Ke, G., Meng, Q., Finley, T., Wang, T., Chen, W., Ma, W., Ye, Q., & Liu, T.–Y. (2017). LightGBM: A highly efficient gradient boosting decision tree. In *Advances in Neural Information Processing Systems 30* (pp. 3146–3154). https://doi.org/10.5555/3294996.3295074
19. Liu, C. L., & Layland, J. W. (1973). Scheduling algorithms for multiprogramming in a hard–real–time environment. *Journal of the ACM, 20*(1), 46–61.
https://doi.org/10.1145/321738.321743
20. Mao, H., Alizadeh, M., Menache, I., & Kandula, S. (2016). Resource management with deep reinforcement learning. In *Proceedings of the 15th ACM Workshop on Hot Topics in Networks* (pp. 50–56). https://doi.org/10.1145/3005745.3005750
21. Moroz, B. I. (1992). *Metody i zasoby orhanizatsii protsesiv obrobky informatsii za kryteriiamy tsinnosti ta starinnia v systemakh avtomatyzovanoho upravlinnia ta informatsiinoho obsluhovuvannia [Methods and means of organizing information processing by the criteria of value and ageing in automated control and information service systems]* (Doctoral dissertation). Dnipropetrovsk [in Ukrainian].
22. O'Neil, P., Cheng, E., Gawlick, D., & O'Neil, E. (1996). The log–structured merge–tree (LSM–tree). *Acta Informatica, 33*, 351–385. https://doi.org/10.1007/s002360050048
23. Pinedo, M. (2016). *Scheduling: Theory, algorithms, and systems* (5th ed.). Springer. https://doi.org/10.1007/978–1–4614–2361–4
24. Smith, W. E. (1956). Various optimizers for single–stage production. *Naval Research Logistics Quarterly, 3*(1–2), 59–66. https://doi.org/10.1002/nav.3800030106
25. Sviridov, V., & Moroz, B. (1992). *Orhanizatsiia protsesiv obrobky informatsii za kryteriiamy tsinnosti ta starinnia v avtomatyzovanykh systemakh upravlinnia [Organization of information processing by the criteria of value and ageing in automated control systems]*. Kharkiv: Osnova [in Ukrainian].
26. Tatbul, N. (2006). *Load shedding techniques for data stream management systems* (Doctoral dissertation, Brown University).
27. Zaharia, M., Das, T., Li, H., Hunter, T., Shenker, S., & Stoica, I. (2013). Discretized streams: Fault–tolerant streaming computation at scale. In *Proceedings of the Twenty–Fourth ACM Symposium on Operating Systems Principles* (pp. 423–438).
https://doi.org/10.1145/2517349.2522737
28. Zhao, W., Rusu, F., Dong, B., & Wu, K. (2017). Incremental view maintenance over array data. In *Proceedings of the 2017 ACM International Conference on Management of Data* (pp. 139–154). https://doi.org/10.1145/3035918.3064041

Received 04.06.2026.
Accepted 06.08.2026.
Published 30.10.2026

Modeling and experimental evaluation of priority–based message processing in OLAP systems under peak loads

Abstract. A priority–based message–processing model for OLAP systems under peak loads is proposed. The method combines value, urgency, and processing cost and reduces losses caused by delayed data delivery.

The paper studies the experimental verification of a controlled service discipline for OLAP systems, where the value of information, its ageing, and the limited capacity of the analytical pipeline are critical. An analysis of recent studies shows that stream processing, classical scheduling, and analytical–warehouse internals are usually considered separately, without a unified control loop. The aim of the study is to develop and experimentally evaluate a controlled priority discipline that combines the business value of messages with the current technical state of the warehouse. A model of the OLAP pipeline is proposed that includes a broker, ETL, micro–batching, writes to the warehouse, materialized views, and background merge operations. To evaluate losses caused by untimely data delivery, a weighted tardiness criterion is used, while the selection of the next micro–batch is based on an integral scoring function that combines the expected impact on analytical decisions, urgency, and processing cost. The main experiment covers four uneven–load scenarios (Uniform, Short peak, Long peak, Mixed load) under the medium SLO profile and capacity = 4.0; additional robustness checks are performed for different capacity levels and SLO profiles. On average, the proposed method achieved the smallest aggregated loss criterion, J = 351.231 million conventional units, which is 2.5% better than static priorities, 22.2% better than EDF, and 26.5% better than FIFO. The method also provided 98.4% HP SLO fulfilment and 83.5% All SLO fulfilment. The results confirm the feasibility of cross–layer control of message processing in OLAP systems under peak loads and provide a reproducible basis for further validation on production traces.

Keywords: OLAP system, analytical pipeline, micro–batching, prioritization, weighted tardiness, SLO, machine learning, modeling, experimental evaluation.

Єрмаков Владислав Віталійович – аспірант, Національний технічний університет «Дніпровська політехніка», м. Дніпро, Україна.
ORCID: https://orcid.org/0009–0009–8670–7667.
Мороз Борис Іванович – доктор технічних наук, професор, Національний технічний університет «Дніпровська політехніка», м. Дніпро, Україна.
ORCID: https://orcid.org/0000–0002–5625–0864.

Yermakov Vladyslav Vitaliiovych – Postgraduate Student, Dnipro University of Technology, Dnipro, Ukraine.
ORCID: https://orcid.org/0009–0009–8670–7667.
Moroz Borys Ivanovych – Doctor of Technical Sciences, Professor, Dnipro University of Technology, Dnipro, Ukraine.
ORCID: https://orcid.org/0000–0002–5625–0864.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

DOI 10.34185/1562–9945–5–166–2026–06
УДК 004.65

О.В. Резніченко, О.А. Ляшенко, В.В. Архипова

МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ЗАТРИМОК РЕПЛІКАЦІЇ У РОЗПОДІЛЕНІЙ БАЗІ ДАНИХ MONGODB

Анотація. Представлена робота присвячена актуальній задачі визначення впливу факторів та побудови моделі затримок реплікації у розподіленій базі даних MongoDB в умовах інтенсивного навантаження із використанням методу активного зондування. Його застосування дозволило подолати обмеження дискретності стандартних засобів спостереження, а саме секундного інтервалу збору метрик, та забезпечити отримання точних значень затримок реплікації за рахунок запису даних із точними часовими мітками на первинному вузлі та їх зчитування із вторинних вузлів.

На основі отриманих експериментальних даних щодо впливу рівня гарантії запису, типу операції, завантаження процесора, часу очікування у чергах, кількості паралельних клієнтських з'єднань, кількості документів у пакеті та часового інтервалу між операціями запису, використовуючи алгоритми градієнтного бустингу, проведено оцінку значущості факторів. Аналіз показав, що вирішальний вплив на виникнення та зростання затримок реплікації мають кількість паралельних клієнтських з'єднань, обсяг документів у пакеті та часовий інтервал між операціями запису. Також підтверджено, що час очікування у чергах та завантаження центрального процесора не несуть значного впливу на процес утворення затримок.

За результатами дослідження побудовано нелінійну математичну модель роботи кластера (коефіцієнт детермінації $R^2 = 0,9786$), що може бути використана під час проектування, оптимізації та конфігурування розподілених NoSQL–систем для прогнозування параметрів реплікації та вибору оптимальних параметрів роботи систем.

Ключові слова: градієнтний бустинг, прогнозування, оцінка значущості факторів, апроксимація, коефіцієнт детермінації, машинне навчання, екологічний моніторинг, математичне моделювання, метод активного зондування, синтетичний моніторинг.

Постановка проблеми. Системи екологічного моніторингу завдяки глобальному розповсюдженню на земній кулі та інтенсивному збору даних генерують велику кількість статистичної інформації [1–4].

Ці дані накопичуються у розподілених базах даних, а отже збереження їх актуальності є критичним питанням. Його розв'язання визначатиме ефективність роботи систем оповіщення та прийняття рішень [1] у разі різких змін концентрацій забруднюючих та токсичних речовин.

Серед сховищ даних, що часто використовуються для збереження інформації про довкілля, виступають нереляційні бази даних MongoDB завдяки простоті розгортання

© Резніченко О.В., Ляшенко О.А., Архипова В.В., 2026
Copyright for this paper by its authors. Use permitted under License CC BY 4.0.
ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

та роботи, легкості масштабування, а також можливості одночасного збереження інформації різних типів [5–7].

Основним способом забезпечення дублювання інформації на різних вузлах є реплікація між первинним і вторинними вузлами бази даних, а збереження узгодженості даних можливе при мінімізації затримок реплікації. Таким чином, знання закономірностей процесів реплікації даних виступає важливим фактором підтримання затримок на мінімальному рівні [8, 9].

Визначення затримок реплікації та їх характеристик також має свої проблеми, що пов'язані з обмеженнями обладнання. Так, вбудований засіб збирання метрик [10] MongoDB, визначаючи затримку [11] як різницю між часом операції на первинному вузлі і часом застосованої операції на вторинному, оперує дискретними показниками, які не дозволяють оцінити реальні значення затримок реплікації.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. У дослідженнях широко використовуються альтернативні підходи, що не застосовують збирання системних характеристик вбудованими засобами [12–22].

Підходи, основані на активному моніторингу, часто використовують для діагностики у випадках, коли відсутня можливість вимірювання показників стандартними засобами або отримані дані не є достовірними (наприклад, при дослідженні електричних [14] та комп'ютерних мереж [15–18], у системах кібербезпеки [19] тощо). На відміну від пасивного моніторингу (passive monitoring), при якому метрики зчитуються за допомогою системних інструментів або датчиків, активне зондування (active probing) генерує синтетичний потік даних з його подальшою обробкою системою, отже здійснюється активний вплив на неї.

У дослідженні [12] авторами проведено порівняльний аналіз пасивного (passive monitoring) та активного (active probing) підходів до моніторингу комп'ютерних мереж і доведено переваги останнього для випадків, коли пасивного спостереження недостатньо. Застосування синтетичного моніторингу (synthetic monitoring) дозволяє виконувати безперервний контроль продуктивності та вчасно виявляти затримки та збої [13].

Авторами [18] запропоновано метод виявлення проблем із надійністю та швидкістю вебсервісів (загальних, часткових, періодичних затримок) на основі синтетичного моніторингу та математичного аналізу отриманих трасувань. Розроблено модель типових причин зниження продуктивності сервера і перевірено її як у експериментальних умовах, так і в роботі реального вебсайту у фінансовому секторі.

Дослідження [20] пропонує огляд стратегій проактивного моніторингу високонадійних баз даних, що поєднує відстеження на рівні сервісів, телеметрію, прогнозну аналітику та автоматизоване керування для запобігання інцидентам. Впровадження таких інструментів дозволило зменшити кількість незапланованих перемикань, стабілізувати продуктивність та мінімізувати кількість хибних сповіщень.

У праці [21] запропоновано розширення традиційних тригерів для баз даних, що дозволяє періодично перевіряти складні зміни, описані SQL–запитами, замість

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

примітивних подій. Впровадження цього підходу базується на ефективному інкрементному оновленні представлень для виявлення подій.

У дослідженні [22] розглядається синтетичний моніторинг як проактивний підхід до оцінки продуктивності, доступності та функціональності застосунків. Інтеграція синтетичного моніторингу в конвеєри CI/CD дозволяє підтримувати безперервний цикл розробки, підвищувати надійність, та виявляти дефекти до того, як вони вплинуть на користувачів.

Проаналізовані літературні джерела свідчать про універсальність підходів, основаних на активному впливі на досліджувану систему (активне зондування), та підтверджують можливість їх використання для аналізу характеристик реплікації MongoDB.

Мета дослідження. Метою дослідження є визначення фактичних затримок реплікації у розподіленому кластері MongoDB та закономірностей їх виникнення, а також побудова математичної моделі для оцінки й прогнозування впливу основних факторів на характеристики процесу реплікації.

Викладення основного матеріалу дослідження. Для організації експериментів використано локальний кластер бази даних MongoDB (Intel Core i5–8250U 1,6 ГГц; DDR3 16 ГБ, SSD 120 ГБ), що складається з трьох вузлів: первинного (Primary) та двох вторинних (Secondary) (порти 27020, 27021, 27022) [23]. Така конфігурація моделює зберігання даних моніторингу на окремих вузлах з обмеженими ресурсами; також в цьому дослідженні повністю виключено випадкові мережеві затримки та їх вплив на процес реплікації.

Для створення навантаження на кластер та запису результатів про затримки реплікації, обсяг брудного кешу WiredTiger, стан внутрішніх черг блокувань та системних операцій розроблено Python–скрипт.

Для подолання системних обмежень стандартного моніторингу MongoDB (а саме дискретного інтервалу збору метрик у 1 с) та оцінки реальної затримки реплікації використано метод активного зондування (active probing), або синтетичного моніторингу (synthetic monitoring). Вимірювання затримок реалізується таким чином:

– на Primary–вузлі формується спеціальний документ, час створення якого визначено і записано у вигляді часової мітки T_1;

– документ записується до журналу операцій oplog первинного вузла, потім копіюється на Secondary;

– відбувається зчитування цього документа з Secondary–вузла (режим переваги вторинного вузла Secondary Preffered);

– затримка реплікації ΔT обчислюється як різниця між часом зчитування T_2 та часовою міткою (1):

$$\Delta T = T_2 - T_1 \quad (1)$$

Для розподілених баз даних одним з параметрів, що характеризує їх роботу, є рівень гарантії запису (Write Concern) [24]:

– w:1, при якому запис відбувається на первинний (Primary) вузол, і, не чекаючи запису на вторинному (Secondary), робиться підтвердження щодо успішності операції;

– w: «majority», при якому запис робиться на більшість вузлів (для даного випадку – на 2 з 3), і тоді вважається успішним;

– w: all та інші комбіновані види, що передбачають підтвердження всіма вузлами, або використовують для одних операцій один тип рівня гарантії запису, а для інших – другий.

Експериментальний розподіл затримок реплікації для w:1 та w: «majority» представлено на рис. 1, параметри отриманих розподілів – у табл. 1.

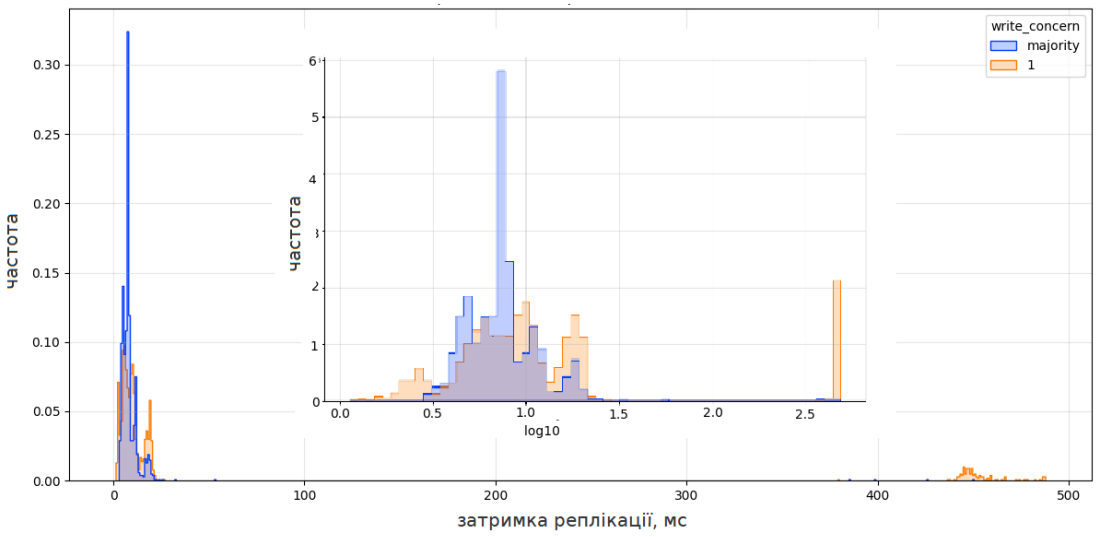


Рисунок 1 – Вплив рівня гарантії запису (Write Concern) на розподіл затримок реплікації (мс) для w:1 та w: «majority» (лінійний та логарифмічний вигляд)

Таблиця 1

Статистичні характеристики розподілу затримок реплікації (мс) в залежності від рівня гарантії запису, мс

Метрика	w:1	w: «majority»
Середнє значення (mean)	43,31	8,79
Стандартне відхилення (std)	122,37	16,62
Мінімальне значення (min)	1,05	3,22
Перцентілі P50	6,78	7,08
P95	450,89	17,26
P99	481,50	21,87
Максимальне значення (max)	491,46	385,80

Відповідно до отриманих результатів, для обох досліджених рівнів гарантії запису підтверджено бімодальний розподіл затримок реплікації, що більш виражений для режиму w: 1.

Основний масив значень затримок міститься в області низьких значень (0–50 мс). Але для w: 1 на діаграмі також присутня зона високих затримок у діапазоні 400–500 мс.

Згідно з даними таблиці 1, при використанні концепції гарантії запису w: 1 реплікація є статистично більш повільною: середнє значення затримки становить 43,31

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

проти 8,79 мс для w: «majority», ще більша різниця спостерігається на високих перцентилях – наприклад, при P_{99} затримка становить 481,5 мс для w:1 проти 21,87 мс для w: «majority».

Ці закономірності пов'язані із особливостями взаємодії вузлів, що розташовані на одному комп'ютері.

При w: 1 первинний **(**Primary**)** вузол одразу підтверджує запис і починає наступні операції. Це призводить до заповнення оперативної пам'яті та накопичення «брудного кешу» (Dirty Cache) двигуна WiredTiger в межах 8,86–11,01 Мб. І коли кеш переповнюється, ініціюється процес скидання даних на диск під час контрольної точки (Checkpointing), що призводить до тимчасового припинення операцій запису журналу (Journaling) та блокування роботи фізичних дисків [25, 26].

Наслідком цього є утворення 105 аномальних викидів (9% всіх вимірювань) для w: 1 з затримками 440–480 мс. Причому для цього діапазону визначено, що у самої MongoDB немає внутрішніх черг або блокування (*{'total': 0, 'readers': 0, 'writers': 0}*).

Для w: «majority» первинний вузол очікує підтвердження запису даних від вторинного. Цей часовий інтервал дає можливість скидати «брудний кеш» без значної кількості зупинок, хоча в окремі моменти часу значення можуть досягати 15,88 Мб. Кількість аномальних викидів в цьому випадку становить 3 (0,25 %).

Таким чином, використання режиму w: «majority» є оптимальним рішенням з точки зору забезпечення надійності збереження інформації у базі даних і зменшення критичних затримок реплікації.

Використання w: 1, незважаючи на швидке підтвердження запису інформації на первинний диск, може призводити до розсинхронізації даних на вторинних вузлах та виникнення блокувань.

Для режиму w: «majority» було проведено експеримент щодо визначення впливу типу операції (Operation Type) (insert, find, update, delete) на затримки реплікації (рис. 2, табл. 2).

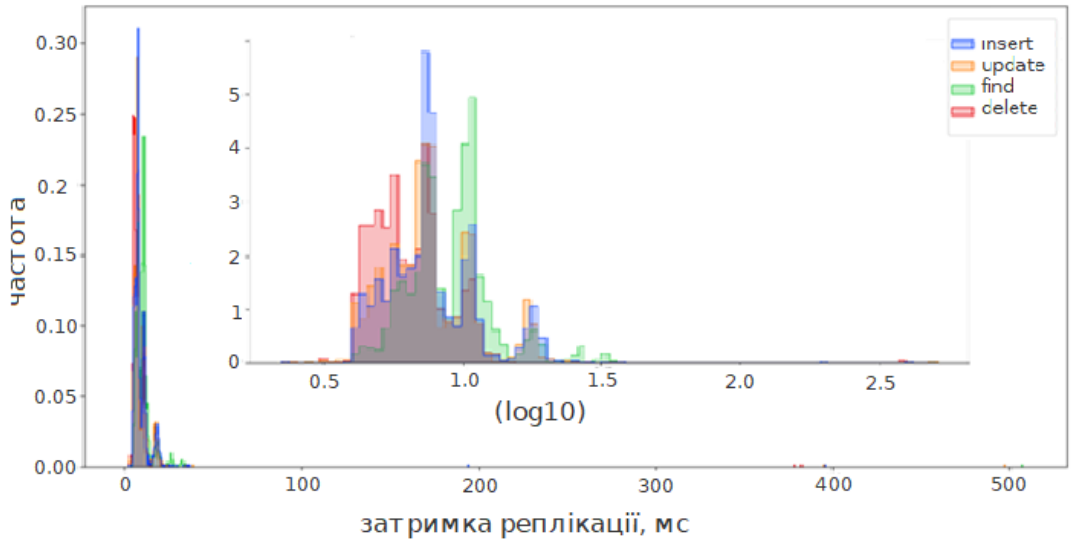


Рисунок 2 – Вплив типу виконуваних операцій (insert, find, update, delete) на розподіл затримок реплікації (лінійний та логарифмічний вид)

Порівнюючи вищезазначені типи операцій, слід відмітити, що отримані розподіли мають схожий характер.

Таблиця 2

Статистичні характеристики розподілу затримок реплікації (мс)
в залежності від типу операції, мс

Тип операції	Delete	Find	Insert	Update
Середнє (Mean)	7,38	10,16	8,85	8,86
Перцентилі:				
P50	6,27	9,32	7,45	7,19
P95	10,93	17,95	17,7	17,1
Максимальне значення (max)	382,35	507,54	395,69	497,15
Dirty Cache, середнє значення, Мб	10,5	8	3,5	5,5

Більша частина затримок є незначною (медіана становить 6–9 мс), що свідчить про стабільність роботи системи. Оскільки операції відрізняються за складністю, можна було б очікувати, що дані по затримках також будуть різнитися, але відсутність значних розбіжностей є непрямим свідченням про відсутність впливу з боку центрального процесору (CPU).

Кількість аномальних викидів є незначною, величина значних затримок, як і в попередньому випадку, складає до 0,5 с, але вони виникають навіть для операції find, яка, на відміну від інших, не створює нових записів і не змінює дані. Отже, це підтверджує гіпотезу, що основною причиною є блокування самої операційної системи під час скидання сторінок пам’яті (Checkpointing), коли системний механізм контролю стану вузлів (Heartbeat) стає у загальну чергу з фоновими процесами MongoDB.

Аналізуючи накопичення «брудного кеша» (Dirty Cache), можна зробити висновок, що найбільше його створюється при виконанні операції delete (10–11 Мб). Але утворення сплесків затримок спостерігається серед усіх типів операцій (380–500 мс).

Для визначення впливу завантаження процесора та пам’яті (CPU and RAM load) було проведено тестування системи шляхом вимірювання цих параметрів і відповідних їм затримок реплікації кожні 0,5 с для режиму w=majority (табл. 3).

Для оцінки зв’язку між зазначеними параметрами було визначено коефіцієнт кореляції відповідно до рівняння (2) [27] :

$$r = \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})(y_i-\bar{y})}{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2 \sum_{i=1}^{n}(y_i-\bar{y})^2}, \quad (2)$$

де x_i – значення завантаження CPU, RAM в момент часу i;

y_i – затримка реплікації між первинним та вторинним вузлами у момент часу *i;*

$\bar{x}, \bar{y}$ – середні вибіркові значення відповідних параметрів.

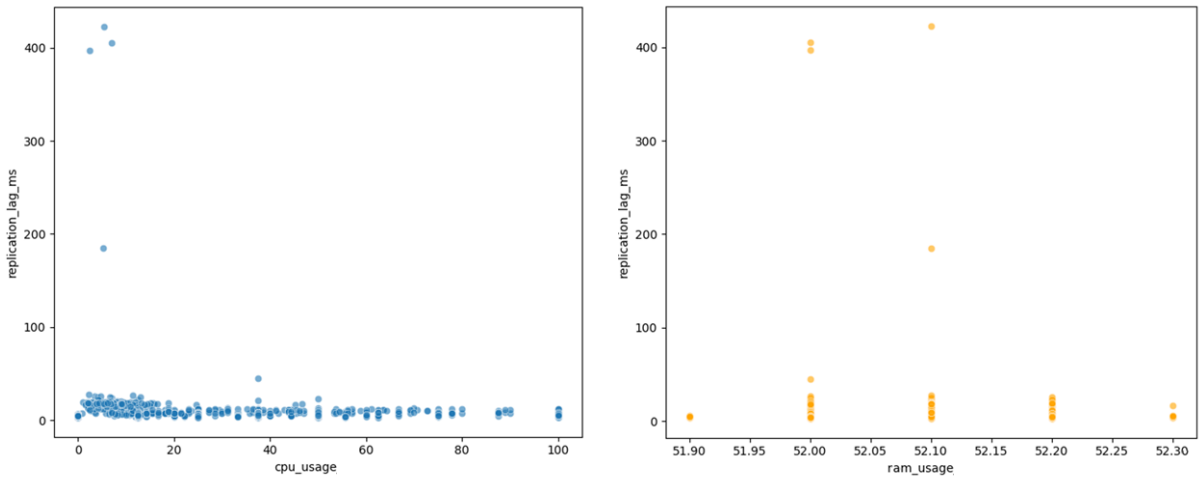
ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Таблиця 3

Коефіцієнти кореляції між затримкою кореляції та системними параметрами (при w=majority)

Параметр	Коефіцієнт кореляції r
Використання RAM, %	0,01727
Використання CPU, %	–0,003539

Також залежності між затримками реплікації та відповідними системними параметрами показані на рис.3.



а б

Рисунок 3 – Вплив CPU (cpu_usage) (а) та RAM (ram_usage) (б) на затримки реплікації (replication_lag_ms)

Отримані дані табл. 3, а також залежності, показані на рис. 3, свідчать про те, що ресурси комп'ютера не мають кореляції з затримками реплікації, а отже, не несуть на неї значного впливу.

Експеримент щодо часу очікування у чергах (Queue Wait) імітує ситуацію, коли дані потрапляють у систему безперервно, але вони повинні очікувати у внутрішньосистемній черзі (наприклад, через раптове коротке блокування ресурсів за рахунок скидання даних з пам'яті WiredTiger або збільшення кількості інших потоків операцій). Дослідження проводилося шляхом внесення додаткових затримок між циклами виконання операцій тривалістю 5, 100, 1000 та 2000 мс. Аналізуючи отриманий розподіл (рис. 4, табл. 4), можна відмітити, що зміна часу очікування не впливає на характер розподілу: пік розподілу приходиться на діапазон 5–10 мс, медіанні значення майже співпадають (6,23–6,86 мс), робота системи є стабільною за виняткам викидів 2157,84 мс при затримці 2000 мс.

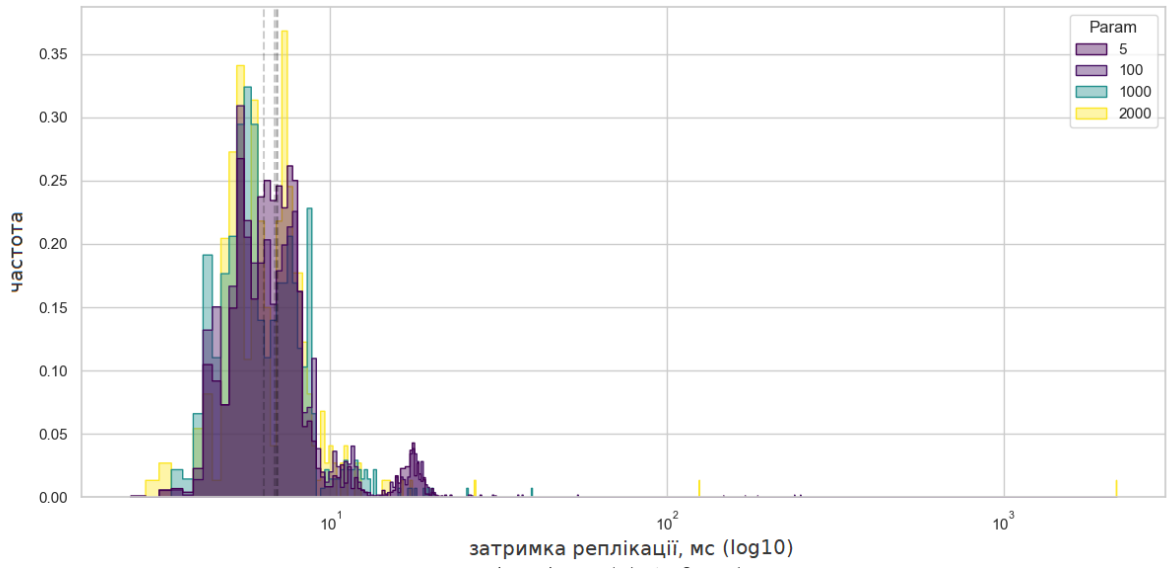


Рисунок 4 – Вплив часу очікування у чергах на розподіл затримок реплікації в залежності від часу очікування у чергах (5, 100, 1000, 2000 мс) (логарифмічна шкала)

Таблиця 4

Статистичні характеристики розподілу затримок реплікації (мс) в залежності від часу очікування у чергах, мс

Час очікування	**5**	**100**	**1000**	**2000**
Середнє (Mean)	7,87	8,12	6,93	15,32
Перцентилі:				
P50	6,81	6,86	6,23	6,75
P95	17,24	17,53	11,69	10,97
Максимальне значення (max)	185,52	248,76	39,39	2157,84

Визначення впливу кількості відкритих клієнтських з’єднань (Connections), що одночасно приєдналися до бази даних, досліджено для 10, 100, 500 та 1000 паралельних потоків (при w=majority). Отримані результати демонструють (рис. 5, табл. 5) сильну залежність затримок реплікації від цього параметра. При невеликій кількості з’єднань (10) робота системи стабільна, затримки мають куполоподібний вузький розподіл (середнє значення 6,29 мс, P_{50}=5,96 мс). При збільшенні кількості з’єднань до 100 утворюється довгий «хвіст» затримок (P_{95}=88,01 мс). При зростанні навантаження до 500–1000 з’єднань реплікація десинхронізується, середня затримка різко збільшується до 639,09 та 6333,57 мс, P_{95} досягає 10139,61 мс. Це пояснюється виникненням конкуренції за ресурси, і система значний час проводить в очікуваннях.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

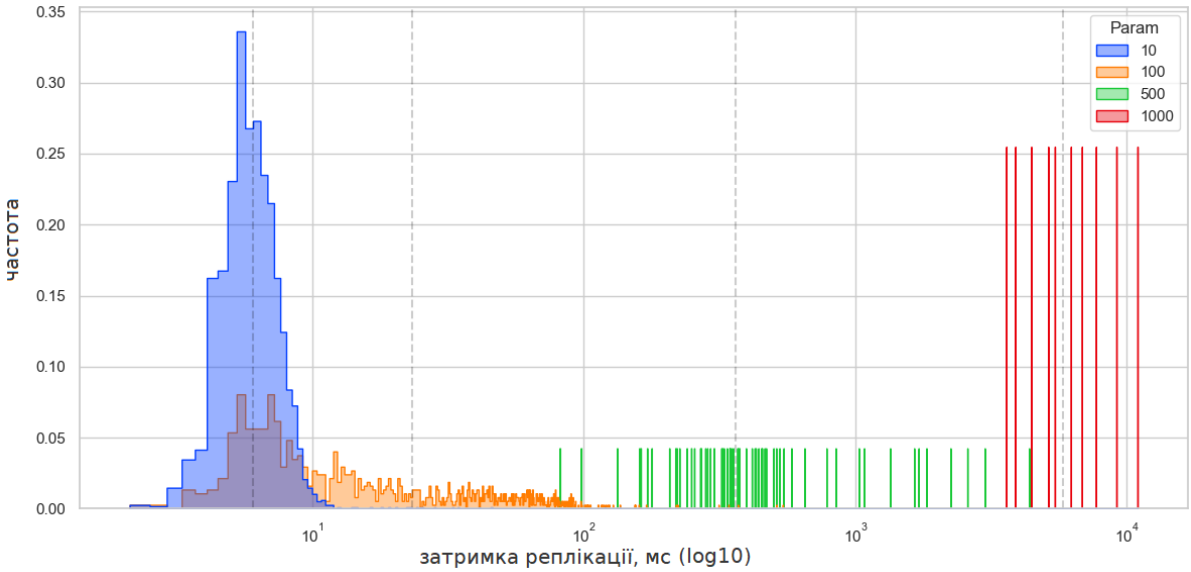


Рисунок 5 – Вплив кількості паралельних клієнтських з'єднань (10, 100, 500, 1000) на затримки реплікації (логарифмічна шкала)

Таблиця 5

Статистичні характеристики розподілу затримок реплікації (мс) в залежності від кількості паралельних клієнтських з'єднань

Кількість з'єднань	**10**	**100**	**500**	**1000**
Середнє (Mean)	6,29	35,5	639,09	6333,57
Перцентилі:				
P50	5,96	23,18	361,34	5825,04
P95	8,67	88,01	2257,94	10139,61
Максимальне значення (max)	135,72	539,94	4362,54	10947,02

Вплив кількості документів у пакеті (Batch Size) досліджено для конфігурацій 10, 50, 100, 500 документів (періодичність відправлення 1 с) (рис. 6, табл. 6).

Аналіз результатів вказує на наявність зворотної залежності між розміром пакету та затримкою реплікації. Так, при невеликій кількості документів у пакеті (10) основна частина затримок зміщується в область більших значень (середнє значення становить 102,15 мс, стандартне відхилення – 277,62 мс), а крім того, спостерігається значний сплеск в районі 1000 мс ($\log_{10}$=3).

При збільшенні пакету одночасно оброблюваних документів до 500 розподіл стає більш вузьким з піком щільності 5–10 мс (середнє значення затримки знижується до 5,32 мс, стандартне відхилення – 1,89 мс).

Це пов'язується із тим, що при відправленні пакета документів існують постійні накладні витрати (запити статусу, записи heartbeat, синхронізація журналів тощо), а у великих пакетах ці витрати зменшуються з розрахунку на один документ, оскільки розподіляються на весь пакет документів. Крім того, вторинні вузли більш ефективно і швидко використовують операції з oplog, коли документи надходять групами.

Слід відмітити, що при меншому навантаженні (10 документів у пакеті) «дзвін» розподілу зміщений правіше (середнє значення mean для пакета з 10 документів складає 102,15 мс), ніж при більших навантаженнях (500 – 5,32 мс).

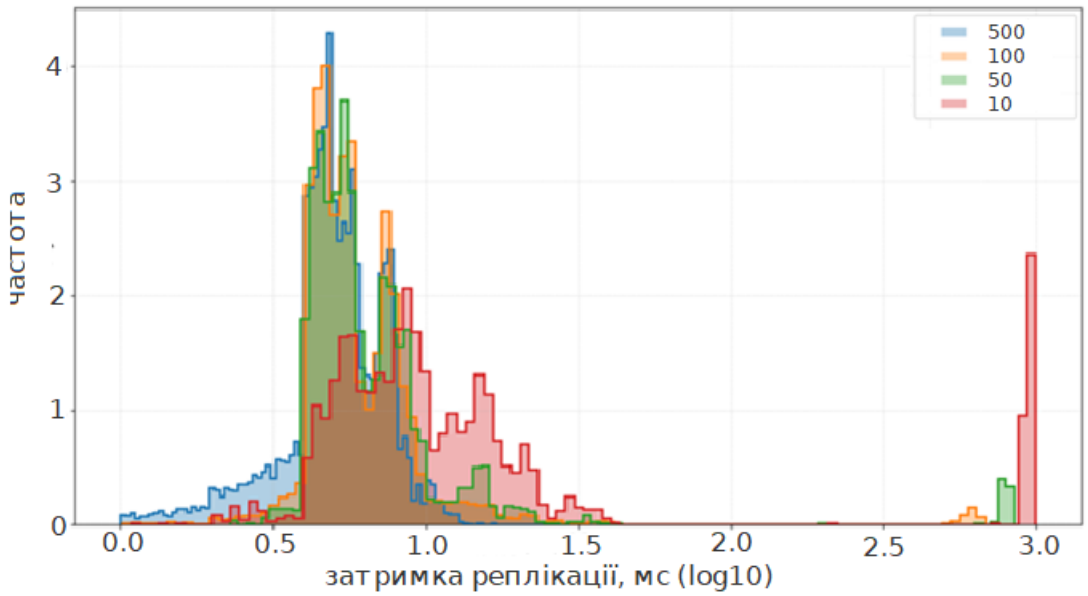


Рисунок 6 – Вплив розміру документів у пакеті (Batch Size)
на розподіл затримок реплікації (логарифмічна шкала)

Таблиця 6

Статистичні характеристики розподілу затримок реплікації
при зміні кількості документів у пакеті

Розмір пакету (Batch)	**Середнє (Mean), мс**	**Медіана (Median), мс**	**Стандартне відхилення (Std), мс**	**Мініма–льне зна-чення (min), мс**	**Максима–льне зна-чення (max), мс**	**Коефі–цієнт варіації (cv), %**
10	102,15	9,00	277,62	1,08	995,33	271,78
50	22,53	5,67	109,46	2,29	840,69	485,88
100	12,31	5,5	59,48	1,13	656,85	484,14
500	5,32	5,02	1,89	1,02	17,24	35,56

Це може пов’язуватися з декількома факторами:

– при одночасному передаванні великого пакету документів відправлення відбувається безперервним потоком, і для кожного циклу виконуються підготовчі операції (пов’язані з запитом статусу, записом «маркера» тощо), тому у випадку передавання невеликого пакету ці затримки будуть грати значну роль у загальному часі операції;

– при передаванні великої кількості даних кеш системи використовується весь час, для невеликої кількості – переходить в енергозберігаючий стан.

Часовий інтервал між операціями запису (Interval) виникає у зв’язку з тим, що інформація не може потрапляти у систему безперервно, а, як у випадку з моніторингом

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

довкілля потрапляє пакетами з інтервалами. Для визначення впливу даного параметру до бази даних на затримки реплікації було проведено серію досліджень з періодичністю збирання даних 0, 1, 5 та 10 с з пакетом документів 20 шт (рис. 7).

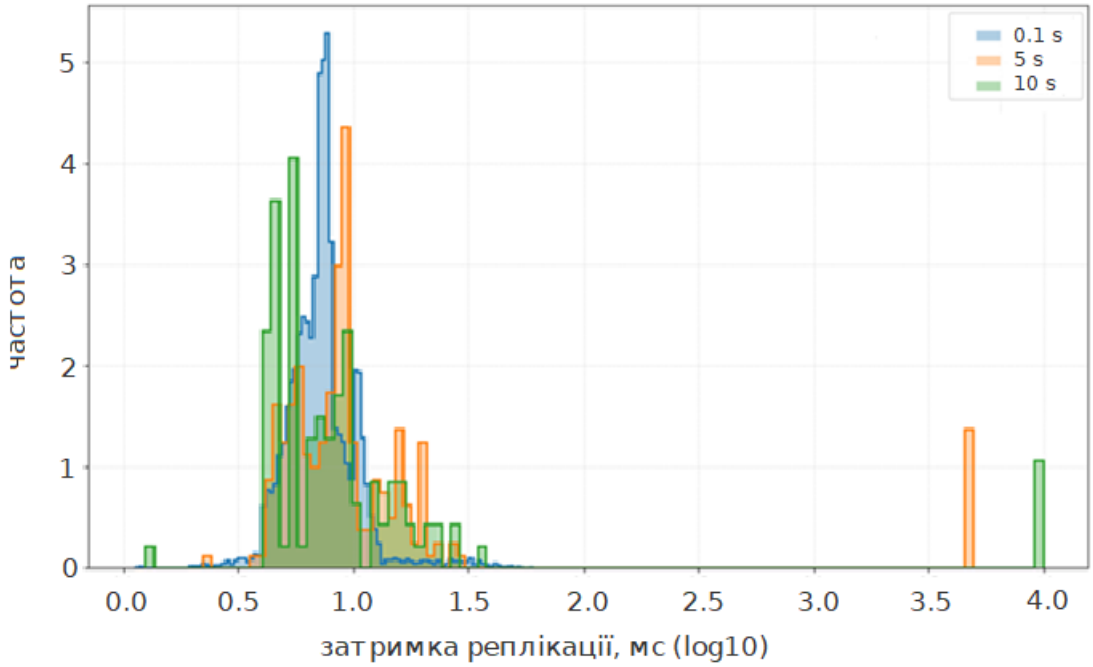


Рисунок 7 – Вплив часового інтервалу між операціями запису (Interval) на розподіл затримок реплікації (логарифмічна шкала)

При визначеннях затримок реплікації через різні періоди часу (через 0,1, 5 та 10 с з пакетом документів 20) слід відмітити наступне (табл. 7, рис. 7).

При вимірюваннях через 0,1 с майже всі точки потрапляють у досить вузький діапазон затримок 5–10 мс з середнім значенням 8,92 мс і медіаною 7,16 мс. Максимальна затримка складає 54,07 мс, що свідчить про стабільну роботу системи.

Під час експериментів, при яких збір даних відбувається через 5–10 с, крім затримок у діапазоні близько 7–9 мс (медіана 7,36 та 8,55 мс), присутні також екстремальні лаги (4902,05 мс та 9911,69 мс).

Таблиця 7

Статистичні характеристики розподілу затримок реплікації в залежності від інтервалу між операціями запису

Періодичність, с	**Середнє (Mean), мс**	**Медіана (Median) мс**	**Стандартне відхилення (Std), мс**	**Мінімальне значення (min), мс**	**Максимальне значення (max), мс**	**Коефіцієнт варіації (cv), %**
0,1	8,92	7,16	7,37	3,99	54,07	82,63
5	131,38	8,55	764,87	4,11	4902,05	582,18
10	420,84	7,36	1984,19	1,24	9911,69	471,48

Це може пояснюватися особливостями процесу вимірювання при тривалих паузах – вторинний вузол переходить у режим очікування, і затримка визначається відносно попереднього маркера вимірювання, що призводить до утворення аномальних значень.

Для оцінки впливу отриманих експериментальних параметрів на затримки реплікації було використано алгоритм градієнтного бустингу (Gradient Boosting Regressor), що врахував наступні параметри: кількість клієнтських з'єднань (Connections), кількість документів у пакеті (Batch), часовий інтервал між операціями запису (Interval), завантаження процесора (cpu), час очікування у чергах (queue wait), і на його основі створено графік значущості ознак (Feature Importance) (рис. 8) та табл. 8.

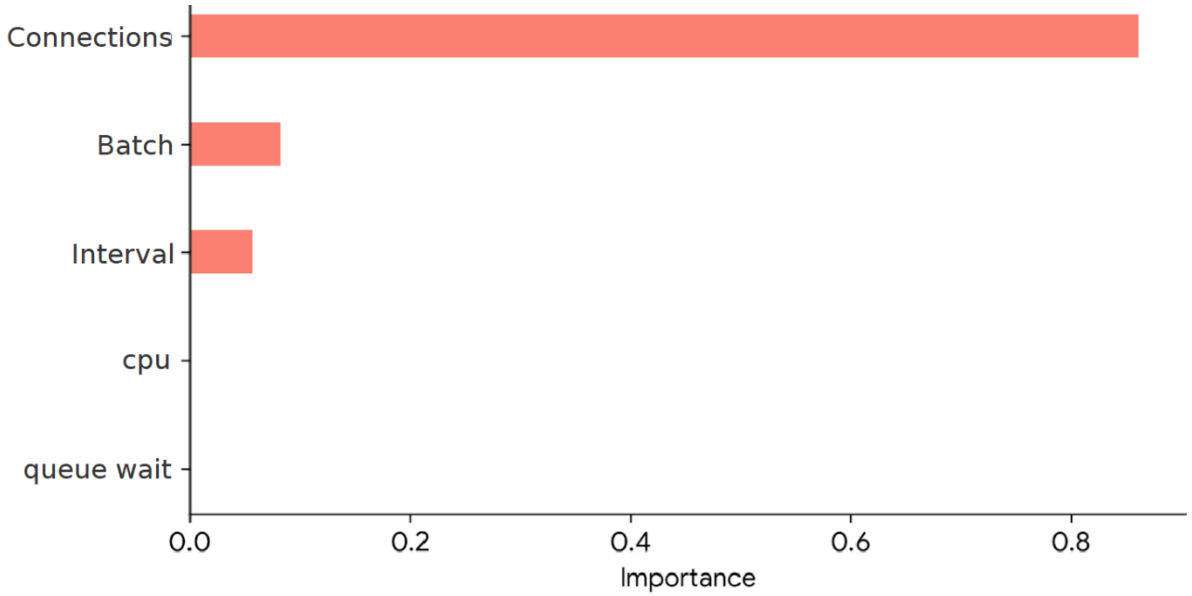


Рисунок 8 – Оцінка значущості впливу параметрів на затримки реплікації

Аналіз рис. 8 і табл. 8 показав, що серед значущих параметрів найбільший вплив на затримку реплікації мають: кількість з'єднань, інтервал звертання до бази даних та розмір документів у пакеті.

Таблиця 8

Оцінка значущості ознак (Feature Importance)

Фактор / Позначення	**Значущість (Importance)**
Кількість з'єднань / Connections	0,54 (54%)
Інтервал звернення / Interval	0,28 (28%)
Розмір пакета / Batch	0,18 (18%)
Час очікування у чергах (queue wait)	0,001 (0,1%)
Завантаження процесора / cpu	0,001 (0,1%)

Інші параметри за впливом складають менше 1 %, тому у подальшому аналізі вони не враховуються.

Подальшим кроком було побудування математичної моделі, яка б описувала сумарний вплив значущих параметрів на затримки реплікації. Для цього було взято всі

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

файли *.csv зі статистичними даними щодо кількості паралельних клієнтських з'єднань (C), часового інтервалу між операціями запису (I) та кількості документів у пакеті (B).

Для апроксимації було обрано декілька видів функцій та описано ними експериментальні дані (табл. 9).

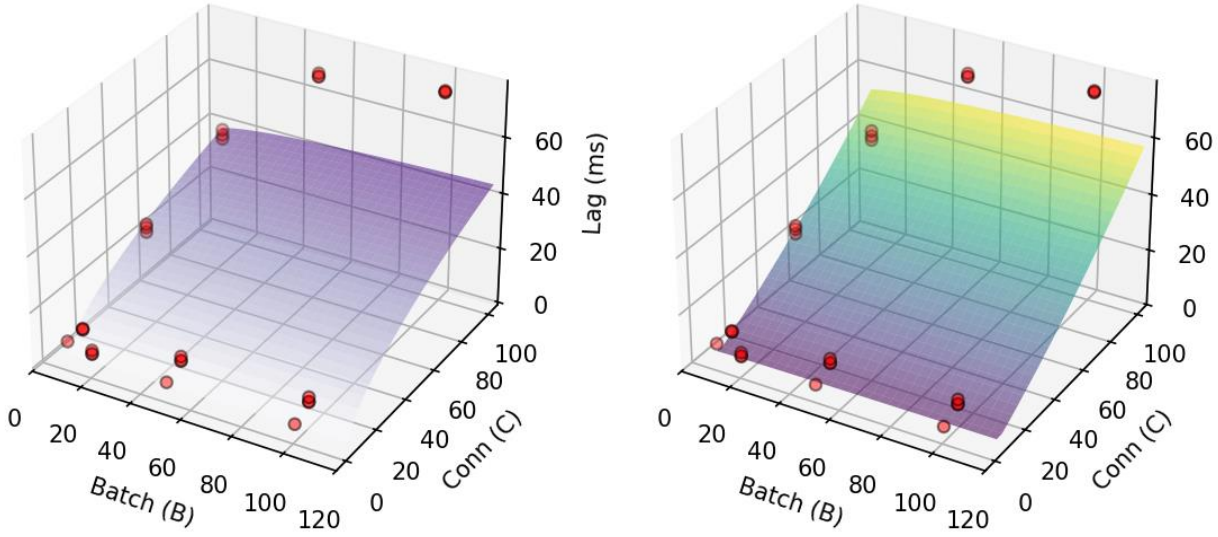
Таблиця 9

Функції для визначення затримки реплікації (lag)

та відповідні їм коефіцієнти детермінації

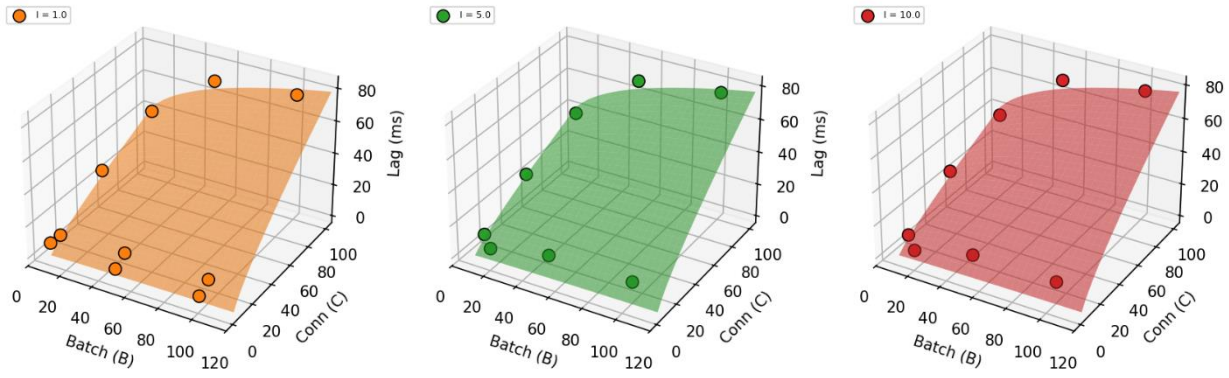
Вид функції	**Рівняння**	**R^2**
Степенева	$lag = 4{,}0668 \cdot B^{0{,}0592} \cdot C^{0{,}4937} \cdot I^{-0{,}0749}$	0,8176
Поліноміально–логаріфмічна	$lag = 5{,}8283 \cdot B^{0{,}0397} \cdot C^{-0{,}2115+0{,}1474\ lnC} \cdot I^{-0{,}0052}$	0,9533
Нелінійна експоненційна	$lag = 0{,}6691 \cdot B^{0{,}2649} \cdot C^{0{,}7602} \cdot \exp(0{,}000031 \cdot C^{1{,}5}) \cdot I^{-0{,}0110}$	0,9786

Для порівняння теоретичних значень з експериментальними побудовано 3D–діаграми (рис. 9, 10). Модель (рис. 10) показала найвищий коефіцієнт детермінації (більше 0,97), що свідчить про те, що вона найбільш точно описує експериментальні дані.



а б

Рисунок 9 – Степенева (а) та поліноміально–логаріфмічна (б) поверхня залежності затримки реплікації (lag(ms)) від розміру пакету документів (Batch(B)) і кількості паралельних з'єднань (Conn(C))



а б в

Рисунок 10 – Нелінійна експоненційна поверхня залежності затримки реплікації (lag(ms)) від розміру пакету документів (Batch(B)) і кількості паралельних з'єднань (Conn(C)) для інтервалів між операціями запису (I): а – I=1 с, б – I=5 с, в – I= 10 с

Висновки. В результаті проведеного дослідження дістали подальшого розвитку закономірності процесу реплікації у розподілених нереляційних базах даних MongoDB за умов застосування методу активного зондування.

За допомогою алгоритму градієнтного бустингу проведено оцінку значущості факторів та визначено основні параметри, що впливають на затримки реплікації, а саме: кількість паралельних клієнтських з'єднань, обсяг документів у пакеті, часовий інтервал між операціями запису. Доведено відсутність істотного впливу часу очікування у чергах та показників завантаження процесора.

На основі отриманих емпіричних даних побудовано нелінійну математичну модель, що описує зв'язок між зазначеними параметрами та затримками реплікації (R^2 = 0,9786), яку може бути використано під час проєктування та оптимізації роботи нереляційних розподілених NoSQL–систем.

ЛІТЕРАТУРА

1. Ncube M. M., Ngulube P. Enhancing environmental decision–making: a systematic review of data analytics applications in monitoring and management. *Discover sustainability*. 2024. Vol. 5, no. 1. DOI: 10.1007/s43621–024–00510–0 (date of access: 23.08.2026).

2. Advances and challenges in iot sensors data handling and processing in environmental monitoring networks / S. Sathyamoorthy et al. *HAFED POLY journal of science, management and technology*. 2024. Vol. 5, no. 2. P. 40–60. DOI: 10.4314/hpjsmt.v5i2.3 (date of access: 22.08.2026).

3. Hasan S., Mohammed Y. Environmental monitoring systems using wireless sensor networks: an overview. *Journal of engineering and sustainable development*. 2020. Vol. 24, Special. P. 298–303. DOI: 10.31272/jeasd.conf.1.33 (date of access: 22.08.2026).

4. Резніченко О. В., Ляшенко О. А., Архипова В. В. Дослідження моделей баз даних для зберігання big data у сфері моніторингу довкілля. Системні технології. *2024*. № 6 (155). С. 185–195. DOI: https://doi.org/10.34185/1562–9945–6–155–2024–18

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

5. Framework for heterogeneous data management: An application case in a NoSQL environment from a Climatological Center / A. M. Jiménez–Galina et al. *Computación y sistemas*. 2024. Vol. 28, no. 1. DOI: 10.13053/cys–28–1–4474 (date of access: 22.08.2026).
6. Han M. The application of NoSQL database in Air Quality Monitoring. *2015 international conference on intelligent systems research and mechatronics engineering*, Zhengzhou, China, 11–13 April 2015. Paris, France, 2015. DOI: 10.2991/isrme–15.2015.25 (date of access: 22.08.2026).
7. Andreoli R., Cucinotta T. Inducing huge tail latency on a mongodb deployment. *2023 IEEE international conference on cloud engineering (IC2E)*, Boston, MA, USA, 25–29 September 2023. 2023. DOI: 10.1109/ic2e59103.2023.00020 (date of access: 22.08.2026).
8. Consistency issue and related trade–offs in distributed replicated systems and databases: a review / J. Ahmed et al. *Radioelectronic and computer systems*. 2023. No. 2. P. 171–179. DOI: 10.32620/reks.2023.2.14 (date of access: 22.08.2026).
9. Gorbenko A., Karpenko A., Tarasyuk O. Analysis of trade–offs in fault–tolerant distributed computing and replicated databases. *IEEE 11th international conference on dependable systems, services and technologies (DESSERT)*, Kyiv, Ukraine, 14–18 May 2020. 2020. DOI: 10.1109/dessert50317.2020.9125078 (date of access: 23.08.2026).
10. Alert conditions: Replication lag. *MongoDB Ops Manager Documentation*. URL:https://www.mongodb.com/docs/ops–manager/current/reference/alerts/replication–lag/ (date of access: 27.07.2026).
11. Hows D., Membrey P., Plugge E. The Definitive Guide to MongoDB: A complete guide to dealing with Big Data using MongoDB. 3rd ed. Berkeley : Apress, 2015. 428 p
12. Barlett G., Heidemann J., Papadopoulos C. Understanding Passive and Active Service Discovery. *IMC '07: Proceedings of the 7th ACM SIGCOMM conference on Internet measurement* (San Diego, California, USA, October 24–26, 2007). New York : ACM, 2007. P. 361–374. DOI: https://doi.org/10.1145/1298306.1298356
13. Yang Y. Research on site reliability optimization technology based on synthetic monitoring in cloud environments. *5th international conference on artificial intelligence, automation and high performance computing (AIAHPC)*, Hefei, China, 19–21 September 2025. 2025. P. 729–732. DOI: 10.1109/aiahpc66801.2025.11290592 (date of access: 23.08.2026).
14. Approaches of probing signal type determination of means local probing for distributed power grids technical condition diagnostic / Y. Honcharenko et al. *Herald of khmelnytskyi national university*. 2022. Vol. 305, no. 1. P. 145–151. DOI: 10.31891/2307–5732–2022–305–1–145–151 (date of access: 23.08.2026).
15. Swargo R. M., Arifuzzaman M. Deploy–Efficient and fast network probing with time–series foundation models. *IEEE international conference on big data (bigdata)*, Washington, DC, USA, 15–18 December 2024. 2024. P. 8846–8848.
DOI: 10.1109/bigdata62323.2024.10824943 (date of access: 23.08.2026).
16. Adaptive diagnosis in distributed systems / I. Rish et al. *IEEE transactions on neural networks*. 2005. Vol. 16, no. 5. P. 1088–1109. DOI: 10.1109/tnn.2005.853423 (date of access: 23.08.2026).
17. Multipath probing and grouping in multihomed networks / J. Liao et al. *IEICE transactions on information and systems*. 2011. E94–D, no. 3. P. 710–713.

DOI: 10.1587/transinf.e94.d.710 (date of access: 23.08.2026).
18. Cito J., Gotowka D., Leitner P. Identifying web performance degradations through synthetic and real–user monitoring / J. Cito, D. Gotowka, P. Leitner, R. Pelette, D. Suljoti, S. Dustdar. *Journal of Web Engineering*. 2015. Vol. 14, № 5–6. P. 414–442.
URL: https://journals.riverpublishers.com/index.php/JWE/article/view/3845
19. Empirical and theoretical evaluation of active probing attacks and their countermeasures / X. Fu et al. *Information hiding*. Berlin, Heidelberg, 2004. P. 266–281. DOI: 10.1007/978–3–540–30114–1_19 (date of access: 23.08.2026).
20. Johnson M. Proactive Monitoring Strategies for High–Availability Database Systems / M. Johnson et al. 2020.
21. Badia A. Active database systems for monitoring and surveillance. *Intelligence and security informatics*. Berlin, Heidelberg, 2003. P. 296–307. DOI: 10.1007/3–540–44853–5_22 (date of access: 23.08.2026).
22. Dhir K. Synthetic Monitoring as a Quality Gate in Continuous Integration and Deployment (CI/CD) and AI Augmentation. *International Research Journal of Modernization in Engineering Technology and Science*. 2026. Vol. 8, № 4. P. 14.
DOI: https://www.doi.org/10.56726/IRJMETS95831
23. MongoDB. (n.d.). *Deploy a replica set for testing and development*. MongoDB Manual. Retrieved July 27, 2026, from https://www.mongodb.com/docs/manual/tutorial/deploy–replica–set–for–testing/
24. Definitive guide to mongodb: a complete guide to dealing with big data using mongodb / T. Hawkins et al. Apress L. P., 2013.
25. MongoDB. (n.d.). *Journaling.* MongoDB Manual. Retrieved July 27, 2026, from https://www.mongodb.com/docs/manual/core/journaling/
26. MongoDB. (n.d.). *WiredTiger Storage Engine.* MongoDB Manual. Retrieved July 27, 2026, from https://www.mongodb.com/docs/manual/core/wiredtiger/#std–label–storage–wiredtiger/
27. Gotelli N. J. A Primer of Ecological Statistics / N. J. Gotelli, A. M. Ellison. – 2nd ed. – Sunderland, Massachusetts: Sinauer Associates, Inc., 2013. – 614 p.

REFERENCES

1. Ncube, M. M., & Ngulube, P. (2024). Enhancing environmental decision–making: a systematic review of data analytics applications in monitoring and management. *Discover sustainability*, *5*(1). https://doi.org/10.1007/s43621–024–00510–0
2. Sathyamoorthy, S., Matthew, U. O., Adekunle, T. S., & Okafor, N. U. (2024). Advances and challenges in iot sensors data handling and processing in environmental monitoring networks. *HAFED POLY Journal of Science, Management and Technology*, *5*(2), 40–60. https://doi.org/10.4314/hpjsmt.v5i2.3
3. Hasan, S., & Mohammed, Y. (2020). Environmental monitoring systems using wireless sensor networks: An overview. *Journal of Engineering and Sustainable Development*, *24*(Special), 298–303. https://doi.org/10.31272/jeasd.conf.1.33

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

4. Reznichenko, O., Liashenko, O., & Arkhypova, V. (2025). Database models for storing big data. *System Technologies*, *6*(155), 155–195. https://doi.org/10.34185/1562–9945–6–155–2024–18

5. Jiménez–Galina, A. M., Maldonado–Macías, A. A., Olmos–Sanchez, K. M., Hernandez, I., Estrada–Saldana, F., & Vázquez–Gálvez, F. A. (2024). Framework for heterogeneous data management: An application case in a NoSQL environment from a Climatological Center. *Computación y sistemas*, *28*(1). https://doi.org/10.13053/cys–28–1–4474

6. Han, M. (2015). The application of NoSQL database in Air Quality Monitoring. *2015 international conference on intelligent systems research and mechatronics engineering*. Atlantis Press. https://doi.org/10.2991/isrme–15.2015.25

7. Andreoli, R., & Cucinotta, T. (2023). Inducing huge tail latency on a mongodb deployment. *2023 IEEE international conference on cloud engineering (IC2E)*. IEEE. https://doi.org/10.1109/ic2e59103.2023.00020

8. Ahmed, J., Karpenko, A., Tarasyuk, O., Gorbenko, A., & Sheikh–Akbari, A. (2023). Consistency issue and related trade–offs in distributed replicated systems and databases: A review. *Radioelectronic and Computer Systems*, (2), 171–179. https://doi.org/10.32620/reks.2023.2.14

9. Gorbenko, A., Karpenko, A., & Tarasyuk, O. (2020). Analysis of trade–offs in fault–tolerant distributed computing and replicated databases. *IEEE 11th international conference on dependable systems, services and technologies (DESSERT)*. IEEE. https://doi.org/10.1109/dessert50317.2020.9125078

10. MongoDB. (n.d.). *Alert conditions: Replication lag*. MongoDB Ops Manager Documentation. Retrieved July 27, 2026, from https://www.mongodb.com/docs/ops–manager/current/reference/alerts/replication–lag/

11. Hows, D., Membrey, P., Plugge, E., & Hawkins, T. (2015). *The definitive guide to mongodb*. Apress. https://doi.org/10.1007/978–1–4842–1182–3

12. Bartlett, G., Heidemann, J., & Papadopoulos, C. (2007). Understanding passive and active service discovery. *The 7th ACM SIGCOMM conference*. ACM Press. https://doi.org/10.1145/1298306.1298314

13. Yang, Y. (2025). Research on site reliability optimization technology based on synthetic monitoring in cloud environments. *5th international conference on artificial intelligence, automation and high performance computing (AIAHPC)* (p. 729–732). IEEE. https://doi.org/10.1109/aiahpc66801.2025.11290592

14. Honcharenko, Y., Priadko, V., Poleshchuk, I., Synkivskyi, V., & Ostra, N. (2022). Approaches of probing signal type determination of means local probing for distributed power grids technical condition diagnostic. *Herald of Khmelnytskyi National University*, *305*(1), 145–151. https://doi.org/10.31891/2307–5732–2022–305–1–145–151

15. Swargo, R. M., & Arifuzzaman, M. (2024). Deploy–Efficient and fast network probing with time–series foundation models. *IEEE international conference on big data (bigdata)* (p. 8846–8848). IEEE. https://doi.org/10.1109/bigdata62323.2024.10824943

16. Rish, I., Brodie, M., Ma, S., Odintsova, N., Beygelzimer, A., Grabarnik, G., & Hernandez, K. (2005). Adaptive diagnosis in distributed systems. *IEEE Transactions on Neural Networks*, *16*(5), 1088–1109. https://doi.org/10.1109/tnn.2005.853423

17. Liao, J., Wang, J., Li, T., & Zhu, X. (2011). Multipath probing and grouping in multi-homed networks. *IEICE Transactions on Information and Systems*, *E94–D*(3), 710–713. https://doi.org/10.1587/transinf.e94.d.710
18. Cito, J., Gotowka, D., Leitner, P., Pelette, R., Suljoti, D., & Dustdar, S. (2015). Identifying web performance degradations through synthetic and real–user monitoring. *Journal of Web Engineering*, *14*(5–6), 414–442.
Retrieved from https://journals.riverpublishers.com/index.php/JWE/article/view/3845
19. Fu, X., Graham, B., Xuan, D., Bettati, R., & Zhao, W. (2004). Empirical and theoretical evaluation of active probing attacks and their countermeasures. *Information hiding* (p. 266–281). Springer Berlin Heidelberg. https://doi.org/10.1007/978–3–540–30114–1_19
20. Johnson, M., Carter, E., Brooks, S., Bennett, A., & Yusuff, M. (2020). *Proactive monitoring strategies for high–availability database systems.*
21. Badia, A. (2003). Active database systems for monitoring and surveillance. *Intelligence and security informatics* (p. 296–307). Springer Berlin Heidelberg. https://doi.org/10.1007/3–540–44853–5_22
22. Dhir, K. (2024). Synthetic monitoring as a quality gate in continuous integration and deployment (CI/CD) and AI augmentation. *International Research Journal of Modernization in Engineering Technology and Science*, *6*(4), 14. https://doi.org/10.56726/IRJMETS95831
23. MongoDB. (n.d.). *Deploy a replica set for testing and development*. MongoDB Manual. Retrieved July 27, 2026, from https://www.mongodb.com/docs/manual/tutorial/deploy–replica–set–for–testing/
24. Hawkins, T., Membrey, P., Plugge, E., & Hows, D. (2013). *Definitive guide to mongodb: A complete guide to dealing with big data using mongodb*. Apress L. P.
25. MongoDB. (n.d.). *Journaling.* MongoDB Manual. Retrieved July 27, 2026, from https://www.mongodb.com/docs/manual/core/journaling/
26. MongoDB. (n.d.). *WiredTiger Storage Engine.* MongoDB Manual. Retrieved July 27, 2026, from https://www.mongodb.com/docs/manual/core/wiredtiger/#std–label–storage–wiredtiger/
27. Gotelli, N. J., & Ellison, A. M. (2013). *A primer of ecological statistics* (2nd ed.). Sinauer Associates, Inc.

Received 08.06.2026.
Accepted 10.08.2026.
Published 30.10.2026

Mathematical modeling of replication lags in a distributed MongoDB database

Abstract. This paper addresses the topical problem of identifying the factors influencing replication lags and constructing a model of these delays in a distributed MongoDB database under heavy load conditions, using the active probing method. Its application made it possible to overcome the limitations of the discretization inherent in standard monitoring tools—namely, the one–second interval for collecting metrics—and to ensure the acquisition of accurate replication lags values by recording data with precise timestamps on the primary node and reading them from secondary nodes.

Based on the experimental data obtained regarding the impact of the write guarantee level, operation type, processor load, queue wait time, number of concurrent client

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

connections, number of documents in a batch, and the time interval between write operations, an assessment of feature importance was conducted using gradient boosting algorithms. The analysis showed that the number of concurrent client connections, the volume of documents in a batch, and the time interval between write operations have a decisive impact on the occurrence and increase of replication delays. It was also confirmed that queue wait times and processor load do not have a significant impact on the formation of delays.

Based on the study's results, a nonlinear mathematical model of the cluster's operation was developed (coefficient of determination $R^2 = 0.9786$), which can be used during the design, optimization, and configuration of distributed NoSQL systems to predict replication parameters and select optimal system operating parameters.

Keywords: gradient boosting, prediction, feature importance, approximation, coefficient of determination, machine learning, environmental monitoring, mathematical modeling, active probing method, synthetic monitoring.

Резніченко Олег Вікторович – аспірант кафедри інформаційних систем, Український державний університет науки та технологій, Дніпро, Україна.
ORCID: https://orcid.org/0009–0001–0194–5079
Ляшенко Оксана Анатоліївна – кандидат технічних наук, доцент, завідувач кафедри інформаційних систем, Український державний університет науки та технологій, Дніпро, Україна.
ORCID: https://orcid.org/0000–0002–9983–5504
Архипова Вікторія Вікторівна – кандидат технічних наук, доцент, старший науковий співробітник Наукового центру інноваційних матеріалів і технологій, Український державний університет науки та технологій, Дніпро, Україна.
ORCID: https://orcid.org/0000–0002–9722–5622

Reznichenko Oleh – Postgraduate student of Department of Information Systems, Ukrainian State University of Science and Technologies, Dnipro, Ukraine.
ORCID: https://orcid.org/0009–0001–0194–5079
Liashenko Oksana – Candidate of Technical Sciences, Associate Professor, Head of the Department of Information Systems, Ukrainian State University of Science and Technologies, Dnipro, Ukraine.
ORCID: https://orcid.org/0000–0002–9983–5504
Arkhypova Viktoriia – Candidate of Technical Sciences, Associate Professor, Senior Research Officer at the Scientific Centre for Innovative Materials and Technologies, Ukrainian State University of Science and Technologies, Dnipro, Ukraine.
ORCID: https://orcid.org/0000–0002–9722–5622

DOI 10.34185/1562–9945–5–166–2026–07
УДК 53.089.6

О.А. Новосьолов

ВИЗНАЧЕННЯ ПРИДАТНОСТІ РОБОЧИХ ЕТАЛОНІВ ДО ЗАСТОСУВАННЯ У МЕТРОЛОГІЧНІЙ ДІЯЛЬНОСТІ

Анотація. У статті розглядається *питання визначення придатності робочих еталонів вимогам технічної специфікації за результатами їх калібрування. Розглянуто правило прийняття рішень для підтвердження відповідності або невідповідності технічним вимогам робочих еталонів до застосування у метрологічній діяльності акредитованих на відповідність вимогам стандарту ДСТУ EN ISO/IEC 17025:2019 калібрувальних лабораторіях. Проаналізовано правило визначення придатності робочих еталонів в сфері вимірювання геометричних параметрів продукції, що регламентуються міжнародними стандартами серії ISO 14253. На прикладі калібрування мір довжини кінцевих плоскопаралельних розглянуто варіант визначення відповідності мір вимогам стандарту ДСТУ ISO 3650:2009. Запропоновано для калібрування робочих еталонів встановлювати цільову невизначеність вимірювання, яка повинна бути не більш ніж 1/5 від максимально допустимої похибки. Практична цінність отриманих результатів полягає у можливості підвищення достовірності передачі розміру одиниць фізичних величин від робочих еталонів до робочих засобів вимірювальної техніки, що безпосередньо сприяє забезпеченню єдності вимірювань у метрологічній діяльності акредитованих лабораторій та гарантує міжнародне визнання результатів вимірювань.*
Ключові слова: невизначеність вимірювань, калібрування, вторинний еталон, вихідний еталон, робочий еталон, вимірювальне обладнання, метрологічна діяльність, метрологічна простежуваність.

Постановка проблеми. Контроль параметрів виробничих процесів та перевірка характеристик продукції, з метою віднесення її до придатної чи бракованої, ґрунтується на результатах вимірювань, отриманих за допомогою вимірювального обладнання.

Відповідно до ДСТУ ISO 10012:2005 [1], щоб забезпечити відповідність вимірювального обладнання вимогам щодо призначення, необхідно метрологічне підтвердження придатності, яке включає калібрування та верифікацію обладнання. Оцінка відповідності вимірювального обладнання при калібруванні допускається вимогами стандарту ДСТУ EN ISO/IEC 17025:2019 [2], але лише за запитом замовника. З моменту публікації [2] зросла потреба у заявах про відповідність вимірювального обладнання специфікації чи стандарту, а також у документах щодо концепцій правил прийняття рішень, які використовуються при таких заявах. Стандарт [2] визнає, що єдиного правила прийняття рішень, яке можна було застосовувати для всіх заяв про відповідність у сфе-

© Новосьолов О.А., 2026
Copyright for this paper by its authors. Use permitted under License CC BY 4.0.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

рі калібрування, не існує, тому, від персоналу акредитованих калібрувальних лабораторій потрібні певні знання з теорії ймовірностей та математичної статистики.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Питання визначення метрологічної придатності вимірювального обладнання висвітлювалося в ряді публікацій у вітчизняних метрологічних виданнях [3; 4]. У статті [3] розглянуті питання, пов'язані з проведенням метрологічного підтверджування засобів вимірювальної техніки, які застосовуються у сфері та поза сферою законодавчо регульованої метрології, наведені певні проблеми, пов’язані з метрологічним підтверджуванням засобів вимірювальної техніки, та пропозиції щодо їх вирішення. У роботі [4] розглянуто особливості верифікації вимірювального обладнання на основі результатів калібрування та зазначено, що, процедура повірки засобів вимірювальної техніки повинна враховувати невизначеність вимірювань. Подібних досліджень, які аналізують вплив саме невизначеності вимірювань на визначення придатності робочих еталонів вимогам технічної специфікації за результатами їх калібрування, наразі дуже мало. Це підкреслює важливість подальших робіт, що можуть спростити метрологічну діяльність акредитованих калібрувальних лабораторій при здійснені заяви про відповідність вимірювального обладнання за результатами їх калібруванні, щодо вибору, розробки та застосування відповідного правила прийняття рішення.

Мета дослідження. Метою роботи є аналіз процесу визначення відповідності робочого еталону технічній специфікації за результатами його калібрування та на конкретному прикладі показати теоретичні та практичні особливості реалізації цього процесу.

Виклад основного матеріалу дослідження. Відомо, що вимірювання завжди є неідеальними і не будуть ніколи однозначно достовірними. Єдине, що можна зробити, – це знайти інтервал, побудований на підставі виміряного значення та невизначеності вимірювань, в якому буде знаходитись значення вимірюваної величини із заданою ймовірністю. Цей інтервал може виходити за межі заданого поля допуску. Таке перевищення викликає сумніви у висновку про відповідність, зроблену на підставі результату вимірювання, і треба кількісно оцінити ці сумніви. Тому рішення про відповідність слід ґрунтувати на поняттях ймовірності та ризиків і при цьому враховувати таку ймовірну характеристику якості вимірювань, як невизначеність вимірювань.

Єдність вимірювань досягається шляхом точного відтворення та зберігання встановлених одиниць величин за допомогою еталонів і передачі їх розмірів робочим засобам вимірювальної техніки (далі – ЗВТ).

Відповідно до першої частини статті 27 Закону України «Про метрологію та метрологічну діяльність» [5], вторинні та робочі еталони підлягають калібруванню.

Робочий еталон зазвичай калібрують за вихідним еталоном, який призначений для калібрування інших еталонів для величин даного роду в даній організації. Калібрування є процедурою передачі одиниці величини, що відтворюється й/або зберігається еталоном, менш точному еталону або ЗВТ. Передбачається, що в процесі калібрування робочого еталону конкретного типу бере участь вихідний еталон, похибки якого є випадковими величинами, розподіленими симетрично навколо нуля. Сам процес калібрування є одноразовий, тобто результат калібрування не залежить від попередніх калібрувань.

Слід зазначити, що за стандартом [1] калібрування входить до сукупності операцій, необхідних для гарантування того, що вимірювальне обладнання відповідає метрологічним вимогам щодо його використання за призначеністю. Ця сукупність операцій є метрологічним підтверджуванням вимірювального обладнання, яке не вважають виконаним доти, доки придатність вимірювального обладнання до використання за призначеністю не буде доведено та задокументовано.

Щоб надати висновок про відповідність або невідповідність робочих еталонів вимогам технічній специфікації необхідно визначити таке:

– вимоги до метрологічних характеристик робочих еталонів, як правило, у вигляді допустимих значень вказаних у технічній специфікації;

– результат вимірювання, включаючи невизначеність вимірювань;

– правило прийняття рішення з урахуванням рівня ризику (помилкове прийняття та помилкове відхилення, статистичні припущення), що описує спосіб встановлення відповідності робочих еталонів заданим вимогам.

По суті, йдеться про верифікацію робочого еталону при його калібруванні.

Відповідно до ДСТУ EN ISO/IEC 17000:2021 [6] верифікація (як вид діяльності) відноситься до оцінки відповідності, яка повинна підтвердити, що вимоги, які пред'являються до робочого еталону, виконані. Вимоги, встановлені під час верифікації, повинні відповідати призначенню вимірювального обладнання, можуть визначатися специфікаціями, стандартами, технічними регламентами та іншими документами чи виробником, користувачем, замовником калібрувальних послуг.

Оцінка відповідності технічного об’єкта заданим вимогам розглядається в цілому ряді документів міжнародних організацій – [7], [8], [9], [10], [11]. У сферах практичної та законодавчої метрології невизначеність вимірювань визнана як основний елемент метрологічної простежуваності результатів вимірювань, а відповідно до вимог [2] акредитовані лабораторії повинні вказувати невизначеність вимірювань у сертифікатах калібрування. Саме через невизначеність завжди існує ризик помилкового прийняття рішення щодо відповідності/невідповідності вимірювального обладнання встановленим вимогам, і тому значення невизначеності використовують при встановленні кількісних значень цього ризику та розробці правил прийняття рішень про відповідність.

Згідно з традиційним трактуванням, прийнятим у статистиці, ризики прийняття помилкових рішень бувають двох типів:

– ризик виробника (помилка 1–го роду) – ймовірність відхилення нульової гіпотези у разі, коли вона вірна;

– ризик споживача (помилка 2–го роду) – ймовірність прийняття нульової гіпотези у разі, коли вона не вірна.

Під нульовою гіпотезою в метрології розуміється твердження про те, що величина, що вимірюється знаходиться в полі допуску. Ризик виробника являє собою ймовірність того, що забракований ЗВТ насправді не є таким, і виникає у випадках, коли оцінене значення похибки ЗВТ, що перевіряється на відповідність вимогам технічної специфікації, знаходиться за межами максимально допустимої похибки *MPE* (*maximum*

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

permissible error), а ризик споживача – ймовірність того, що прийнятий як придатний ЗВТ насправді не є таким, і виникає у випадках, коли оцінене значення похибки ЗВТ, що перевіряється на відповідність вимогам технічної специфікації, лежить у межах *MPE*. Показовим прикладом області вимірювань, в якій детально розроблені та стандартизовані в [9] правила прийняття рішень для перевірки відповідності або невідповідності специфікаціям, є область вимірювання геометричних параметрів виробів. Ці правила є стандартними для геометричних параметрів виробів і можуть застосовуватися під час калібрування робочих еталонів. З урахуванням п. 3.7 стандарту [2], «правило прийняття рішення – правило, яке описує, як враховується невизначеність вимірювання під час встановлення відповідності зазначеним вимогам».

При здійсненні висновку про придатність робочих еталонів вимогам технічної специфікації, відповідність буде вважатися доведеною, якщо значення результату калібрування (оцінка систематичної похибки вимірювання) *«y»* буде знаходиться в границях зони відповідності:

$$LSL+U \le y \le USL - U, \qquad (1)$$

де *LSL (lower specification limit)* і *USL (upper specification limit)* – відповідно нижня та верхня границі поля допуску (при калібруванні робочого еталону границею поля допуску буде його *MPE*;

U – розширена невизначеність вимірювань при калібруванні робочого еталону.

Схематично зони відповідності та невідповідності специфікації за результатами калібрування робочого еталону зображені на рисунку 1, де: 1 – зона допуску; 2 – зона поза допуску; 3 – зона відповідності; 4 – зона невідповідності; 5 – зона невизначеності.

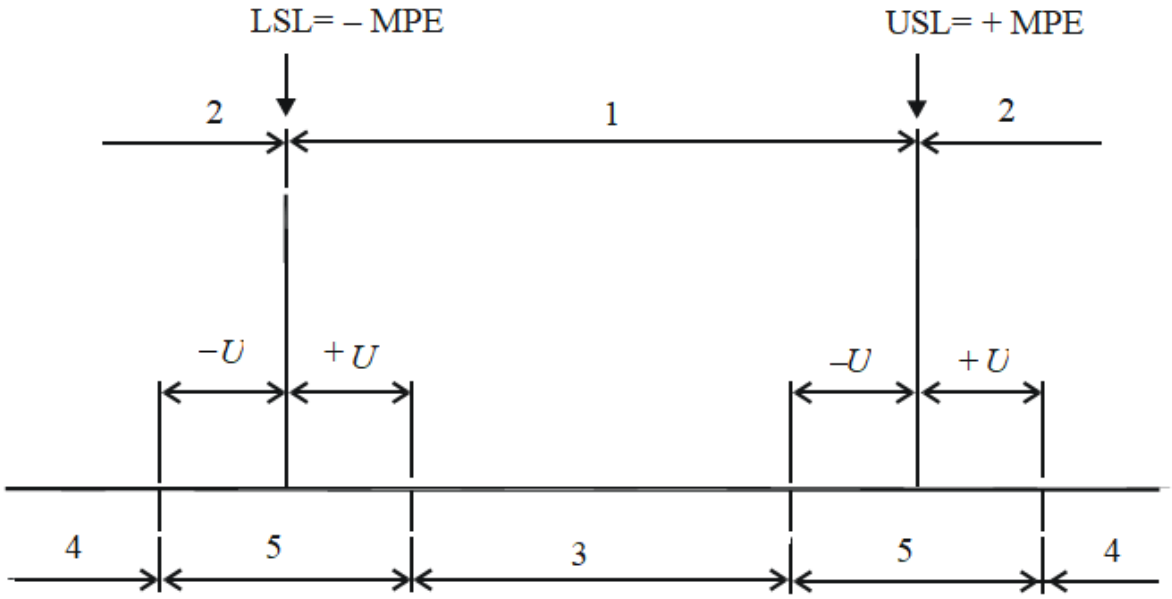


Рисунок 1 – Зони відповідності та невідповідності
вимогам технічної специфікації під час калібрування робочого еталону

При оцінці відповідності робочого еталону специфікації можливі три варіанта:

1 – відповідність специфікації, коли:

$$|y| \le MPE - U \qquad (2)$$

2 – невідповідність специфікації, коли:

$$|y| > MPE + U \quad (3)$$

3 – неоднозначність оцінки відповідності або невідповідності специфікації, коли:

$$MPE - U < |y| < MPE + U \quad (4)$$

У разі варіанта 3 не можна категорично підтвердити відповідність або невідповідність робочого еталону вимогам технічної специфікації. Оцінка може бути тільки ймовірною. Якщо отримана в результаті калібрування оцінка систематичної похибки знаходиться в безпосередній близькості до границі *MPE*, то невизначеність вимірювань може стати причиною неправильного рішення. Виникають так звані «ризик помилкового бракування» (ризик виробника, тобто виконавця послуг з калібрування) та «ризик помилкового приймання» (ризик споживача, тобто замовника послуг з калібрування).

Отже, ризик виконавця послуг з калібрування є ймовірність того, що забракований робочий еталон насправді не є таким, і виникає у випадках, коли оцінене значення зміщення робочого еталону, що перевіряється на відповідність, знаходиться за межами поля допуску, а ризик замовника послуг з калібрування – ймовірність того, що прийнятий як придатний робочий еталон насправді не є таким, і виникає у випадках, коли оцінене значення зміщення робочого еталону, що перевіряється на відповідність, лежить у межах поля допуску.

Розглянемо оцінку відповідності на конкретному прикладі в галузі вимірювань геометричних величин – описаний в EA 4/02 M:2022 [12] приклад S4 калібрування кінцевої міри довжини (далі – КМД) з номінальною довжиною 50 мм. У прикладі S4 визначено, що виміряне значення КМД 0–го класу точності за ДСТУ ISO 3650:2009 [13] з номінальною довжиною 50 мм становить l_X = 49,999926 мм ± 69 нм, де заявлена розширена невизначеність визначається як стандартна невизначеність вимірювання, помножена на коефіцієнт охоплення k = 2, таким чином, що ймовірність покриття відповідає приблизно 95 %. Оцінимо відповідність отриманого результату вимірювання, що міститься в [12], специфікації, за якою для КМД 0–го класу точності з номінальною довжиною 50 мм *MPE* згідно стандарту [13] становить 0,1 мкм.

В документі [10] пропонується оцінювати ймовірність відповідності за формулою:

$$p_c = F_N\left[\frac{MPE - |y|}{u}\right], \quad (5)$$

Де $F_N(z)$ − функція нормального стандартного розподілу зі змінною z, яка обчислюється за формулою:

$$z = \frac{(MPE - |y|)}{u}, \quad (6)$$

u – сумарна стандартна невизначеність вимірювань, яка обчислюється за формулою:

$$u = \frac{U}{k}, \quad (7)$$

де U – розширена невизначеність вимірювань,

κ – коефіцієнт охоплення.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Для знаходження $F_N(z)$ документ [10] пропонує користуватися таблицею нормованого нормального розподілу (Таблиця 1).

Таблиця 1

Таблиця стандартного нормального розподілу *

z	**0,00**	**0,01**	**0,02**	**0,03**	**0,04**	**0,05**	**0,06**	**0,07**	**0,08**	**0,09**
0,0	0,00000	0,00399	0,00798	0,01197	0,01595	0,01994	0,02392	0,0279	0,03188	0,03586
0,1	0,03983	0,04380	0,04776	0,05172	0,05567	0,05962	0,06356	0,06749	0,07142	0,07535
0,2	0,07926	0,08317	0,08706	0,09095	0,09483	0,09871	0,10257	0,10642	0,11026	0,11409
0,3	0,11791	0,12172	0,12552	0,12930	0,13307	0,13683	0,14058	0,14431	0,14803	0,15173
0,4	0,15542	0,15910	0,16276	0,16640	0,17003	0,17364	0,17724	0,18082	0,18439	0,18793
0,5	0,19146	0,19497	0,19847	0,20194	0,20540	0,20884	0,21226	0,21566	0,21904	0,22240
0,6	0,22575	0,22907	0,23237	0,23565	0,23891	0,24215	0,24537	0,24857	0,25175	0,25490
0,7	0,25804	0,26115	0,26424	0,26730	0,27035	0,27337	0,27637	0,27935	0,28230	0,28524
0,8	0,28814	0,29103	0,29389	0,29673	0,29955	0,30234	0,30511	0,30785	0,31057	0,31327
0,9	0,31594	0,31859	0,32121	0,32381	0,32639	0,32894	0,33147	0,33398	0,33646	0,33891
1,0	0,34134	0,34375	0,34614	0,34849	0,35083	0,35314	0,35543	0,35769	0,35993	0,36214
1,1	0,36433	0,36650	0,36864	0,37076	0,37286	0,37493	0,37698	0,37900	0,38100	0,38298
1,2	0,38493	0,38686	0,38877	0,39065	0,39251	0,39435	0,39617	0,39796	0,39973	0,40147
1,3	0,40320	0,40490	0,40658	0,40824	0,40988	0,41149	0,41309	0,41466	0,41621	0,41774
1,4	0,41924	0,42073	0,42220	0,42364	0,42507	0,42647	0,42785	0,42922	0,43056	0,43189
1,5	0,43319	0,43448	0,43574	0,43699	0,43822	0,43943	0,44062	0,44179	0,44295	0,44408
1,6	0,44520	0,44630	0,44738	0,44845	0,44950	0,45053	0,45154	**0,45254**	0,45352	0,45449
1,7	0,45543	0,45637	0,45728	0,45818	0,45907	0,45994	0,46080	0,46164	0,46246	0,46327
1,8	0,46407	0,46485	0,46562	0,46638	0,46712	0,46784	0,46856	0,46926	0,46995	0,47062
1,9	0,47128	0,47193	0,47257	0,47320	0,47381	0,47441	0,47500	0,47558	0,47615	0,47670
2,0	0,47725	0,47778	0,47831	0,47882	0,47932	0,47982	0,48030	0,48077	0,48124	0,48169
2,1	0,48214	0,48257	0,48300	0,48341	0,48382	0,48422	0,48461	0,48500	0,48537	0,48574
2,2	0,48610	0,48645	0,48679	0,48713	0,48745	0,48778	0,48809	0,48840	0,48870	0,48899
2,3	0,48928	0,48956	0,48983	0,49010	0,49036	0,49061	0,49086	0,49111	0,49134	0,49158
2,4	0,49180	0,49202	0,49224	0,49245	0,49266	0,49286	0,49305	0,49324	0,49343	0,49361
2,5	0,49379	0,49396	0,49413	0,49430	0,49446	0,49461	0,49477	0,49492	0,49506	0,4952
2,6	0,49534	0,49547	0,49560	0,49573	0,49585	0,49598	0,49609	0,49621	0,49632	0,49643
2,7	0,49653	0,49664	0,49674	0,49683	0,49693	0,49702	0,49711	0,49720	0,49728	0,49736
2,8	0,49744	0,49752	0,49760	0,49767	0,49774	0,49781	0,49788	0,49795	0,49801	0,49807
2,9	0,49813	0,49819	0,49825	0,49831	0,49836	0,49841	0,49846	0,49851	0,49856	0,49861
3,0	0,49865	0,49869	0,49874	0,49878	0,49882	0,49886	0,49889	0,49893	0,49896	0,49900
3,1	0,49903	0,49906	0,49910	0,49913	0,49916	0,49918	0,49921	0,49924	0,49926	0,49929
3,2	0,49931	0,49934	0,49936	0,49938	0,49940	0,49942	0,49944	0,49946	0,49948	0,49950

3,3	0,49952	0,49953	0,49955	0,49957	0,49958	0,49960	0,49961	0,49962	0,49964	0,49965
3,4	0,49966	0,49968	0,49969	0,49970	0,49971	0,49972	0,49973	0,49974	0,49975	0,49976
3,5	0,49977	0,49978	0,49978	0,49979	0,49980	0,49981	0,49981	0,49982	0,49983	0,49983
3,6	0,49984	0,49985	0,49985	0,49986	0,49986	0,49987	0,49987	0,49988	0,49988	0,49989
3,7	0,49989	0,49990	0,49990	0,49990	0,49991	0,49991	0,49992	0,49992	0,49992	0,49992
3,8	0,49993	0,49993	0,49993	0,49994	0,49994	0,49994	0,49994	0,49995	0,49995	0,49995
3,9	0,49995	0,49995	0,49996	0,49996	0,49996	0,49996	0,49996	0,49996	0,49997	0,49997

* Для отримання ймовірності відповідності необхідно до табличного значення додати 0,5.

Для прикладу S4 з [12], калібрування КМД з номінальною довжиною 50 мм, маємо:

z = (100 нм – 74 нм)/34,3 нм = 0,76.

По таблиці 1 знаходимо осередок для значення параметра z = 0,76 шляхом пошуку місця перетину рядка, що відповідає значенню z рівного «0,7», та стовпчика з шапкою «0,06». Знайдене значення дорівнює 0,27637. Для отримання ймовірності відповідності до табличного значення 0,27637 додаємо 0,5 і тоді p_c = 0,77637, тобто ймовірність відповідності КМД з номінальною довжиною 50 мм вимогам 0 класу, згідно стандарту [13], дорівнює 77,6 %, що набагато менше 95% – заданого стандартного ймовірнісного обмеження для відповідності.

Відповідно документу [10], значення максимально допустимої невизначеності *MPU (maximum permissible uncertainty)* повинно становити:

$$MPU = f \cdot MPE, \tag{8}$$

де f – певне число, менше одиниці, зазвичай близько 1/3 або 1/5 (0,33 або 0,2).

В даному прикладі S4 з [15], *MPU* при калібруванні КМД довжиною 50 мм класу 0 згідно стандарту [13] повинна становити $U \leq 33$ нм, тобто, у більш ніж 2 рази менше отриманого значення розширеної невизначеності.

Якщо, прийняти значення *MPU* = 30 нм за цільову невизначеність вимірювань U_{target} (*target measurement uncertainty*) при калібруванні КМД довжиною 50 мм класу 0 згідно стандарту [13], тоді, ймовірність відповідності буде становити p_c = 0,95818, що відповідає значенню заданого стандартного ймовірнісного обмеження для відповідності.

Розглянутий приклад калібрування КМД наочно показує нюанси, що виникають при оцінці відповідності робочих еталонів, включаючи обчислення невизначеності вимірювань.

Таким чином, достовірність оцінки щодо відповідності робочого еталона зазначеним метрологічним характеристикам істотно залежить від коректності процедур оцінювання невизначеності вимірювання при калібруванні.

Висновки. Оцінка відповідності є важливим аспектом не тільки для випуску якісної продукції, але й для вибору вимірювального обладнання, яке використовується для контролю та приймання цієї продукції. Відповідність робочих еталонів вимогам, що висуваються у технічній специфікації, можна підтвердити шляхом калібрування в акредитованих калібрувальних лабораторіях. Висновки про відповідність формуються за

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

правилами прийняття рішень, що складаються на основі заданих ризиків прийняття невірних рішень з метою врахування невизначеності вимірювань. На сьогоднішній день розроблено загальні рекомендації щодо складання правил прийняття рішення в різних галузях. Визначення придатності робочих еталонів до застосування у метрологічній діяльності є безперервним процесом, що не обмежується лише отриманням сертифіката калібрування, а вимагає постійного аналізу метрологічних ризиків. Висвітлені у статті питання та отримані висновки спрощують діяльність акредитованих калібрувальних лабораторій, які здійснюють оцінку відповідності робочих еталонів при їх калібруванні, щодо вибору, розробки та застосування відповідного правила прийняття рішення. Отримані результати вносять певну ясність у питання оцінки відповідності при калібруванні робочих еталонів акредитованими калібрувальними лабораторіями.

ЛІТЕРАТУРА

1. ДСТУ ISO 10012:2005 Системи керування вимірюванням. Вимоги до процесів вимірювання та вимірювального обладнання (ISO 10012:2003, IDT).
2. ДСТУ EN ISO/IEC 17025:2019 Загальні вимоги до компетентності випробувальних та калібрувальних лабораторій (EN ISO/IEC 17025:2017, IDT; ISO/IEC 17025:2017, IDT).
3. Чижик І. В., Даниліна І.С. Метрологічне підтверджування засобів вимірювальної техніки. *Інфраструктура вимірювань*. 2026, № 11.
DOI: https://doi.org/10.33955/v11(2026)–082
4. Zakharov I., Neyezhmakov P., Botsiura O. Verification of the indicating measuring instruments taking into account their instrumental measurement uncertainty. *Measurement Science Review*, 17, (2017), No. 6, 269–272. DOI: 10.1515/msr–2017–0033
5. Про метрологію та метрологічну діяльність: Закон України від 05.06.2014 № 1314–VII.
6. ДСТУ EN ISO/IEC 17000:2021 Оцінювання відповідності. Словник термінів і загальні принципи (EN ISO/IEC 17000:2020, IDT; ISO/IEC 17000:2020, IDT).
7. ISO 10576–1:2003 Statistical methods – Guidelines for the evaluation of conformity with specified requirements – Part 1: General principles (Статистичні методи. Настанови щодо оцінки відповідності зазначеним вимогам. Частина 1. Загальні принципи).
8. JCGM 106:2012 Evaluation of measurement data – The role of measurement uncertainty in conformity assessment (Оцінка даних вимірювань – Роль невизначеності вимірювання в оцінці відповідності).
9. ISO 14253–1:2017 Geometrical product specifications (GPS) – Inspection by measurement of workpieces and measuring equipment – Part 1: Decision rules for proving conformity or nonconformity with specifications (Вимоги до геометричних розмірів виробів. Перевірка вимірюванням робочих зразків та засобів вимірювальної техніки. Частина 1: Правила прийняття рішення щодо доведення відповідності або невідповідності специфікаціям).
10. OIML G 19:2017 The role of measurement uncertainty in conformity assessment decisions in legal metrology (Роль невизначеності вимірювання під час прийняття рішень про оцінку відповідності).
11. ILAC–G8:09/2019 Guidelines on Decision Rules and Statements of Conformity (Настанова щодо правил прийняття рішення та висновків щодо відповідності).

12. EA 4/02 M:2022 Evaluation of the Uncertainty of Measurement in calibration.
13. ДСТУ ISO 3650:2009 Вимоги до геометричних розмірів виробів. Еталони довжини. Кінцеві міри (ISO 3650:1998, IDT).

REFERENCES

1. Systemy keruvannia vymiriuvanniam. Vymohy do protsesiv vymiriuvannia ta vymirival-nogo obladnannia [Quality management. Requirements for measurement management sys-tems]. (2005). *DSTU ISO 10012:2005 from 25th July 2005*. Kyiv: Derzhstandart Ukraine [in Ukrainian].
2. Zagalni vymohy do kompetentnosti vyprobuvalnykh ta kalibruvalnykh laboratorii [General requirements for the competence of testing and calibration laboratories]. (2019). *DSTU EN ISO/IEC 17025:2019 from 23th December 2019*. Kyiv: Derzhstandart Ukraine [in Ukrainian].
3. Chizhyk, I.V., & Danilina, I.S. (2026). Metrologichne pitdverdzcuvannia zasobiv vymiri-uvalnoi tekhniky. [Metrological confirmation of measuring instruments]. *Infrastruktura vymiriuvan – Measurement infrastructure, 11*. Retrieved from Метрологічне підтвер-джування засобів вимірювальної техніки | Measurements infrastructure [in Ukrainian].
4. Zakharov I., Neyezhmakov P., Botsiura O. Verification of the indicating measuring instru-ments taking into account their instrumental measurement uncertainty. *Measurement Science Review*, 17, (2017), No. 6, 269–272.
DOI: 10.1515/msr–2017–0033
5. Zakon Ukrainy Pro metrologiu ta metrologychnu diialnist : pryiniatyi 5 cher. 2014 roku № 1314–VII. [Law of Ukraine About metrology and metrological activities from June 5 2014, № 1314–VII].
6. Otsinuavannia vidpovidnosti. Slovnyk terminiv I zagalni pryntsypy [Conformity assess-ment – Vocabulary and general principles]. (2021). *DSTU EN ISO/IEC 17000:2021 from 21th December 2021*. Kyiv: Derzhstandart Ukraine [in Ukrainian].
7. ISO 10576–1:2003 Statistical methods – Guidelines for the evaluation of conformity with specified requirements – Part 1: General principles.
8. JCGM 106:2012 Evaluation of measurement data – The role of measurement uncertainty in conformity assessment.
9. ISO 14253–1:2017 Geometrical product specifications (GPS) – Inspection by measurement of workpieces and measuring equipment – Part 1: Decision rules for proving conformity or nonconformity with specifications.
10. OIML G 19:2017 The role of measurement uncertainty in conformity assessment deci-sions in legal metrology.
11. ILAC–G8:09/2019 Guidelines on Decision Rules and Statements of Conformity.
12. EA 4/02 M:2022 Evaluation of the Uncertainty of Measurement in calibration.
13. Vymohy do geometrychnykh rozmiriv vyrobiv. Etalony dovzhyny. Kintsevi miry [Geo-metrical Product Specifications (GPS) – Length standards – Gauge blocks]. (2009). *DSTU ISO 3650:2009 from 30th December 2009*. Kyiv: Derzhstandart Ukraine [in Ukrainian].

Received 08.06.2026.
Accepted 10.08.2026.
Published 30.10.2026

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Determination of suitability of working standards for use in metrological activities

The article considers the issue of determining the suitability of working standards for the requirements of the technical specification based on the results of their calibration. The decision–making rule for confirming compliance or non–compliance with the technical requirements of working standards for use in metrological activities in calibration laboratories accredited for compliance with the requirements of the DSTU EN ISO/IEC 17025:2019 standard is considered. The rule for determining the suitability of working standards in the field of measuring geometric parameters of products, regulated by international standards of the ISO 14253 series, is analyzed. Using the example of calibrating finite plane–parallel length measures, the option of determining the compliance of measures with the requirements of the DSTU ISO 3650:2009 standard is considered. It is proposed to establish a target measurement uncertainty for the calibration of working standards, which should be no more than 1/5 of the maximum permissible error. The practical value of the results obtained lies in the possibility of increasing the reliability of transferring the size of units of physical quantities from working standards to working measuring instruments, which directly contributes to ensuring the unity of measurements in the metrological activities of accredited laboratories and guarantees international recognition of measurement results.

Keywords: measurement uncertainty, calibration, secondary measurement standard, reference measurement standard, working measurement standard, measuring equipment, metrological activity, metrological traceability.

Новосьолов Олег Анатолійович – аспірант кафедри Інформаційно–вимірювальних технологій, Харківський національний університет радіоелектроніки.
ORCID: http://orcid.org/0000–0001–7353–8408

Novoselov Oleg – graduate student IMT Department, Kharkiv National University of Radio Electronics.
ORCID: http://orcid.org/0000–0001–7353–8408

DOI 10.34185/1562–9945–5–166–2026–08
UDC 004.934:004.89

A.M. Ivanko

JOINT LLM RECONCILIATION OF MULTIPLE ASR TRANSCRIPTS FOR SCRIPT–COMPLIANCE CUE DETECTION IN CONTACT CENTERS

Annotation. Contact–center quality assurance audits script compliance – whether the agent greeted the caller, identified the company, asked for the caller's name, and closed politely – using automatic speech recognition (ASR) transcripts. The cues that carry these checks are short formulaic phrases, and they are exactly what an imperfect recognizer drops or garbles, so the operative metric is recall of the cue rather than word error rate. Classic ASR system combination votes at the token layer and can delete a word only if one engine heard it, which is precisely the word a compliance check needs. This paper therefore asks where the ensemble should live for a detection task and compares four fusion points under a single LLM compliance judge: single–ASR, token–level, decision–level, and joint–hypothesis–level reconciliation. On a disagreement–enriched stratum of a 3057–call contact–center corpus, joint reconciliation is the best arm (macro–F1 0.913), significantly above single–ASR, decision–level OR and ROVER for both judges, and the ordering survives re–scoring on a stratum containing only human–set labels. Three controls show that the gain requires a nonidentical, call–matched second transcript, and attribute it partly to text visible only in that transcript.
Keywords: automatic speech recognition, ASR system combination, contact–center quality assurance, script compliance detection, large language models, LLM–as–judge, hypothesis–level fusion, word error rate, evaluation protocol.

Introduction. Contact centers increasingly audit script compliance at scale: ASR transcribes a call and a downstream classifier checks whether the agent performed required steps – a greeting, a company or "customer support" self–identification, asking for the caller's name, and a courteous closing. The cues that carry these checks are short, formulaic phrases, and they are exactly what an imperfect recognizer tends to drop or garble. A missing word is a missed cue, so what governs this task is detection, not transcription quality. Recall motivates it – an erased cue cannot be recovered downstream – but an auditor equally cannot afford to flag steps never performed, so we report positive–class F1 and Cohen's κ per parameter rather than recall alone. The two cues carrying most of the gain improve by opposite routes: agent–name by recall, company–id by precision.

Statement of the problem. This mismatch matters because a common ASR–combination baseline for using more than one recognizer – system combinations such as ROVER [1] and MOVER [8] – fuses at the token layer to minimize word error rate (WER)

© Ivanko A.M., 2026
Copyright for this paper by its authors. Use permitted under License CC BY 4.0.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

and token voting can delete a word only one engine heard, which is precisely the word a compliance check needs.

We therefore ask a placement question rather than proposing a new architecture: where should the ensemble live when the metric is cue recall? Holding two de–correlated ASR engines fixed, we compare four fusion points under one LLM compliance judge: 1) single – one transcript, one judge; 2) token–level ROVER/TOV – merge the transcripts, then judge; 3) decision–level OR – judge each transcript and take the union of verdicts; and 4) joint–hypothesis–level JOINT – one judge reads both transcripts and reconciles them.

Contributions. A natural objection is that JOINT "just concatenates two transcripts in a prompt." Three results say otherwise. On a disagreement–enriched subset of a 3057–call corpus, JOINT significantly improves over single–ASR, decision–level OR and the reference ROVER implementation for both judges (macro–F1 0.913), while against our own stronger time–overlap voter the contrast does not resolve. The concatenation is not what helps: handing the judge the same transcript twice scores below handing it once and a transcript of a different call is worse still, while evidence visible only in the second transcript – 6.9% of positive verdicts – supplies 35.7% of the verdicts where JOINT correctly overturns the single arm. An agreement–stratified protocol reported on two populations makes explicit which estimates are affected by label–construction circularity, including that the silver label–building judge is one of those evaluated.

Related Work

ASR system combination. Combining recognizers at the token level is a long line of work: ROVER aligns hypotheses into a confusion network and votes [1, 16], with extensions that add language–model information [17] or a trained classifier over the network [3]; MOVER revisits this for modern meeting systems [8]. A separate thread fuses multiple ASR outputs for a downstream task rather than for the transcript itself – attention over multiple hypotheses [9] and multi–ASR fusion for pseudo–labeling [13], both of which still emit a single merged transcript.

Closest to our work is post–ASR fusion under an LLM: Stepachev et al. [20] prompt an LLM over multiple ASR system outputs for downstream emotion recognition and report that transcript ranking and "system output fusion" help, and crucially that the metric used to select the transcript is decisive. We share the premise that the LLM, not a confusion network, is where multiple recognizers should meet, but differ on three axes. 1) They treat fusion as a single design choice (rank–then–select or concatenate) for a holistic label; we make the fusion point itself the independent variable and contrast four placements under one fixed judge. 2) Our target is cue recall – short, localized phrases a single ASR error can erase outright, unlike emotion, which is diffuse over the utterance and rarely hinges on one token; hence reconciliation rather than selection. 3) We add an agreement–stratified evaluation protocol, which does not appear in prior post–ASR fusion work.

LLM–as–judge and juries. Using an LLM to score outputs is now standard [21], and jury methods aggregate several judges. Recent analyses show correlated judge errors cap the value of larger panels [10] and that confidence gating can give reliability guarantees [7].

These vary the judge over a single input; we hold one judge and vary the ASR input, letting the judge reconcile the two renderings.

Contact–center compliance. Prior compliance detection is largely text–based: on–hold–script detection with a fine–tuned classifier cross–checked against system hold timestamps [2], transcription pipelines [12], and silence/hold monitoring from audio [4]. We treat compliance as a multi–ASR, training–free judging problem scored with an agreement–stratified protocol.

Research objective. This work determines where an ASR + LLM compliance pipeline should place its ensemble of recognizers when what governs the task is detection of a short script cue – a cue an ASR error can erase outright – rather than word error rate. Four fusion points are compared for a fixed pair of recognizers under a single compliance judge, and the mechanism behind the observed ordering is constrained by input interventions and a per–verdict evidence analysis.

Method and Evaluation Protocol. Each call is scored on seven binary compliance parameters: the agent states their own name (agent–name), identifies the company or "customer support" (company–id), asks the caller's name (caller–name), and, at closing, is courteous, thanks the caller, gives a well–wish, and offers further help. A parameter is judged over the relevant window of the agent channel.

Four fusion points (Figure 1). Two recognizers stay fixed: Qwen3–ASR [19] and Canary–1B–v2 preceded by a telephony–tuned MarbleNet VAD [18, 5], MarbleNet performing voice–activity detection rather than recognition. Because the compliance windows are cut from word timings, each recognizer keeps its own word–level aligner – Qwen3–ForcedAligner–0.6B [19] and the NeMo Forced Aligner [15] – both lossless, every word survives into the aligned list, so windowing adds no deletions of its own. We vary only where the evidence is combined: single (one transcript, one judge); ROVER/TOV (merge by token–level voting, then judge), the two token–level arms being ROVER, the NIST SCTK rover binary, and TOV, our own time–overlap word voter; OR (judge each transcript, take the logical OR – a recall–union); and JOINT (one judge call receives both transcripts and reconciles them). ROVER is handed Qwen first: with uniform confidences every disagreement is a one–one tie and rover resolves it to the first hypothesis, so ties fall to Qwen, the stronger recognizer by WER (Table 2). Neither recognizer exposes word–level confidences, so ROVER votes on occurrence alone – the reference configuration, and the one its published description assumes [1]. All judges are local instruction–tuned LLMs at temperature 0 with the same prompt, so the only variable is the fusion point.

MOVER's released system is not public, so we could not run it; TOV is written in its spirit [8] but is not it. The distinction is not pedantry. With only two systems and no word–level confidences, the tie–breaking and gap–fill rules are our design decisions, and they are measurable rather than incidental: TOV emits 22.2% more agent–channel words than the stronger recognizer, which is what makes it the worst arm on WER and the best token–fusion arm on cue detection (Tables 1 and 3). Printing a published method's name over numbers produced by our own implementation would attribute both that design and that result to work

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

that did not make them. ROVER is therefore the reference implementation, and it is the arm that carries every token–fusion conclusion in this paper; TOV bounds what a straightforward time–constrained voter achieves on two confidence–free systems. The tie order is ours to choose, so we test it: rebuilding ROVER with Canary first – ties to the weaker recognizer – changes 31.3% of agent–channel tokens and all 531 fused transcripts, yet moves macro–F1 by +0.008 [–0.005, +0.021] (gemma) and –0.011 [–0.027, +0.004] (qwen). The signs disagree and both intervals cover zero: the tie order does not limit the arm.

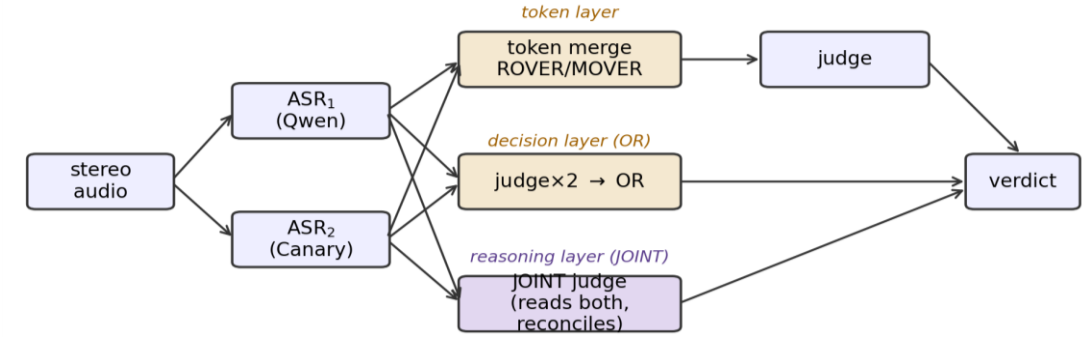


Figure 1 – Four fusion points for the same two ASR engines

Token–level merge (ROVER/TOV), decision–level OR, and joint–hypothesis–level JOINT. Only the combination point changes.

We use 3057 real contact–center calls. The unit of evaluation is a cell – one (call, parameter) pair – so $N_{\text{calls}} = 3057$ and $N_{\text{cells}} = 3057 \times 7 = 21399$; percentages below are over cells and call counts over calls, and the two are not interchangeable.

Labels are of two kinds. Silver, 19692 cells (92.0%): set by detector agreement – a regex detector agreeing with an LLM judge, or, where those disagree, two LLM judges agreeing with each other. Agreement between detectors does not exclude common–mode error, so silver labels are provisional, and no human saw them. Human, 1707 cells (8.0%): a human adjudicated the cell from the call audio, with the transcript window shown alongside it and blind to the regex and judge outputs. Adjudicating from audio makes the label independent of any recognizer – a label read off a transcript cannot distinguish a cue never spoken from one the recognizer deleted, which is the distinction this paper measures – and the blinding keeps a human label from inheriting the bias of a prediction it was shown. The LLM judge that builds the silver tier is Qwen, one of the judges we evaluate, so on a silver cell Qwen is partly scored against its own earlier output. The bias runs in Qwen's favour, making the gemma–over–qwen contrast conservative rather than inflated; it is nonetheless a circularity, and removing it is what the restricted stratum below is for.

The judges were run over the 531 calls recruited by the two adjudication campaigns: 278 with opening–parameter labels and 323 with closing–flag labels, of which 70 carry both ($278 + 323 - 70 = 531$). The stratum is defined by campaign, not by the presence of a human label: 14 further calls carry an isolated human closing label (15 cells) set outside either campaign, and two opening cells were routed to a human but returned no parseable label. All 17 are counted in the 1707 above and none is scored anywhere in this paper. Scoring is per

call – once a call entered the stratum, every parameter of it carrying a usable label was scored – yielding 2124 cells: 832 opening cells (277 agent–name, 277 company–id, 278 caller–name; two of the 834 possible cells lack a parseable label) and 1292 closing–flag cells. Those cells are not uniformly human–adjudicated: 1690 (79.6%) carry a human label – all 1292 closing–flag cells and 398 of the 832 opening cells – and the remaining 434 are silver, i.e. the Qwen–self–scored cells identified above. Every macro–F1 and κ below is therefore computed twice, over all 2124 cells and over the restricted stratum of 1690 whose label a blinded human set. The restriction removes regex and Qwen from the label's assignment but not from its selection, since a cell reaches the human tier by detector disagreement; estimates on it describe a disagreement–enriched population and are not weighted estimates for the corpus. The four closing flags are identical across the two populations, being 100% human–adjudicated. An independently labeled 150–cell sample from the silver tier agrees with the silver labels on 95.3% of cells (143/150; Wilson 95% CI 90.7–97.7%).

Macro–F1 and Cohen's κ, each averaged over the seven parameters (Table 1). "Macro" denotes the mean over the seven parameters, not over the two classes: the per–parameter F1 is the positive–class F1, so a parameter's score reflects detection of the cue rather than of its absence. Per–parameter precision and recall are in Figure 2. Significance uses a paired uuid–cluster bootstrap on macro–F1 (5000 resamples) as the primary test, since cells nest within calls, and a cluster sign–flip permutation test on the same statistic (10000 permutations) where a contrast is close. An exact McNemar test was computed as a cross–check but gates no claim and is not tabulated: it estimates paired item correctness rather than a difference in macro–F1, and ignores the clustering of cells within calls.

Experiments. Table 1 reports macro–F1 and macro–κ for the regex baseline and two LLM judges across all fusion points, on the full 2124–cell stratum and the restricted human–only one. JOINT with the stronger judge (gemma) is best at 0.913 and is the top arm for both judges on both populations. The intermediate arms order differently per judge on the full stratum but agree on the restricted one (JOINT $>$ TOV $>$ ROVER $>$ OR $>$ single); the instability belongs to the contaminated cells, not the judges.

One rule applies throughout: a contrast resolves when the cluster bootstrap interval on macro–F1 excludes zero, the primary test named in the Method. Under it JOINT$>$OR (ΔF1 +0.029) and gemma$>$qwen (+0.033) hold on both populations, and on the restricted stratum JOINT also beats single and OR for qwen (Table 3), so the advantage is not confined to the stronger judge. JOINT exceeds ROVER, the reference token–fusion implementation, for both judges and both populations (gemma +0.023 [+0.010, +0.036] and +0.021 [+0.005, +0.037]; qwen +0.036 [+0.021, +0.051] and +0.031 [+0.014, +0.050]). Against TOV the answer is population–dependent – resolving on the full stratum (+0.015 [+0.004, +0.026]) but not the restricted one (+0.012 [–0.001, +0.026]), the cluster permutation test agreeing (p=0.05 and p=0.14) – so we take the conservative reading and claim no separation from TOV. TOV outscores ROVER (0.898 against 0.890 for gemma), so the arm JOINT fails to

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

separate from the stronger token–fusion arm, and it is the one that is not a published method. Reporting the two single–transcript arms separately answers whether the gain merely inherits the better engine. It does not: Qwen–only leads Canary–only only slightly for every judge (gemma 0.872 against 0.860), while gemma–JOINT at 0.913 exceeds both by 0.041 and 0.053 – several times the gap between the recognizers themselves. Hereafter "single" denotes the Qwen–only arm, the stronger of the two and the production recognizer. The regex arms are competitive on F1 (0.864–0.891, behind only gemma–JOINT and gemma–TOV) but are the worst arms in Table 1 on κ (0.549–0.601), below every LLM arm including single–transcript qwen (0.657). The two statistics disagree because the parameters are strongly imbalanced – positive prevalence ranges from 0.134 (company–id) to 0.906 (agent–name) – and F1 rewards a detector that fires readily on high–prevalence cues, whereas κ discounts the agreement prevalence alone would produce. For the LLM arms the two agree on the ordering, and κ makes it cleaner: JOINT is the top arm for both judges on both statistics (gemma 0.709, qwen 0.704) and exceeds the best token–fusion arm on κ for both (gemma TOV 0.695, qwen TOV 0.664), where on F1 the qwen comparison was ambiguous.

Table 1

Macro–F1 / macro–κ by fusion point, on both evaluation populations

Judge	stratum	stat	Qwen	Canary	ROVER	OR	TOV	JOINT
regex	full	F1	—	—	0.887	0.891	0.864	—
regex	full	κ	—	—	0.601	0.573	0.549	—
regex	restr.	F1	—	—	0.879	0.883	0.852	—
regex	restr.	κ	—	—	0.593	0.554	0.536	—
qwen	full	F1	0.839	0.829	0.845	0.851	0.849	0.880
qwen	full	κ	0.657	0.633	0.657	0.688	0.664	0.704
qwen	restr.	F1	0.796	0.790	0.822	0.805	0.823	0.853
qwen	restr.	κ	0.598	0.584	0.620	0.603	0.635	0.649
gemma	full	F1	0.872	0.860	0.890	0.884	0.898	**0.913**
gemma	full	κ	0.660	0.631	0.693	0.667	0.695	**0.709**
gemma	restr.	F1	0.866	0.854	0.889	0.873	0.898	**0.910**
gemma	restr.	κ	0.623	0.613	0.673	0.617	0.674	**0.682**

Full stratum 2124 cells, restricted human–only stratum 1690 cells; best per population in bold. Qwen and Canary are the two single–transcript arms. Both statistics are means over the seven parameters. The regex detector is defined over a merged transcript and has no single–recognizer arm.

The gains are not uniform (Figure 2). Caller–name (0.93–0.98) and further (0.96–0.99) are near–ceiling across every gemma and qwen arm, so the fusion point is interchangeable there; the remaining closing flags are lower than "near–ceiling" implies – courtesy 0.91–0.95, wellwish 0.88–0.95, and thanked lowest at 0.81–0.89 – so the interchangeability argument covers two parameters, not five. The differences concentrate on the two hardest cues: +0.119

on company–id and +0.099 on agent–name, against under +0.05 on every other parameter. We describe these as the two opening cues rather than as the ones ASR most often erases, since we report no per–cue erasure rate; the concentration is measured and the erasure explanation for it is not. They also improve by different routes, set out below. Agent–name is the hardest parameter and remains difficult even under joint–hypothesis–level fusion with the weaker judge (qwen–JOINT 0.681), while gemma–single reaches 0.786 and gemma–JOINT 0.885. On company–id the regex baseline reaches only 0.696 – against 0.951 for agent–name on the same arm, the gap that exposes it as a near–constant predictor rather than a detector – while gemma–JOINT (0.824) is the strongest arm. The premise of token–level voting is that it yields a better transcript; Table 2 tests that premise directly on this data. Because WER is sensitive to text normalization, we report three scorings of the same alignments: NIST SCTK sclite [11] with GLM contraction alternations; the Whisper EnglishTextNormalizer [14] with jiwer [6], the most lenient; and a stop–word–filtered content–word variant, the strictest. On the agent channel – the channel every compliance parameter is scored on – Qwen3 is best under all three, and neither fused transcript improves on it: ROVER degrades it by 3.0 points and TOV by 13.2 (Whisper–normalized). The cause is insertion, not a lost vote: ties go to Qwen and, as shown above, reversing them changes nothing. What both fused arms do instead is fill gaps – a word one recognizer deleted and the other kept enters the fused transcript. On the same 20 calls ROVER emits 11.3% more agent–channel words than Qwen3 and TOV 22.2% more (17519 against 14341). This also explains why TOV posts the worst WER in Table 2 and the best token–fusion macro–F1 in Table 1, which would otherwise look like an implementation fault. WER charges for every spurious insertion; cue detection does not, because an inserted word cannot erase a cue that is present, and some injected words are ones Qwen dropped. The divergence is this paper's thesis in miniature: the arm that is worst on the transcription objective is the best token–level arm on the detection one. As set out in the Method, the TOV row bounds rather than measures, so the conclusion drawn from Table 2 rests on the ROVER row, where ties fall to Qwen and ROVER still does not reach the stronger recognizer alone. Qwen3 is best and TOV worst under all three scorings, so the conclusion is not an artifact of normalization, though the middle of the ranking is not invariant. Combined with Table 1, this sharpens the claim: token–level fusion is worse on its own objective and no better on ours, whereas joint–hypothesis–level reconciliation improves cue detection without producing a transcript at all.

Table 2

Agent–channel WER (%) against a 20–call human reference, under three scorings

System	NIST sclite	Whisper–norm	content–word
Qwen3–ASR	**25.4**	**23.2**	**29.9**
Canary–1B–v2	29.3	28.0	30.8
ROVER (token fusion)	28.7	26.2	32.2
TOV (our time–overlap voter)	38.8	36.4	36.4

Lower is better. This reference set is a 20–call subset, disjoint in purpose from the 531–call stratum used elsewhere.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Macro–F1 collapses false positives and false negatives into one number, so two arms with the same F1 can fail in opposite directions. Figure 2 reports precision, recall and F1 side by side for every parameter and arm: the stem spans precision to recall and F1, their harmonic mean, falls on it, so the stem's length shows how lopsided an arm's errors are and its lower endpoint shows which error dominates (y–axis from 0.30). The two cues carrying the gain sit at opposite extremes, which is why we do not attribute both to one mechanism. On agent–name precision is at or near 1.00 for every LLM arm while recall runs from 0.359 (qwen–single) to 0.825 (gemma–JOINT): the entire error budget is missed cues, and moving the fusion point buys recall without costing precision – the signature of evidence recovery rather than of a changed operating threshold. On company–id the picture inverts: recall is 0.84–0.95 across the six gemma and qwen arms while precision ranges 0.47–0.73, so the errors are false alarms. Decision–level OR is the worst arm for every judge, because a union of two verdicts propagates either engine's spurious match (qwen–OR 0.465, gemma–OR 0.550), whereas JOINT improves precision over its own single arm for both judges (gemma 0.608 to 0.729, qwen 0.620 to 0.647). On caller–name and further the stems collapse and the three statistics coincide, which is why the fusion point is interchangeable there; on the remaining closing flags the stems are short but not degenerate.

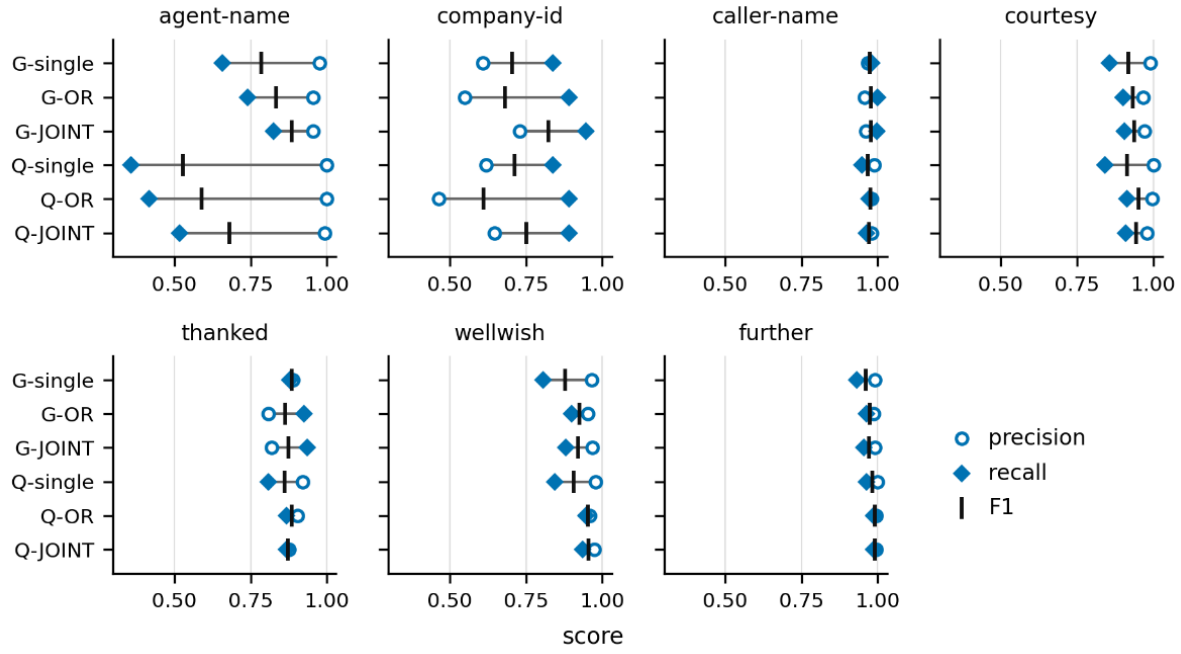


Figure 2 – Precision, recall and F1 by compliance parameter and arm

Table 3

Paired uuid–cluster bootstrap on macro–F1, both populations

contrast	ΔF1	95% CI	ΔF1	95% CI
G–JOINT − G–OR	+0.029	[+0.019, +0.039]	+0.037	[+0.025, +0.049]
G–JOINT − Q–JOINT	+0.033	[+0.017, +0.049]	+0.057	[+0.039, +0.077]
G–JOINT − G–single	+0.041	[+0.029, +0.054]	+0.044	[+0.031, +0.058]
Q–JOINT − Q–single	+0.042	[+0.028, +0.055]	+0.056	[+0.040, +0.074]
Q–JOINT − Q–OR	+0.029	[+0.018, +0.041]	+0.048	[+0.035, +0.063]
G–OR − G–single	+0.012	[+0.004, +0.020]	+0.008	[–0.002, +0.017]
G–JOINT − G–ROVER	+0.023	[+0.010, +0.036]	+0.021	[+0.005, +0.037]
Q–JOINT − Q–ROVER	+0.036	[+0.021, +0.051]	+0.031	[+0.014, +0.050]
G–JOINT − G–TOV	+0.015	[+0.004, +0.026]	+0.012	[–0.001, +0.026]
G–JOINT − G–shuf	+0.196	[+0.174, +0.219]	+0.183	[+0.159, +0.209]
G–single − G–shuf	+0.155	[+0.133, +0.178]	+0.139	[+0.115, +0.163]
G–JOINT − G–dup	+0.117	[+0.098, +0.137]	+0.116	[+0.097, +0.136]
G–dup − G–single	−0.076	[–0.096, –0.057]	−0.072	[–0.093, –0.051]

5000 resamples. G = gemma, Q = qwen, shuf = the shuffled–transcript control arm, dup = the duplicate–transcript control arm. Columns 2–3 are the full stratum, columns 4–5 the restricted stratum. A contrast resolves only when the interval excludes zero. Deltas are computed on unrounded macro–F1, so one may differ by 0.001 from a subtraction of Table 1's printed values.

A fifth of the stratum carries a label no human set, selected by detector agreement, which makes those cells easy by construction and inflates every arm rather than only the label builders. Re–scoring on the 1690 human–set cells (Tables 1 and 4) leaves the headline intact – gemma–JOINT 0.913 to 0.910 – while the contrasts move both ways: every contrast against a non–token arm grows (JOINT over OR +0.029 to +0.037, over single +0.041 to +0.044, over qwen–JOINT +0.033 to +0.057) and every contrast against a token–fusion or control arm shrinks slightly (over ROVER +0.023 to +0.021, over TOV +0.015 to +0.012, over the shuffled arm +0.196 to +0.183). The gain over judging one transcript is larger on the clean cells, the margin over token fusion smaller. One conclusion weakens outright: decision–level OR no longer separates from single–ASR for gemma (+0.008, interval spanning zero). The cost of the restriction is statistical power on the opening parameters – caller–name falls from 278 cells to 76 and company–id from 277 to 114, so their restricted–stratum estimates are correspondingly noisier.

The restriction also settles what the regex baseline is doing. Its agent–name F1 rises on the 208 cells it never labeled, from 0.951 to 0.970, which is the opposite of what label–construction circularity predicts. The explanation is degeneracy: on those cells it answers "yes" 208 times out of 208, and 0.970 is exactly the F1 a constant "yes" earns at the restricted stratum's 0.942 prevalence; its κ there is 0.000. The regex baseline is not inflated by the la-

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

bels it helped build – it is a prevalence–exploiting constant on this parameter, which is precisely the failure κ is designed to expose and F1 is not.

A shuffled–transcript control. Aggregate F1 cannot distinguish reconciliation from a simpler account – that two transcripts merely make the judge readier to answer yes – so we re–ran JOINT with ASR VERSION 2 replaced by a transcript of a different call: a seeded derangement over the same stratum, no call paired with itself, everything else fixed including the instruction that the two transcripts are of the same audio. Macro–F1 falls from 0.913 to 0.717, not back to the single–transcript arm (0.872) but 0.155 below it. Both drops resolve: JOINT over the shuffled arm is +0.196 [+0.174, +0.219] and single over it +0.155 [+0.133, +0.178] (Table 3), holding on the restricted stratum (+0.183 and +0.139). Macro–κ separates them more sharply, 0.709 to 0.192: once the second transcript belongs to another call, almost none of the judge's agreement with gold survives chance correction. The lift does not survive the swap, and the swap costs more than the lift was worth – so a transcript of the same call is necessary for the second input to help; the next control shows it is not sufficient. The collapsed arm is not degenerate, which matters because a judge that simply stopped answering would drop the same way: it returns 1280 positive and 844 negative verdicts against the real arm's 1359 and 765, agrees on only 68.7% of cells, and its disagreements run both ways, 372 lost and 293 gained. A permissiveness account predicts more positives; we observe fewer.

A duplicate–transcript control. That leaves a second alternative alive: that the gain comes from the JOINT prompt, or from reading the same evidence twice, rather than from combining two different renderings. A third arm makes ASR VERSION 2 byte–identical to VERSION 1 – both the Qwen window the single arm reads – everything else fixed including the JOINT paragraph. Reconciliation predicts this arm falls back to the single arm; a prompt or re–reading account predicts it keeps the lift. Neither happens: it lands below the single arm, at 0.796 against 0.872 (Table 4). JOINT exceeds it by 0.117 [+0.098, +0.137] – nearly three times JOINT's margin over single – and the duplicate arm is worse than single by 0.076 [–0.096, –0.057], both $p < 0.001$ under the cluster permutation test. The lift is therefore not a property of the prompt or of re–reading: the benefit requires a second transcript that actually differs. One asymmetry qualifies that reading. Duplication helps on the three opening parameters (+0.044 over single) and hurts sharply on the four closing flags (-0.166), where the judge turns conservative – its positive rate on further falls from 0.635 to 0.427 against a gold rate of 0.675. A plausible reason is positional rather than informational: closing cues sit at the end of their window, and a second copy pushes the first copy's ending into the middle of the context, while an opening cue stays at the top. We did not test this, so we report the aggregate – the prompt account is refuted – and flag the duplicate arm as a cleaner control for start–anchored cues than end–anchored ones.

Table 4

The four judge arms under gemma, on both populations

arm	F1	κ	agree	F1	κ	agree
JOINT (real 2nd ASR)	**0.913**	**0.709**	—	**0.910**	**0.682**	—
single (no 2nd ASR)	0.872	0.660	92.7%	0.866	0.623	91.9%
dup (V2 = V1)	0.796	0.503	83.7%	0.794	0.472	80.3%
shuf (V2 = other call)	0.717	0.192	68.7%	0.727	0.172	63.1%

All four read the same windows and differ only in what occupies ASR VERSION 2. Columns 2–4 are the full stratum, columns 5–7 are the restricted stratum. Agreement is the share of cells on which an arm returns the same verdict as JOINT.

The controls above intervene on the input; they show the second transcript matters without showing what the judge takes from it. We re–ran JOINT asking it to quote the span it relied on and matched every quote against the two windows it was given. It is never asked which transcript it used – a model that fabricates a cue can fabricate the attribution as easily – so each quote is located by string match, present when a contiguous run of at least 70% of its normalized tokens occurs in the window. The analysis covers all seven parameters and the 2126 cells the re–run reached, two more than the 2124 scored elsewhere because bucketing a quote needs no gold label. Asking for a quote barely perturbs the verdicts: the re–run agrees with the scored arm on 828 of 834 opening cells (99.3%) and 1220 of 1292 closing cells (94.4%), the latter with near–symmetric disagreements (41 against 31) – noise, not a shift.

Of 1368 positive verdicts, 322 (23.5%) quote evidence found in only one transcript (Table 5). That figure is not by itself the mechanism, and it is worth being precise about why: the single–transcript arm reads the Qwen window, so the 16.6% of verdicts resting on Qwen–only evidence cite text the single arm already had. Only the 6.9% resting on Canary–only evidence cite text the single arm could not see. Taken alone, 6.9% looks too small to carry a +0.041 macro–F1 gain.

It is not taken alone. What matters is not how often second–transcript evidence appears but where, and it is concentrated almost entirely on the decisions the single arm gets wrong. Three quarters of Canary–only verdicts – 71 of 95 – are cells the single arm called negative, against 7.8% of the verdicts resting on evidence present in both transcripts: a nine–fold enrichment. Of the 129 verdicts where JOINT correctly overturns a single–arm negative, 46 (35.7%) rest on Canary–only evidence, from a bucket that is 6.9% of all positives. Evidence visible only in the second transcript is thus rare overall and dominant exactly where the arms disagree, which is what an evidence account predicts and a prompt or permissiveness account does not. Fabrication is rare but not absent: five verdicts (0.37%) quote text in neither window. Recovery and fabrication move together with the match threshold – at 50–60% they are 15.9–19.5% and 0.00%, at exact matching 37.3% and 2.5%.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Table 5

Where the quoted evidence occurs, and where it changes a decision

evidence occurs in	n	share	single NO	% of bucket	gold agrees
BOTH	1041	76.1%	81	7.8%	69
QWEN–ONLY	227	16.6%	18	7.9%	13
CANARY–ONLY	**95**	**6.9%**	**71**	**74.7%**	**46**
NEITHER	**5**	**0.37%**	1	—	1
total	**1368**		**171**		**129**

All seven parameters, over the 2126 cells the evidence re–run reached; 1368 positive verdicts. QWEN–ONLY is text the single–transcript arm already sees, CANARY–ONLY text it cannot. Match rule: a contiguous run of 70% or more of the quote's normalized tokens. "single NO" counts cells the single–transcript arm called negative; the last column keeps only those where the gold label agrees with JOINT. NEITHER is the fabrication rate; no verdict returned an empty quote.

Conclusion. For contact–center script compliance – a cue–recall task in which an ASR error can erase the evidence – where the recognizers are combined materially affects performance within the evaluated two–ASR setting. A capable judge reconciling both transcripts in one call (JOINT) is the best arm, significantly above decision–level OR and single–ASR for both judges and on a restricted stratum of human–set labels only. Token–level voting, the common WER–driven baseline, led in no configuration: JOINT significantly exceeds the reference ROVER implementation for both judges and both populations, while against our own stronger time–overlap voter the contrast does not resolve.

The building blocks are established and we concede the field as Related Work sets it out: attention over multiple hypotheses [9], multi–ASR fusion for transcript improvement [13], and post–ASR fusion under an LLM for a holistic label [20]. Using an LLM to combine multiple ASR outputs is not what we claim as new. The contribution is empirical and methodological rather than architectural, and is threefold: 1) making the fusion point the independent variable for a cue–recall objective, and showing placement is an operative lever; 2) a pair of input interventions that falsify the mechanism rather than illustrate it – the second input replaced once by a transcript of a different call and once by a copy of the first, both scoring below the single–input arm – which, with per–verdict evidence bucketing, turns "reconciliation" from a label into a measured quantity; and 3) an agreement–stratified protocol on two populations, exposing both that a strong–looking regex baseline is a prevalence–exploiting constant and that one evaluated judge helped build the silver labels.

The recommended configuration is a drop–in for any production ASR+LLM compliance auditor already running two recognizers: relative to a single–ASR pipeline it costs a second ASR pass plus one judge call per item, with no cross–system hypothesis alignment and no fine–tuning. Per–recognizer forced alignment still cuts the windows exactly as in the single–ASR baseline; what JOINT removes is the alignment of one engine's hypothesis to the other's that a confusion network requires. Against decision–level OR, which also needs both transcripts, JOINT halves the judge calls. The guidance is to invest in a capable reconciling judge rather than in token–level fusion, and the agreement–stratified protocol is reusable by

QA teams wanting honest estimates against provisional silver labels without over–crediting the detectors that produced them. The scope is narrow: a single English contact–center corpus, the recognizer count fixed at two and the controls varying one judge, so placement is not compared against adding engines, multilingual generalization is untested, end–to–end cost is not measured, and because the evidence analysis locates a quoted span by string match it cannot separate a judge that read a cue from one that guessed and happened to quote a matching span.

ЛІТЕРАТУРА

1. Fiscus J. G. A Post–Processing System to Yield Reduced Word Error Rates: Recognizer Output Voting Error Reduction (ROVER). *Proc. IEEE Workshop on Automatic Speech Recognition and Understanding (ASRU)*. 1997. С. 347–354.
DOI: 10.1109/ASRU.1997.659110.

2. Galimzianov D., Vyshegorodtsev V. Text–Based Detection of On–Hold Scripts in Contact Center Calls. *Machine Learning and Applications: An International Journal*. 2024. Вип. 11. № 2. С. 1–9. DOI: 10.5121/mlaij.2024.11201.

3. Hillard D., Hoffmeister B., Ostendorf M. та ін. iROVER: Improving System Combination with Classification. *Human Language Technologies 2007: The Conference of the North American Chapter of the Association for Computational Linguistics; Companion Volume, Short Papers*. 2007. С. 65–68. DOI: 10.3115/1614108.1614125.

4. Ingle D., Kumar A., Gogineni K. та ін. Real–Time Monitoring of Silences in Contact Center Conversations. *Interspeech 2022*. 2022. С. 1951–1952. URL: https://www.isca–archive.org/interspeech_2022/ingle22_interspeech.pdf.

5. Jia F., Majumdar S., Ginsburg B. MarbleNet: Deep 1D Time–Channel Separable Convolutional Neural Network for Voice Activity Detection. *IEEE International Conference on Acoustics, Speech and Signal Processing (ICASSP)*. 2021. С. 6818–6822.
DOI: 10.1109/icassp39728.2021.9414470.

6. Jitsi JiWER: Evaluate your speech–to–text system with similarity measures.

7. Jung J., Brahman F., Choi Y. Trust or Escalate: LLM Judges with Provable Guarantees for Human Agreement. *International Conference on Learning Representations (ICLR)*. 2025. DOI: 10.48550/arXiv.2407.18370. URL: https://arxiv.org/abs/2407.18370.

8. Kamo N., Ochiai T., Delcroix M. та ін. MOVER: Combining Multiple Meeting Recognition Systems. *Interspeech 2025*. 2025. С. 3424–3428. DOI: 10.21437/interspeech.2025–1614.

9. Kano T., Ogawa A., Delcroix M. та ін. Attention–Based Multi–Hypothesis Fusion for Speech Summarization. *IEEE Automatic Speech Recognition and Understanding Workshop (ASRU)*. 2021. С. 487–494. DOI: 10.1109/asru51503.2021.9687977.

10. Kohli G. S. Nine Judges, Two Effective Votes: Correlated Errors Undermine LLM Evaluation Panels. *arXiv.org*. 2026. DOI: 10.48550/arXiv.2605.29800.
URL: https://arxiv.org/abs/2605.29800.

11. National Institute of Standards and Technology SCTK: NIST Scoring Toolkit.

12. Płaza M., Pawlik Łukasz, Deniziak S. Call Transcription Methodology for Contact Center Systems. *IEEE Access*. 2021. Вип. 9. С. 110975–110988.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

DOI: 10.1109/access.2021.3102502.
13. Prakash J., Kumar B., Hacioglu K. та ін. Better Pseudo–labeling with Multi–ASR Fusion and Error Correction by SpeechLLM. *Interspeech 2025*. 2025. С. 579–583.
DOI: 10.21437/interspeech.2025–1707.
14. Radford A., Kim J. W., Xu T. та ін. Robust Speech Recognition via Large–Scale Weak Supervision. *Proceedings of the 40th International Conference on Machine Learning (ICML)*. 2023. Вип. 202. С. 28492–28518. DOI: 10.48550/arXiv.2212.04356.
URL: https://proceedings.mlr.press/v202/radford23a.html.
15. Rastorgueva E., Lavrukhin V., Ginsburg B. NeMo Forced Aligner and its application to word alignment for subtitle generation. *Interspeech 2023*. 2023. С. 5257–5258.
URL: https://www.isca–archive.org/interspeech_2023/rastorgueva23_interspeech.pdf.
16. Schwenk H., Gauvain J.–L. Combining Multiple Speech Recognizers using Voting and Language Model Information. *6th International Conference on Spoken Language Processing (ICSLP 2000)*. 2000. Вип. 2. С. 915–918. DOI: 10.21437/icslp.2000–419.
17. Schwenk H., Gauvain J.–L. Improved ROVER using Language Model Information. *ISCA ITRW ASR2000: Automatic Speech Recognition — Challenges for the New Millennium*. 2000. С. 47–52. URL: https://www.isca–archive.org/asr_2000/schwenk00_asr.pdf.
18. Sekoyan M., Koluguri N. R., Tadevosyan N. та ін. Canary–1B–v2 & Parakeet–TDT–0.6B–v3: Efficient and High–Performance Models for Multilingual ASR and AST. *arXiv.org*. 2025. DOI: 10.48550/arXiv.2509.14128. URL: https://arxiv.org/abs/2509.14128.
19. Shi X., Wang X., Guo Z. та ін. Qwen3–ASR Technical Report. *arXiv.org*. 2026.
DOI: 10.48550/arXiv.2601.21337. URL: https://arxiv.org/abs/2601.21337.
20. Stepachev P., Chen P., Haddow B. Context and System Fusion in Post–ASR Emotion Recognition with Large Language Models. *IEEE Spoken Language Technology Workshop (SLT), GenSEC Challenge*. 2024. DOI: 10.48550/arXiv.2410.03312.
URL: https://arxiv.org/abs/2410.03312.
21. Zheng L., Chiang W.–L., Sheng Y. та ін. Judging LLM–as–a–judge with MT–Bench and Chatbot Arena. *Neural Information Processing Systems*. 2023. С. 46595–46623.
DOI: 10.52202/075280–2020.

REFERENCES

1. Fiscus, J. G. (1997). A post–processing system to yield reduced word error rates: Recognizer output voting error reduction (ROVER). *Proc. IEEE Workshop on Automatic Speech Recognition and Understanding (ASRU)*, 347–354.
https://doi.org/10.1109/ASRU.1997.659110
2. Galimzianov, D., & Vyshegorodtsev, V. (2024). Text–based detection of on–hold scripts in contact center calls. *Machine Learning and Applications: An International Journal*, *11*(2), 1–9. https://doi.org/10.5121/mlaij.2024.11201
3. Hillard, D., Hoffmeister, B., Ostendorf, M., Schlüter, R., & Ney, H. (2007). iROVER: Improving system combination with classification. *Human Language Technologies 2007: The Conference of the North American Chapter of the Association for Computational Linguistics; Companion Volume, Short Papers*, 65–68. https://doi.org/10.3115/1614108.1614125

4. Ingle, D., Kumar, A., Gogineni, K., & Vepa, J. (2022). Real–time monitoring of silences in contact center conversations. *Interspeech 2022*, 1951–1952.
https://www.isca–archive.org/interspeech_2022/ingle22_interspeech.pdf
5. Jia, F., Majumdar, S., & Ginsburg, B. (2021). MarbleNet: Deep 1D time–channel separable convolutional neural network for voice activity detection. *IEEE International Conference on Acoustics, Speech and Signal Processing (ICASSP)*, 6818–6822.
https://doi.org/10.1109/icassp39728.2021.9414470
6. Jitsi. (n.d.). *JiWER: Evaluate your speech–to–text system with similarity measures*. https://github.com/jitsi/jiwer.
7. Jung, J., Brahman, F., & Choi, Y. (2025). Trust or escalate: LLM judges with provable guarantees for human agreement. *International Conference on Learning Representations (ICLR)*. https://doi.org/10.48550/arXiv.2407.18370
8. Kamo, N., Ochiai, T., Delcroix, M., & Nakatani, T. (2025). MOVER: Combining multiple meeting recognition systems. *Interspeech 2025*, 3424–3428.
https://doi.org/10.21437/interspeech.2025–1614
9. Kano, T., Ogawa, A., Delcroix, M., & Watanabe, S. (2021). Attention–based multi–hypothesis fusion for speech summarization. *IEEE Automatic Speech Recognition and Understanding Workshop (ASRU)*, 487–494. https://doi.org/10.1109/asru51503.2021.9687977
10. Kohli, G. S. (2026). Nine judges, two effective votes: Correlated errors undermine LLM evaluation panels. *arXiv.org*. https://doi.org/10.48550/arXiv.2605.29800
11. National Institute of Standards and Technology. (n.d.). *SCTK: NIST scoring toolkit*. https://github.com/usnistgov/SCTK.
12. Płaza, M., Pawlik, Łukasz, & Deniziak, S. (2021). Call transcription methodology for contact center systems. *IEEE Access*, *9*, 110975–110988.
https://doi.org/10.1109/access.2021.3102502
13. Prakash, J., Kumar, B., Hacioglu, K., Sharma, B., Gopalan, S., Chetlur, M., Venkatesan, S., & Stolcke, A. (2025). Better pseudo–labeling with multi–ASR fusion and error correction by SpeechLLM. *Interspeech 2025*, 579–583. https://doi.org/10.21437/interspeech.2025–1707
14. Radford, A., Kim, J. W., Xu, T., Brockman, G., McLeavey, C., & Sutskever, I. (2023). Robust speech recognition via large–scale weak supervision. *Proceedings of the 40th International Conference on Machine Learning (ICML), Proceedings of Machine Learning Research*, *202*, 28492–28518. https://doi.org/10.48550/arXiv.2212.04356
15. Rastorgueva, E., Lavrukhin, V., & Ginsburg, B. (2023). NeMo forced aligner and its application to word alignment for subtitle generation. *Interspeech 2023*, 5257–5258. https://www.isca–archive.org/interspeech_2023/rastorgueva23_interspeech.pdf
16. Schwenk, H., & Gauvain, J.–L. (2000a). Combining multiple speech recognizers using voting and language model information. *6th International Conference on Spoken Language Processing (ICSLP 2000)*, *2*, 915–918. https://doi.org/10.21437/icslp.2000–419
17. Schwenk, H., & Gauvain, J.–L. (2000b). Improved ROVER using language model information. *ISCA ITRW ASR2000: Automatic Speech Recognition — Challenges for the New Millennium*, 47–52. https://www.isca–archive.org/asr_2000/schwenk00_asr.pdf

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

18. Sekoyan, M., Koluguri, N. R., Tadevosyan, N., Żelasko, P., Bartley, T. M., Karpov, N., Balam, J., & Ginsburg, B. (2025). Canary–1B–v2 & Parakeet–TDT–0.6B–v3: Efficient and high–performance models for multilingual ASR and AST. *arXiv.org*. https://doi.org/10.48550/arXiv.2509.14128
19. Shi, X., Wang, X., Guo, Z., Wang, Y., Zhang, P., Zhang, X., Guo, Z., Hao, H., Xi, Y., Yang, B., Xu, J., Zhou, J., & Lin, J. (2026). Qwen3–ASR technical report. *arXiv.org*. https://doi.org/10.48550/arXiv.2601.21337
20. Stepachev, P., Chen, P., & Haddow, B. (2024). Context and system fusion in post–ASR emotion recognition with large language models. *IEEE Spoken Language Technology Workshop (SLT), GenSEC Challenge*. https://doi.org/10.48550/arXiv.2410.03312
21. Zheng, L., Chiang, W.–L., Sheng, Y., Zhuang, S., Wu, Z., Zhuang, Y., Lin, Z., Li, Z., Li, D., Xing, E. P., Zhang, H., Gonzalez, J. E., & Stoica, I. (2023). Judging LLM–as–a–judge with MT–Bench and chatbot arena. *Neural Information Processing Systems*, 46595–46623. https://doi.org/10.52202/075280–2020

Received 09.06.2026.
Accepted 11.08.2026.
Published 30.10.2026

Спільне узгодження кількох ASR–транскриптів великою мовною моделлю для виявлення ознак дотримання скрипту в контакт–центрах

Класичне комбінування систем розпізнавання мовлення – ROVER та його похідні, зокрема MOVER, – виконує голосування на рівні окремих слів і оптимізує частоту помилок на слові (WER). Натомість у контролі якості контакт–центрів транскрипт є лише проміжним представленням: за ним перевіряють, чи виконав оператор обов'язкові кроки скрипту – привітання, самоідентифікацію компанії, запит імені клієнта та ввічливе завершення розмови. Ознаки, що несуть ці перевірки, є короткими формульними фразами, які недосконале розпізнавання найчастіше спотворює або втрачає, а голосування на рівні токенів здатне вилучити слово, яке почув лише один розпізнавач. Отже, краще транскрибування не є тотожним кращому виявленню ознаки.

Мета дослідження – визначити, на якому рівні конвеєра доцільно розміщувати ансамбль розпізнавачів, якщо цільовою метрикою є повнота виявлення ознаки, а не частота помилок на слові.

За фіксованої пари декорельованих ASR–систем порівняно чотири точки злиття під керуванням однієї моделі–судді: одиночний транскрипт; злиття на рівні токенів (еталонний ROVER та власний голосувальник за часовим перекриттям); злиття на рівні рішень, тобто об'єднання вердиктів за кожним транскриптом окремо; та злиття на рівні гіпотез, коли суддя читає обидва транскрипти й узгоджує їх у межах одного звернення. Оцінювання виконано на корпусі з 3057 дзвінків за сімома параметрами дотримання скрипту, а всі підсумкові порівняння продубльовано на обмеженій підвибірці, що містить лише встановлені людиною мітки.

Злиття на рівні гіпотез є найкращою стратегією (macro–F1 0,913) і статистично значуще переважає одиночний транскрипт, злиття на рівні рішень та ROVER для обох суддів і на обох вибірках. Три контрольні експерименти показують, що при-

ріст потребує неідентичного транскрипта того самого дзвінка: заміна другого транскрипта транскриптом іншого дзвінка знижує macro–F1 до 0,717, а заміна його копією першого – до 0,796, тобто нижче за варіант з одиночним транскриптом, що виключає пояснення через поблажливість судді та через ефект самої підказки; текст, наявний лише у другому транскрипті, становить 6,9 % позитивних вердиктів, але забезпечує 35,7 % випадків, у яких злиття на рівні гіпотез правильно скасовує рішення за одиночним транскриптом. Отже, у межах дослідженої конфігурації з двома розпізнавачами місце розміщення ансамблю істотно впливає на якість виявлення ознак.

Ключові слова: автоматичне розпізнавання мовлення, комбінування систем розпізнавання, контроль якості контакт–центру, виявлення дотримання скрипту, великі мовні моделі, модель–суддя, злиття на рівні гіпотез, частота помилок на слові, протокол оцінювання.

Іванько Артем Миколайович – аспірант кафедри інформаційних технологій та комп'ютерної інженерії, Національний технічний університет «Дніпровська політехніка».
ORCID: https://orcid.org/0009–0002–0491–5374

Ivanko Artem – PhD student, department of information technology and computer engineering, Dnipro University of Technology.
ORCID: https://orcid.org/0009–0002–0491–5374

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

DOI 10.34185/1562–9945–5–166–2026–09
УДК 004.75

Л.І. Цвіркун, Ю.А. Миронов

КЕРУВАННЯ АКТИВАЦІЄЮ РОБОЧИХ ПРОЦЕСІВ ЗА УМОВ БЛОКУВАННЯ ЧЕРЕЗ ОБМЕЖЕНІ РЕСУРСИ БАГАТОРАЗОВОГО ВИКОРИСТАННЯ В РОЗПОДІЛЕНИХ СИСТЕМАХ ВИКОНАННЯ СПРЯМОВАНИХ АЦИКЛІЧНИХ ГРАФІВ

Анотація. Досліджено керування активацією робочих процесів у відкритій стохастичній системі виконання САГ із обмеженим ресурсом багаторазового використання. У дискретно–подійному моделюванні порівняно дві архітектури отримання ресурсів – блокування за схемою «спочатку виконавець» та атомарне отримання ресурсів – і п'ять політик активації. За високого навантаження керування WIP зменшує p95 часу відгуку на 23–36% лише тоді, коли очікування токена утримує виконавця. За атомарного отримання цей виграш зникає. DTR з урахуванням САГ не показує практично значущої загальної переваги над простішими засобами керування.
*Ключові слова**:** розподілені системи робочих процесів; виконання САГ; активація робочих процесів; незавершена робота в системі; ресурси багаторазового використання; ліцензії на програмне забезпечення; блокування ресурсів; затримка у хвості розподілу; дискретно–подійне моделювання; хмарні обчислення.*

Постановка проблеми. У відкритій системі виконання САГ завдання можуть одночасно потребувати обчислювального виконавця та скінченного ресурсу багаторазового використання, наприклад токена плаваючої програмної ліцензії. На поведінку системи впливають дефіцит такого ресурсу та порядок його отримання. Якщо завдання спочатку займає виконавця і лише після цього очікує токен, недоступність токена тимчасово вилучає виконавця з обчислювального пулу. У роботі цей механізм розглядається як зовнішній ефект блокування виконавця. За атомарного отримання завдання запускається лише за одночасної доступності виконавця й токена, тому очікування токена не споживає обчислювальну потужність.

Звідси виникає питання керування активацією цілих робочих процесів: чи може обмеження активного WIP зменшити хвіст наскрізного часу відгуку, не знижуючи пропускну здатність, і чи потрібна для цього детальна інформація про позицію майбутнього попиту на ресурс у САГ.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Дослідження систем виконання робочих процесів охоплюють моделювання планувальників, динамічне керування ресурсами та вибір політик під час виконання [1–4]. WfCommons і WRENCH підтримують відтворювані дослідження та моделювання систем керування робочими процесами [5, 6]. Роботи з обмеженнями програмних ліцензій розглядають їх як явний ресурс плануван-

© Цвіркун Л.І., Миронов Ю.А., 2026
Copyright for this paper by its authors. Use permitted under License CC BY 4.0.
ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

ня: Qiao et al. – в онлайн–плануванні робочих процесів [7], Gulhan et al. – через прогнозування використання ліцензій у HPC [8], Noaman et al. – у backfilling для задач CAE з ліцензійними обмеженнями в гібридній хмарі [9].

Концептуально близькі дослідження з керування навантаженням (Workload Control, WLC) показують, що керування допуском може послаблювати негативний вплив блокування, а взаємодія кількох обмежених ресурсів із правилами допуску та диспетчеризації істотно впливає на продуктивність [10–12]. Водночас простіші засоби безпосереднього керування навантаженням іноді досягають рівня складніших схем [13].

Невирішеними залишаються питання: чи виникає відповідний ефект у відкритій стохастичній САГ–системі саме через утримання виконавця під час очікування ресурсу багаторазового використання; чи зберігається він за атомарного отримання ресурсів; та чи забезпечує прогноз структурної близькості майбутнього ресурсного попиту практично значущий додатковий виграш.

Мета дослідження – експериментально визначити умови, за яких керування активацією робочих процесів зменшує час відгуку у хвості розподілу у відкритій САГ–системі з обмеженим ресурсом багаторазового використання, та оцінити граничну цінність урахування структури САГ.

Для конкретизації мети сформульовано три дослідницькі гіпотези, що перевіряють механізм блокування, межу ефекту за архітектурою отримання ресурсів та граничну цінність урахування структури САГ.

H1 – механізм блокування. Чи зменшує керування активацією/WIP p95 наскрізного часу відгуку без зменшення пропускної здатності за значного навантаження на ресурс багаторазового використання, коли очікування цього ресурсу займає потужність виконавців?

H2 – межа за архітектурою отримання ресурсів. Чи зникає або стає практично незначним цей виграш, коли отримання ресурсу багаторазового використання є атомарним і неблокувальним?

H3 – гранична цінність урахування САГ. Чи забезпечує DTR з урахуванням САГ практично значущу перевагу над простішими налаштованими засобами керування WIP або обсягом роботи, що потребує токенів?

Викладення основного матеріалу дослідження.

Модель системи та навантаження. Робочі процеси надходять у відкриту систему та перебувають у відкладеній черзі FIFO або в активній множині $A(t)$. Відкладені процеси не споживають виконавців чи токенів; після активації процес не повертається до відкладеної черги. На рис. 1 показано розмежування між відкладеною чергою, контролером активації, активною множиною САГ і незмінним планувальником готових завдань. Активна система має C слотів виконавців і L токенів ресурсу багаторазового використання.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

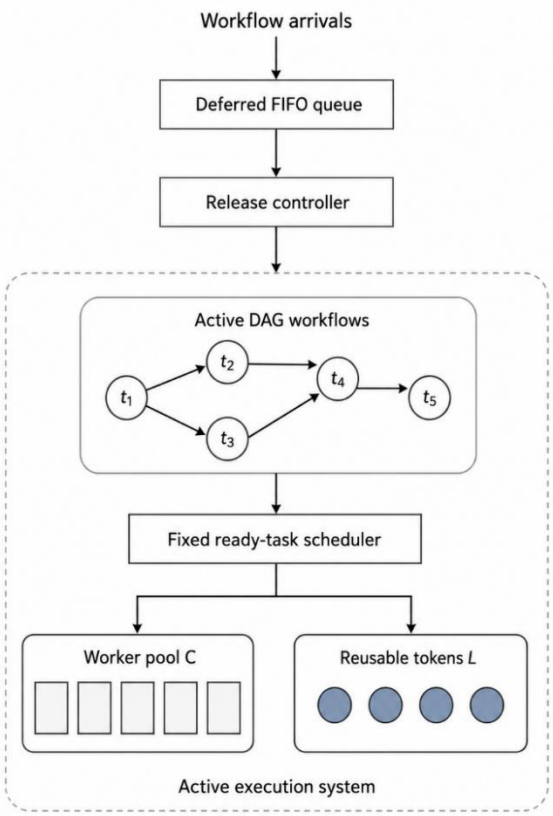


Рисунок 1 – Архітектура системи керування активацією робочих процесів

Для класів робочих процесів k із інтенсивністю надходження λ_k, очікуваною роботою виконавців $B_{C,k}$ та роботою ресурсу $B_{L,k}$ координати запропонованого навантаження визначаються за формулою (1):

$$\rho_C = \frac{\sum_k \lambda_k B_{C,k}}{C}, \ \rho_L = \frac{\sum_k \lambda_k B_{L,k}}{L}. \quad (1)$$

Ці показники характеризують робоче навантаження відносно номінальних місткостей і не трактуються як достатні умови стійкості повної САГ–системи.

Структуру семивершинного шаблону робочого процесу задає формула (2):

$$v_1 \to \{v_2, v_3\} \to v_4 \to \{v_5, v_6\} \to v_7, \quad (2)$$

Є три класи з єдиною операцією, що потребує токена, у v_1, v_4 або v_7. Змішане навантаження вибирає класи з однаковою ймовірністю; однорідний контрольний сценарій використовує середню позицію. Середній час обслуговування звичайного завдання дорівнює 1, токенового – 2, тому $B_C = 8$ і $B_L = 2$; у моделі використано $C = 12$ слотів і $L = 2$токени.

Часи обслуговування незалежні та мають розподіл (3):

$$S_v \sim Erlang\left(2, \frac{\mu_v}{2}\right). \quad (3)$$

Надходження пуассонівські. Основні змішані режими навантаження: $(\rho_C, \rho_L) = (0.3333, 0.50)$, $0.60, 0.90$ та $0.6267, 0.94$; однорідний контроль використо-

вує 0.60,0.90. Планувальник готових завдань незмінний для всіх політик і використовує ключ (ready time, workflow ID, task ID) та порядок $v_1 < \cdots < v_7$.

Архітектури отримання ресурсів. За блокування «спочатку виконавець» (рис. 2а) токенове завдання спочатку займає виконавця; якщо токен недоступний, воно очікує у черзі FIFO, продовжуючи утримувати виконавця. За атомарного отримання (рис. 2б) завдання диспетчеризується лише за одночасної доступності виконавця й токена.

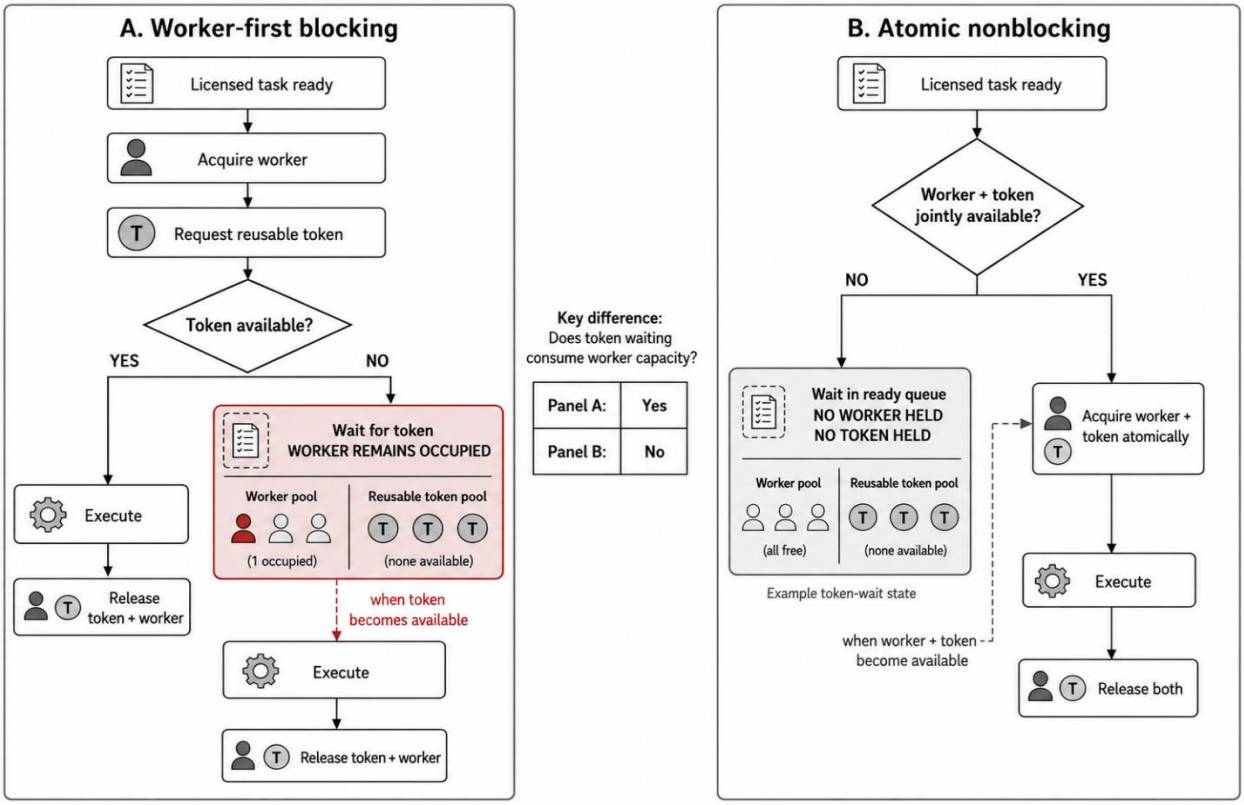


Рисунок 2 – Блокування за схемою «спочатку виконавець» порівняно з атомарним отриманням ресурсів

Політики активації. B0 негайно активує кожен процес, тобто $T_i^{admission} = T_i^{arrival}$.

Політика B1 активує новий робочий процес лише за виконання умови (4):

$$|A(t)| < N_{\max}, \quad (4)$$

в експерименті взято $N_{\max} = 12$.

Для B2a невиконаний обсяг токенової роботи активної множини та кандидата визначається за формулою (5):

$$W_L(t) = \sum_{j \in A(t)} \sum_{v \in U_j^L(t)} l_v \hat{h}_{jv}(t), \qquad W_i(t) = \sum_{v \in U_i^L(t)} l_v \hat{h}_{iv}(t). \quad (5)$$

Для B2a порогове значення задається як $K_W = \kappa_W L \bar{H}$, де $\bar{H} = 2$, та $\kappa_W = 4$. Кандидат B2a активується за виконання умови (6):

$$W_L(t) + W_i(t) \le K_W \quad (6)$$

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

B2b є політикою з позиційним вагуванням, натхненою підходом WLC. Рівень завдання для B2b визначається рекурсією (7):

$$r_v = \begin{cases} 1, & pred(v) = \varnothing, \\ 1 + \max\limits_{u \in pred(v)} r_u, & \text{otherwise.} \end{cases} \quad (7)$$

Для заданої топології $r_v = 1,2,2,3,4,4,5$, а позиційно зважений тиск робочого процесу j визначається за формулою (8):

$$P_j^{WLC}(t) = \sum_{v \in U_j^L(t)} \frac{l_v \hat{h}_{jv}(t)}{r_v}. \quad (8)$$

Кандидат B2b активується за виконання умови (9):

$$P_A^{WLC}(t) + P_i^{WLC}(t) \le K_{WLC}, \qquad K_{WLC} = \kappa_{WLC} L\bar{H}, \quad (9)$$

В експерименті узято $\kappa_{WLC} = 2$.

B3 – discounted time–to–resource (DTR). DTR дисконтує майбутню токенову роботу відповідно до структурної відстані до її готовності. Прогноз залишкової тривалості обслуговування незавершеного токенового завдання визначається за формулою (10)

$$\hat{h}_{iv}(t) = \begin{cases} \dfrac{a_{iv}(t) + \mu_v}{1 + \dfrac{2a_{iv}(t)}{\mu_v}}, & \text{якщо } v \text{ виконується,} \\ \mu_v, & \text{якщо обслуговування } v \text{ ще не розпочато,} \end{cases} \quad (10)$$

де $a_{iv}(t)$ – уже спостережена тривалість його обслуговування.

Структурна оцінка для попередника *u* задається рекурсією (11):

$$F_{iu}(t) = \begin{cases} 0, & \text{якщо } u \text{ завершено,} \\ \dfrac{a_{iu}(t) + \mu_u}{1 + \dfrac{2a_{iu}(t)}{\mu_u}}, & \text{якщо } u \text{ виконується,} \\ \mu_u, & \text{якщо } u \text{ готове або заблоковане в очікуванні токена,} \\ \mu_u + \max\limits_{p \in Pred(u)} F_{ip}(t), & \text{якщо } u \text{ ще не готове за залежностями САГ,} \end{cases} \quad (11)$$

де $max\varnothing = 0$.

Структурну відстань до готовності токенового завдання визначаємо за формулою (12):

$$\hat{d}_{iv}(t) = \begin{cases} 0, & \text{якщо } v \text{ готове, заблоковане, виконується або } \mathrm{Pred}(v) = \emptyset, \\ \max\limits_{u \in \mathrm{Pred}(v)} F_{iu}(t), & \text{інакше.} \end{cases}$$

Тиск DTR для робочого процесу *i* визначається за формулою (13):

$$P_i(t; h) = \sum_{v \in U_i^L(t)} l_v \, \hat{h}_{iv}(t) \exp\left(-\frac{\hat{d}_{iv}(t)}{h}\right), \quad (13)$$

Сумарний тиск DTR активної множини визначається за формулою (14):

$$P_A(t;h) = \sum_{j \in A(t)} P_j(t;h). (14)$$

За $A(t) \neq \varnothing$ кандидат у черзі FIFO активується тоді й лише тоді, коли виконується умова (15):

$$P_A(t;h) + P_i(t;h) \leq \theta Lh. (15)$$

Для порожньої активної множини перший кандидат активується для забезпечення прогресу; перший елемент черги FIFO не обходиться. Після активації диспетчеризація доводиться до фіксованої точки, після чого стан переоцінюється. В експерименті узято $h = 8$, $\theta = 1$.

DTR регулює активацію цілих робочих процесів. Порядок готових завдань задає незмінний планувальник. Рис. 3 описує алгоритм, який реалізує умову активації DTR за формулою (15), використовуючи тиск кандидата за формулою (13) і сумарний тиск активної множини за формулою (14).

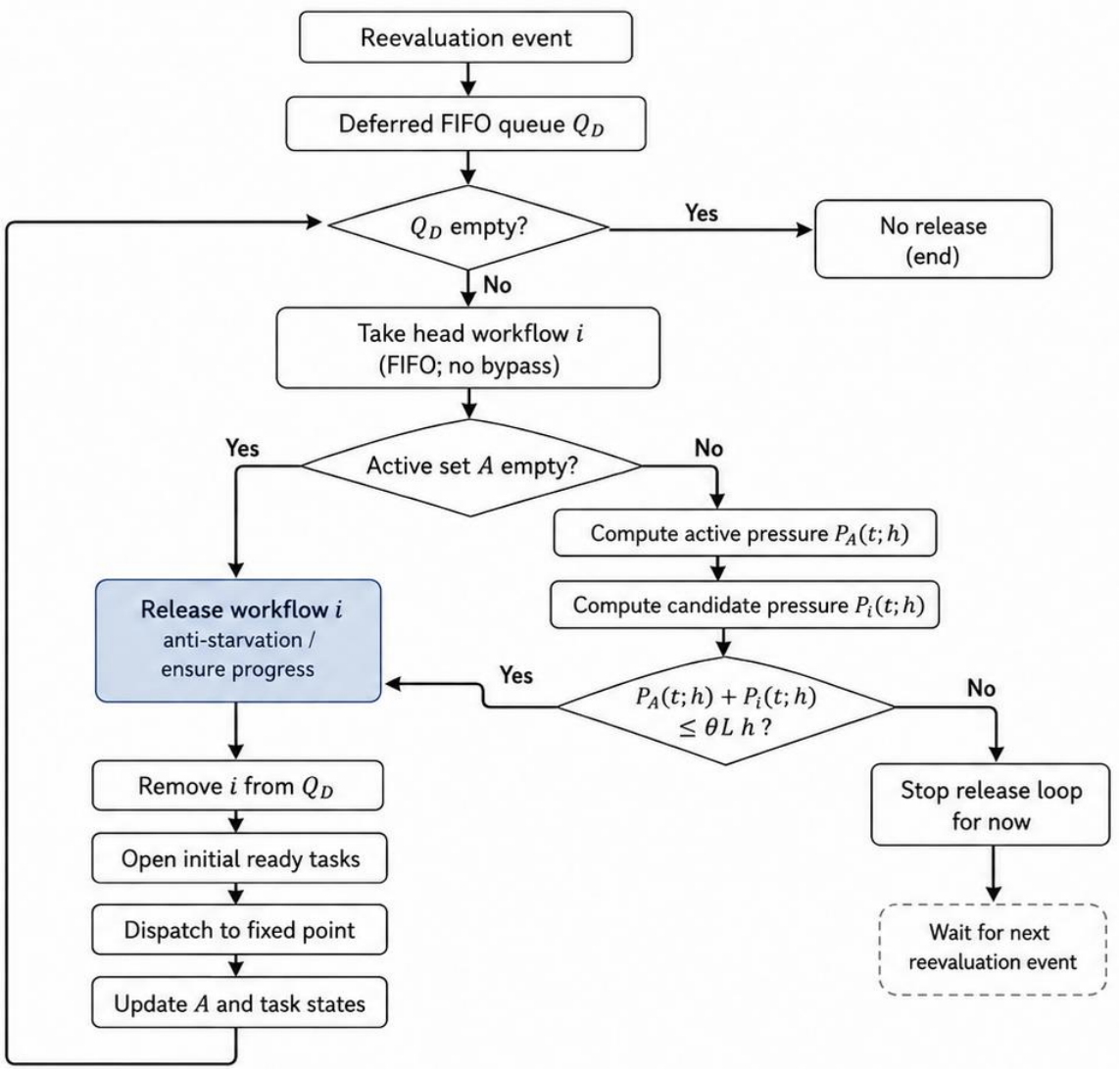


Рисунок 3 – Керування активацією робочих процесів за алгоритмом DTR

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Експериментальний дизайн і статистичний аналіз. Підтверджувальна серія експериментів містить $8 \times 5 \times 20 = 800$ прогонів: для змішаного раннього/середнього/пізнього токена досліджено блокувальну й атомарну архітектури при $\rho_L = 0.50,0.90,0.94$; для однорідного середнього токена – обидві архітектури при $\rho_L = 0.90$. У кожній комірці порівнювали B0, B1, B2a, B2b і B3/DTR із 20 реплікаціями. За методом спільних випадкових чисел для різних політик повторно використовували однакові екзогенні траси надходжень, класів і часів обслуговування.

На початку кожної реплікації відсікали $N_w = 8000$ еквівалентів надходжень; вимірювання виконували на фіксованому горизонті $N_m = 30000$ еквівалентів надходжень. Відповідні часові горизонти становлять $T_w = N_w/\bar{\lambda}$ і $T_m = N_m/\bar{\lambda}$.

Статистичне підтвердження завершення прогріву на цій точці та асимптотичної збіжності p95 або p99 не встановлювалося; цільовою величиною є парний ефект політики на заданому скінченному горизонті, а точні стаціонарні квантилі не оцінюються. Після припинення надходжень систему спорожнювали для отримання повних наскрізних спостережень, але пропускну здатність і часові коефіцієнти використання обчислювали лише на спільному вимірювальному інтервалі.

Наскрізний час відгуку робочого процесу і визначається за формулою (16):

$$R_i = T_i^{completion} - T_i^{arrival}. \quad (16)$$

Для політики *P* відносно базової політики *B* парний відносний ефект для p95 визначається за формулою (17):

$$\delta_{P,B} = \frac{p95_P - p95_B}{p95_B}. \quad (17)$$

Від'ємний ефект означає поліпшення. 95% інтервали обчислювали парним непараметричним бутстрепом із 10 000 повторних вибірок; одиницею статистичного висновування є незалежна реплікація. Наперед зафіксована межа практичної значущості ± 5

Критерій еквівалентності пропускної здатності вимагає, щоб увесь 95% інтервал її відношення знаходився в інтервалі $[0.98,\ 1.02]$.

Результати перевірки гіпотез. Результати підтверджувальної кампанії далі розглянуто послідовно відповідно до H1–H3, зберігаючи p95 наскрізного часу відгуку як основну підтверджувальну метрику.

H1. За блокування «спочатку виконавець» керування активацією практично не впливає на p95 при $\rho_L = .50$, але дає великий виграш за високого навантаження. Таблиця 1 і рис. 4 показують зменшення приблизно на 27–29% при змішаному $\rho_L = .90$, на 34–36% при $\rho_L = .94$ та на 23–28% в однорідному сценарії $\rho_L = .90$.

Таблиця 1

Парний відносний ефект для p95 порівняно з B0 за блокування за схемою «спочатку виконавець»

Сценарій	B1	B2a	B2b	B3/DTR
Змішаний, $\rho_L = .50$	−0.08% [−0.12, −0.04]	−0.09% [−0.13, −0.05]	−0.05% [−0.10, −0.01]	−0.07% [−0.11, −0.04]
Змішаний, $\rho_L = .90$	−29.18% [−30.32, −28.06]	−28.75% [−29.83, −27.70]	−26.96% [−28.00, −25.93]	−28.62% [−29.71, −27.51]
Змішаний, $\rho_L = .94$	−36.35% [−38.3, −34.5]	−34.92% [≈−36.9, ≈−33.0]	−34.28% [≈−36.4, ≈−32.2]	−35.78% [≈−37.7, ≈−33.9]
Однорідний, токен у середині, $\rho_L = .90$	−27.62%	−27.23%	−23.18%	−26.98%

Значення – середні значення відносних ефектів на рівні реплікацій; у квадратних дужках наведено 95% довірчі інтервали парного бутстрепу.

Глобальна оболонка 95% меж відношення пропускної здатності повністю лежить усередині наперед заданої смуги еквівалентності $0.98, 1.02$.

За високого токенового навантаження ці результати підтримують H1 без практично виявлюваної втрати пропускної здатності.

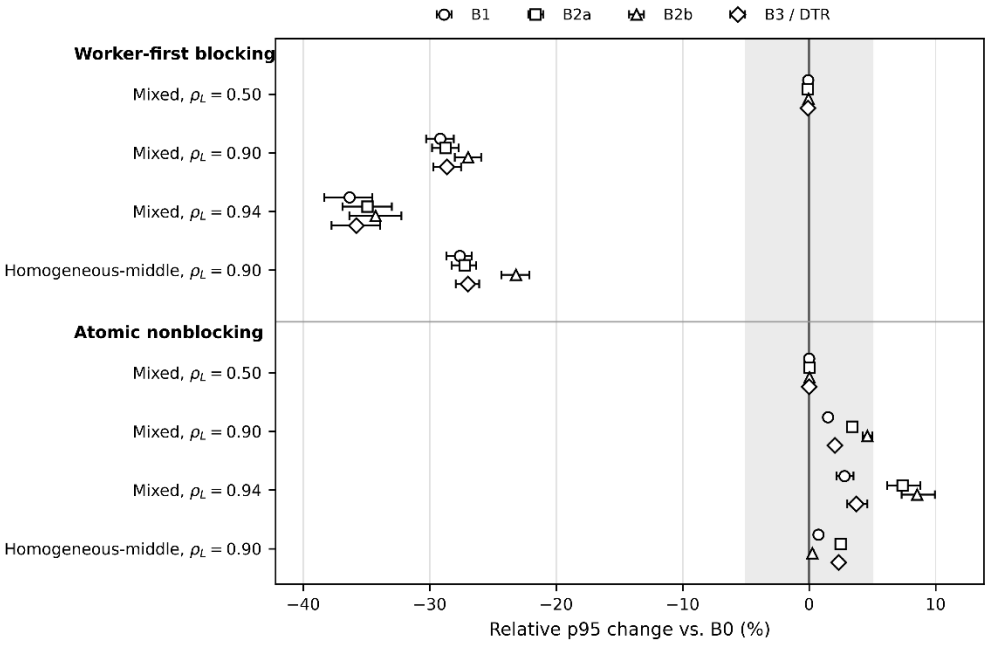


Рисунок 4 – Відносний ефект для p95 порівняно з необмеженою активацією

H2. За атомарного отримання великий виграш зникає. Для DTR ефекти p95 відносно B0 у трьох узгоджених високонавантажених сценаріях становлять $+2.05$–$+3.74$ і

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

залишаються в межах ±5%. Контрасти між архітектурами, що становлять приблизно 29–40 відсоткових пунктів, наведено в Таблиці 2 і на рис. 5.

Таблиця 2

Контрасти DTR між архітектурами отримання ресурсів

Узгоджене навантаження	Ефект DTR за блокування	Ефект DTR за атомарного отримання	Блокування − атомарне отримання
Змішане, $\rho_L = .90$	−28.62%	+2.05%	−30.67 в.п. [−31.87, −29.47]
Змішане, $\rho_L = .94$	−35.78%	+3.74%	−39.52 в.п. [−41.88, −37.41]
Однорідне, токен у середині, $\rho_L = .90$	−26.98%	+2.33%	−29.32 в.п. [−30.43, −28.28]

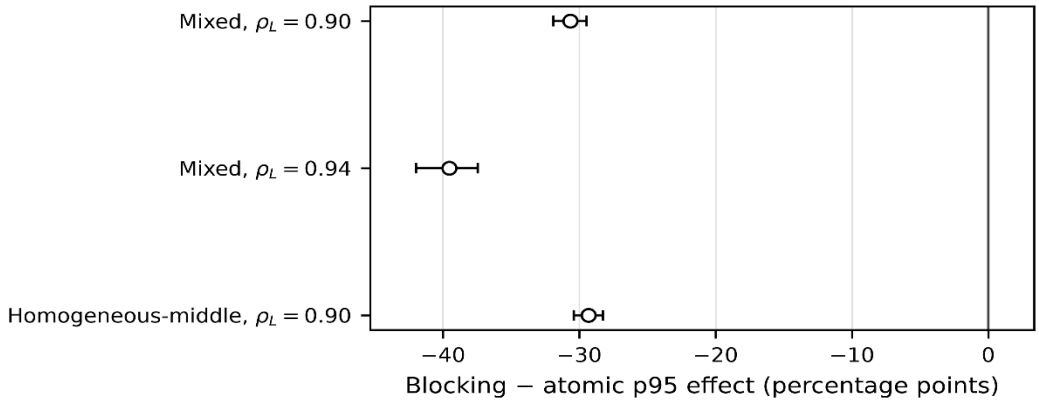


Рисунок 5 – Межа за архітектурою отримання ресурсів

За змішаного атомарного $\rho_L = .94$ B2a і B2b погіршують p95 приблизно на 7.4–8.5%, тоді як для B1 і DTR погіршення становить приблизно 2.8–3.7%. Цей результат підтримує H2: великий виграш виникає за можливості токенового очікування утримувати виконавця.

H3. Практична перевага DTR над сильнішими простими контролерами не підтверджується. Таблиця 3 та рис. 6 показують, що в трьох високонавантажених блокувальних сценаріях DTR приблизно на 0.8–0.9% повільніший за B1, відрізняється від B2a не більш як на 1.3% за модулем, а його найбільша перевага над B2b становить 4.94%, тобто не перевищує наперед заданої межі 5%.

Таблиця 3

Ефект DTR для p95 відносно простіших засобів керування
в блокувальних сценаріях із високим навантаженням

Сценарій	проти B1	проти B2a	проти B2b
Змішаний, $\rho_L = .90$	+0.79% [0.54, 1.03]	+0.18% [−0.20, 0.56]	−2.27% [−2.65, −1.92]
Змішаний, $\rho_L = .94$	+0.90% [0.37, 1.44]	−1.30% [−2.03, −0.59]	−2.26% [−2.84, −1.71]
Однорідний, токен у середині, $\rho_L = .90$	+0.89% [0.60, 1.19]	+0.35% [0.10, 0.57]	−4.94% [−5.30, −4.51]

Додатні значення означають, що DTR повільніший за порівнювану політику. Практична перевага, сформульована в H3, не підтверджується.

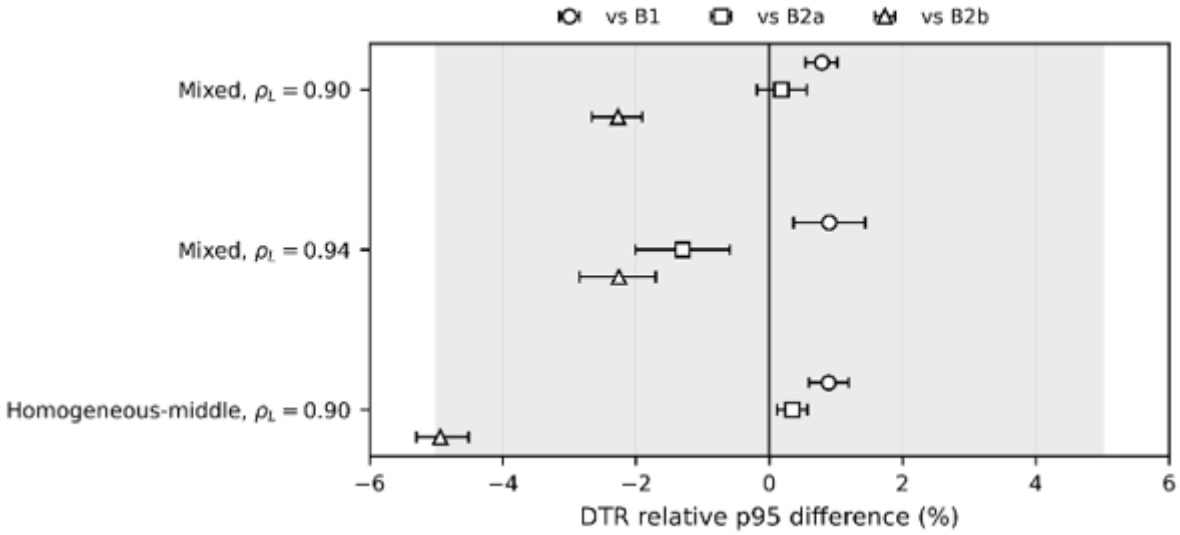


Рисунок 6 – DTR порівняно з простішими засобами керування

Вторинна p99–метрика дає той самий якісний висновок. У блокувальних сценаріях високого навантаження зменшення для політик керованої активації становлять приблизно 29–37%, тоді як атомарні ефекти DTR залишаються малими й додатними. p99 є вторинною метрикою і не замінює p95 як основну підтверджувальну кінцеву точку.

Механізм додатково характеризують метрики стану в Таблиці 4 та на рис. 7.

В обох високонавантажених режимах DTR переносить частину очікування до етапу допуску, зменшує активний і загальний WIP та частку потужності виконавців, зайняту заблокованими токеновими завданнями, тоді як використання токенів практично не змінюється. Точні значення наведено в Таблиці 4. Ці дані узгоджуються з механізмом зменшення шкідливого утримання виконавців, але не становлять повної причинної декомпозиції.

Обговорення результатів і загрози валідності. H1 стосується режимів, у яких очікування одного дефіцитного ресурсу споживає інший; результат не узагальнюється

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

на довільні обмеження допуску. За блокування за схемою «спочатку виконавець» токенове очікування зменшує доступний пул виконавців; контроль WIP обмежує кількість робочих процесів, здатних одночасно створювати цей стан. Саме тому за низького токенового навантаження ефект майже відсутній, а за високого стає великим.

Таблиця 4

Метрики стану для B0 і DTR за змішаного блокування
за схемою «спочатку виконавець»

Метрика	$\rho_L = .90$ B0	$\rho_L = .90$ DTR	$\rho_L = .94$ B0	$\rho_L = .94$ DTR
Середній p95 часу відгуку	41.91	29.77	78.45	49.35
Середній p99 часу відгуку	59.73	40.18	103.69	65.05
Середній активний WIP	14.77	9.06	25.97	10.11
Середній відкладений WIP	0.00	3.32	0.00	8.80
Середній загальний WIP	14.77	12.37	25.97	18.91
Частка потужності виконавців у блокуванні	0.219	0.194	0.270	0.235
Коефіцієнт використання токенів	0.89934	0.89934	0.94065	0.94063
Середня затримка допуску	0.00	3.68	0.00	9.35
Середній час в активній системі	16.40	10.06	27.59	10.75
Пропускна здатність у вимірювальному інтервалі	0.90025	0.90025	0.94012	0.94018

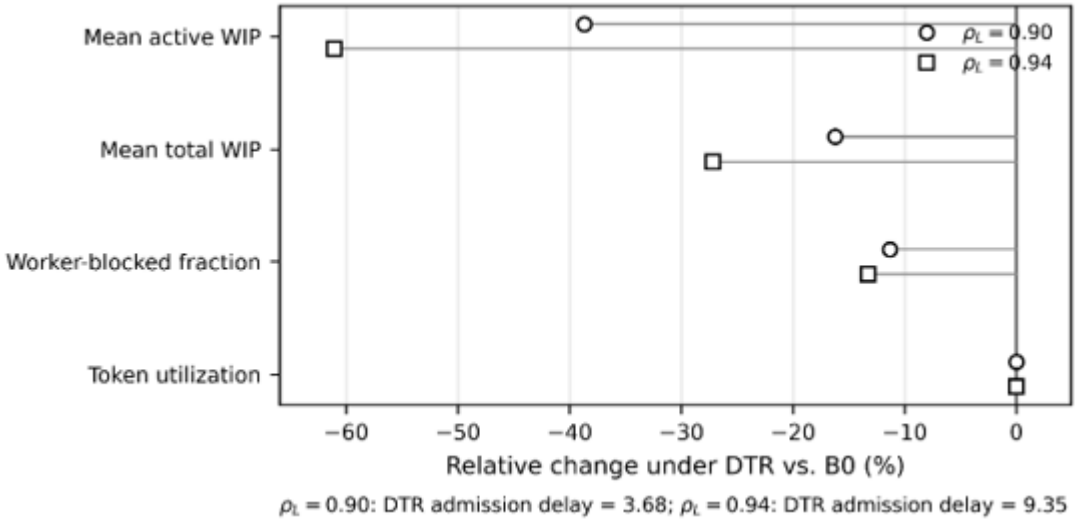


Рисунок 7 – Метрики стану, що характеризують механізм

Атомарний експеримент ізолює роль утримання виконавця: місткості й навантаження зберігаються, а завдання без доступного токена не займає виконавця. Зникнення великого виграшу та виразні контрасти між архітектурами підтримують висновок, що ефект виникає через зв'язування ресурсів; самого дефіциту токенів для нього недостатньо. За відсутності такого зв'язування надмірне обмеження активації може лише додати затримку допуску, що видно для B2a/B2b при атомарному $\rho_L = .94$.

Для дослідженої топології та режимів навантаження DTR не дає практично значущого виграшу, який виправдовував би додаткову структурну інформацію. B1 та B2a відновлюють практично той самий основний виграш. Основний результат визначається обсягом активної роботи та семантикою отримання ресурсів; точніший структурний прогноз не забезпечує додаткової практично значущої переваги. Це не доводить, що керування з урахуванням структури САГ не може бути корисним для інших топологій, кількох типів ресурсів або інших розподілів тривалості.

Основними обмеженнями є синтетична семивершинна топологія; один тип ресурсу багаторазового використання; $C = 12$, $L = 2$; часи обслуговування з розподілом Erlang–2; відсутність відмов, повторних спроб, еластичного масштабування, мережевої конкуренції та деталей конкретного ліцензійного сервера. Результати отримано за допомогою дискретно–подійного моделювання; промислове розгортання не оцінювалося.

Параметри контролерів було налаштовано на незалежних трасах до початку підтверджувального етапу, але висновки залишаються умовними щодо цих налаштувань. Інтерпретація хвостових квантилів обмежена заданим скінченним горизонтом.

Інженерна рекомендація стосується архітектури отримання ресурсів. За можливості дефіцитну обчислювальну потужність слід виділяти лише тоді, коли може бути задоволена вимога до обмеженого ресурсу багаторазового використання. Якщо блокування за схемою «спочатку виконавець» неминуче, першим засобом протидії доцільно розглядати просте обмеження активного WIP або токенової роботи; складніше керування з урахуванням структури САГ потребує окремих доказів додаткового практичного виграшу.

Висновки. Керування активацією робочих процесів істотно зменшує хвостовий час відгуку в дослідженій відкритій САГ–системі за тієї умови, що очікування обмеженого ресурсу багаторазового використання утримує дефіцитну потужність виконавця. За високого токенового навантаження контрольовані політики зменшують p95 приблизно на 23–36% без практично виявлюваної втрати пропускної здатності; за низького навантаження ефект практично відсутній.

Атомарне отримання ресурсів усуває великий виграш: ефекти DTR залишаються в межах ±5%, а контрасти між блокувальною та атомарною архітектурами становлять приблизно 29–40 відсоткових пунктів. Це підтримує H2 і визначає зв’язування виконавця з ресурсом як межу дії досліджуваного механізму.

DTR не демонструє загальної практично значущої переваги над B1 або B2a; практична перевага, сформульована в H3, не підтверджується. Коли блокування неможливо усунути архітектурно, просте керування активним WIP або незавершеною токеновою роботою забезпечує більшу частину спостережуваного виграшу без додаткової інформаційної складності DTR.

Data Availability Statement (Заява про доступність даних). Дані дослідження доступні за запитом. Пошта для контактів: Myronov.Y.A@nmu.one.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

ЛІТЕРАТУРА

1. Beránek J., Böhm S., Cima V. Analysis of workflow schedulers in simulated distributed environments // The Journal of Supercomputing. 2022. Vol. 78, no. 13. P. 15154–15180. DOI: https://doi.org/10.1007/s11227–022–04438–y.

2. McDonald J., Dobbs J., Wong Y. C., Ferreira da Silva R., Casanova H. An exploration of online–simulation–driven portfolio scheduling in Workflow Management Systems // Future Generation Computer Systems. 2024. Vol. 161. P. 345–360.
DOI: https://doi.org/10.1016/j.future.2024.07.005.

3. Bhattarai R., Pritchard H., Ghafoor S. Dynamic Resource Management for Elastic Scientific Workflows using PMIx // 2024 IEEE International Parallel and Distributed Processing Symposium Workshops (IPDPSW). IEEE, 2024. P. 686–695.
DOI: https://doi.org/10.1109/IPDPSW63119.2024.00131.

4. Tsvirkun L., Myronov Y. Challenges and Specificities of Adopting Continuous Integration within Scalable Cloud Environments // 2023 IEEE 18th International Conference on Computer Science and Information Technologies (CSIT), Lviv, Ukraine, 19–21 October 2023.
IEEE, 2023. P. 1–4. DOI: https://doi.org/10.1109/CSIT61576.2023.10324010.

5. Coleman T., Casanova H., Pottier L., Kaushik M., Deelman E., Ferreira da Silva R. WfCommons: A framework for enabling scientific workflow research and development // Future Generation Computer Systems. 2022. Vol. 128. P. 16–27.
DOI: https://doi.org/10.1016/j.future.2021.09.043.

6. Casanova H., Ferreira da Silva R., Tanaka R., Pandey S., Jethwani G., Koch W., Albrecht S., Oeth J., Suter F. Developing accurate and scalable simulators of production workflow management systems with WRENCH // Future Generation Computer Systems. 2020. Vol. 112. P. 162–175. DOI: https://doi.org/10.1016/j.future.2020.05.030.

7. Qiao Q., Chen L., Cai H., Zhang H., Yao Z. An online workflow scheduling algorithm considering license limitation in heterogeneous environment // Concurrency and Computation: Practice and Experience. 2023. Vol. 35, no. 2. e7452.
DOI: https://doi.org/10.1002/cpe.7452.

8. Gulhan A. B., Akbulut G. G., Amritkar A., Sampson J., Honavar V. G., Focht A., Pavloski C., Kandemir M. T. License Forecasting and Scheduling for HPC // Proceedings of the 2023 31st International Symposium on Modeling, Analysis, and Simulation of Computer and Telecommunication Systems (MASCOTS). IEEE Computer Society, 2023. P. 1–8. DOI: https://doi.org/10.1109/MASCOTS59514.2023.10387539.

9. Noaman M., Dasgupta S., Gerndt M. Deadline Miss Minimization Scheduling for License–Constrained CAE Jobs in Hybrid Cloud Infrastructure // Job Scheduling Strategies for Parallel Processing: 28th International Workshop, JSSPP 2025, Milan, Italy, June 3–4, 2025, Revised Selected Papers / eds. D. Klusáček, J. Corbalán, G. P. Rodrigo. Cham : Springer, 2026. Lecture Notes in Computer Science. Vol. 16210. P. 327–347. DOI: https://doi.org/10.1007/978–3–032–10507–3_17.

10. Thürer M., Ma L., Stevenson M. Workload Control order release in general and pure flow shops with limited buffer size induced blocking: an assessment by simulation // International Journal of Production Research. 2021. Vol. 59, no. 8. P. 2558–2569.

DOI: https://doi.org/10.1080/00207543.2020.1735667.
11. Thürer M., Stevenson M. Order release, dispatching and resource assignment in multiple resource–constrained job shops: an assessment by simulation // International Journal of Production Research. 2022. Vol. 60, no. 12. P. 3669–3681.
DOI: https://doi.org/10.1080/00207543.2021.1930240.
12. Calle M., Gonzalez–R P. L., Andrade J. L., Leon–Blanco J. M., Canca D. Workload control in dual–resource constrained flexible job shops: a simulation analysis // International Journal of Production Research. 2025. Vol. 63, no. 20. P. 7363–7385.
DOI: https://doi.org/10.1080/00207543.2025.2496976.
13. Fernandes N. O., Thürer M., Stevenson M. Direct Workload Control: simplifying continuous order release // International Journal of Production Research. 2022. Vol. 60, no. 4. P. 1424–1437. DOI: https://doi.org/10.1080/00207543.2020.1857451.

REFERENCES

1. Ber Beránek, J., Böhm, S., & Cima, V. (2022). Analysis of workflow schedulers in simulated distributed environments. *The Journal of Supercomputing, 78*(13), 15154–15180. https://doi.org/10.1007/s11227–022–04438–y
2. McDonald, J., Dobbs, J., Wong, Y. C., Ferreira da Silva, R., & Casanova, H. (2024). An exploration of online–simulation–driven portfolio scheduling in workflow management systems. *Future Generation Computer Systems, 161,* 345–360.
https://doi.org/10.1016/j.future.2024.07.005
3. Bhattarai, R., Pritchard, H., & Ghafoor, S. (2024). Dynamic resource management for elastic scientific workflows using PMIx. *In 2024 IEEE International Parallel and Distributed Processing Symposium Workshops (IPDPSW)* (pp. 686–695).
IEEE. https://doi.org/10.1109/IPDPSW63119.2024.00131
4. Tsvirkun, L., & Myronov, Y. (2023). Challenges and specificities of adopting continuous integration within scalable cloud environments. *In 2023 IEEE 18th International Conference on Computer Science and Information Technologies (CSIT)* (pp. 1–4).
IEEE. https://doi.org/10.1109/CSIT61576.2023.10324010
5. Coleman, T., Casanova, H., Pottier, L., Kaushik, M., Deelman, E., & Ferreira da Silva, R. (2022). WfCommons: A framework for enabling scientific workflow research and development. *Future Generation Computer Systems, 128,* 16–27.
https://doi.org/10.1016/j.future.2021.09.043
6. Casanova, H., Ferreira da Silva, R., Tanaka, R., Pandey, S., Jethwani, G., Koch, W., Albrecht, S., Oeth, J., & Suter, F. (2020). Developing accurate and scalable simulators of production workflow management systems with WRENCH. *Future Generation Computer Systems, 112,* 162–175. https://doi.org/10.1016/j.future.2020.05.030
7. Qiao, Q., Chen, L., Cai, H., Zhang, H., & Yao, Z. (2023). An online workflow scheduling algorithm considering license limitation in heterogeneous environment. *Concurrency and Computation: Practice and Experience, 35*(2), e7452. https://doi.org/10.1002/cpe.7452
8. Gulhan, A. B., Akbulut, G. G., Amritkar, A., Sampson, J., Honavar, V. G., Focht, A., Pavloski, C., & Kandemir, M. T. (2023). License forecasting and scheduling for HPC. *In Pro-*

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

ceedings of the 2023 31st International Symposium on Modeling, Analysis, and Simulation of Computer and Telecommunication Systems (MASCOTS) (pp. 1–8). IEEE Computer Society. https://doi.org/10.1109/MASCOTS59514.2023.10387539
9. Noaman, M., Dasgupta, S., & Gerndt, M. (2026). Deadline miss minimization scheduling for license–constrained CAE jobs in hybrid cloud infrastructure. In D. Klusáček, J. Corbalán, & G. P. Rodrigo (Eds.), Job scheduling strategies for parallel processing: 28th International Workshop, JSSPP 2025, Milan, Italy, June 3–4, 2025, revised selected papers *(Lecture Notes in Computer Science, Vol. 16210,* pp. 327–347). Springer. https://doi.org/10.1007/978–3–032–10507–3_17
10. Thürer, M., Ma, L., & Stevenson, M. (2021). Workload control order release in general and pure flow shops with limited buffer size induced blocking: An assessment by simulation. *International Journal of Production Research, 59*(8), 2558–2569.
https://doi.org/10.1080/00207543.2020.1735667
11. Thürer, M., & Stevenson, M. (2022). Order release, dispatching and resource assignment in multiple resource–constrained job shops: An assessment by simulation. *International Journal of Production Research, 60*(12), 3669–3681.
https://doi.org/10.1080/00207543.2021.1930240
12. Calle, M., Gonzalez–R, P. L., Andrade, J. L., Leon–Blanco, J. M., & Canca, D. (2025). Workload control in dual–resource constrained flexible job shops: A simulation analysis. *International Journal of Production Research, 63*(20), 7363–7385.
https://doi.org/10.1080/00207543.2025.2496976
13. Fernandes, N. O., Thürer, M., & Stevenson, M. (2022). Direct workload control: Simplifying continuous order release. *International Journal of Production Research, 60*(4), 1424–1437. https://doi.org/10.1080/00207543.2020.1857451

Received 11.06.2026.
Accepted 13.08.2026.
Published 30.10.2026

Workflow activation control under blocking caused by limited reusable resource in distributed dag execution systems

Analysis of recent research and publications. Distributed DAG execution systems may contain tasks that require both ordinary compute capacity and a finite reusable resource, such as a floating software–license token. Existing research addresses workflow scheduling, dynamic resource management, simulation–based workflow–system evaluation, and scheduling under software–license constraints. Workload Control studies also show that limiting the amount of work admitted to an active system can mitigate blocking and interactions among multiple constrained resources. What remains insufficiently characterized is whether a corresponding benefit in an open stochastic DAG execution system is specifically caused by a task retaining compute capacity while waiting for a second resource, and whether knowledge of downstream DAG structure provides a practically meaningful additional benefit for workflow–release control.

Research objective. The study aims to determine when workflow activation control reduces tail end–to–end response time in the presence of a finite reusable resource; to identify the architectural boundary of this effect by comparing blocking and atomic resource acquisi-

tion; and to evaluate the marginal value of a DAG–aware discounted time–to–resource (DTR) activation heuristic relative to simpler active–WIP and token–work controls.

Presentation of the main research material. A discrete–event model of an open execution system is used with $C = 12$ *worker slots,* $L = 2$ *reusable–resource tokens, and seven–task DAG workflows whose single token–requiring operation occurs at an early, middle, or late DAG position. Two resource–acquisition semantics are compared. Under worker–first blocking, a token–requiring task first acquires a worker and continues to retain that worker while waiting for a token. Under atomic nonblocking acquisition, the task is dispatched only when both resources are simultaneously available. Five activation policies are evaluated: unlimited activation B0, an active–WIP cap B1, outstanding token–work control B2a, a position–weighted WLC–inspired policy B2b, and DAG–aware DTR B3. The confirmatory experiment comprises eight scenarios, five policies, and 20 paired replications per scenario, for 800 simulation runs in total, using common random numbers across policies. The primary endpoint is workflow p95 end–to–end response time. Paired 95% intervals are estimated using a nonparametric bootstrap, with a prespecified ±5% practical–significance criterion and a throughput–equivalence interval of* $0.98, 1.02$.

Under high token load and worker–first blocking, controlled activation reduces p95 by approximately 23–36% relative to unlimited activation while throughput remains practically unchanged; at low token load, the effect is near zero. Under atomic acquisition, DTR effects remain within the ±5% practical region, and paired blocking–versus–atomic DTR contrasts are approximately 29–40 percentage points. DTR does not show a generally practically meaningful advantage over the stronger simpler controls. State metrics are consistent with reductions in active and total WIP and in worker capacity held by token–blocked tasks, while token utilization remains essentially unchanged.

Conclusions. The observed tail–latency benefit arises from coupling reusable–resource scarcity to compute capacity when a waiting task retains a worker. Where architecture permits, compute resources should therefore be allocated only when the reusable–resource requirement can be satisfied. Where worker–first blocking cannot be eliminated, simple active–WIP or outstanding token–work control captures most of the available benefit. The hypothesis that DAG–aware DTR provides a practically meaningful general performance advantage is not supported by the confirmatory experiment. Under the tested conditions, the additional DAG–structural information provides only limited marginal performance benefit.

Keywords: distributed workflow systems; DAG execution; workload activation; work in process; reusable resources; software licenses; resource blocking; tail latency; discrete–event simulation; cloud computing.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Цвіркун Леонід Іванович – професор кафедри інформаційних технологій та комп'ютерної інженерії, Національний технічний університет «Дніпровська політехніка», Дніпро, Україна.
ORCID: https://orcid.org/0000–0002–5568–5516.
Миронов Юрій Анатолійович – аспірант кафедри інформаційних технологій та комп'ютерної інженерії, Національний технічний університет «Дніпровська політехніка», Дніпро, Україна.
ORCID: https://orcid.org/0009–0006–0675–8033.

Tsvirkun Leonid – Professor of Department of Information Technology and Computer Engineering, Dnipro University of Technology, Dnipro, Ukraine.
ORCID: https://orcid.org/0000–0002–5568–5516.
Myronov Yurii – Post–graduate student of the Department of Information Technology and Computer Engineering, Dnipro University of Technology, Dnipro, Ukraine.
ORCID: https://orcid.org/0009–0006–0675–8033.

DOI 10.34185/1562–9945–5–166–2026–10
УДК: 004.056; 004.62

І.В. Клименко, Є.А. Лебідь

МЕТОДИ ЗАХИСТУ ТА ПСЕВДОНІМІЗАЦІЇ ПЕРСОНАЛЬНИХ ДАНИХ У СИСТЕМАХ ФОРМУВАННЯ КРОС–ФУНКЦІОНАЛЬНИХ КОМАНД ІТ–ПРОЕКТІВ

Анотація. В статті запропоновано комплексний аналіз безпекових вимог, методів і технологічних засобів захисту персональних даних у системах управління персоналом та формування крос–функціональних команд ІТ–проєктів. Визначено основні категорії даних, що використовуються під час формування профілів фахівців, включно з ідентифікаційними відомостями, професійним досвідом, «hard skills», «soft skills», ролями, результатами оцінювання та інформацією про участь у попередніх проєктах. Систематизовано основні ризики, пов'язані з несанкціонованим доступом, витоками даних, надмірними правами користувачів, повторною ідентифікацією суб'єктів та використанням персональної інформації поза межами визначеної мети оброблення. Розглянуто організаційно–процесні механізми захисту, технічні засоби автентифікації та авторизації, рольові й атрибутні моделі контролю доступу, принцип мінімальних привілеїв, аудит операцій, механізми запобігання витоку даних (Data Loss Prevention DLP) та засоби моніторингу операцій із персональними даними. Проведено порівняльний аналіз основних методів трансформації та знеособлення персональних ідентифікаційних даних (Personally Identifiable Information, PII), зокрема маскування, токенізації, псевдонімізації, анонімізації та диференційної приватності, з урахуванням рівня конфіденційності, можливості контрольованої повторної ідентифікації, збереження структури даних, придатності до подальшого аналізу, машинного навчання та data mining (DM), а також складності практичної реалізації. Показано, що для профілів потенційних кандидатів критичним є не лише зменшення ризику розкриття ідентичності користувачів, але й збереження аналітичної цінності професійних і поведінкових характеристик, необхідних для їх оцінювання та підтримки кадрових рішень. Обґрунтовано доцільність використання псевдонімізації як базового механізму розділення ідентифікаційного та аналітичного контурів оброблення даних. Запропоновано концептуальний підхід до формування та оцінки захищеного профілю фахівця, за якого прямі персональні ідентифікатори вилучаються з аналітичного контуру та замінюються контрольованими псевдонімами, тоді як професійні характеристики, навички, досвід і рольові ознаки залишаються доступними для алгоритмів аналізу та формування команд. Окрему увагу приділено автоматизованому виявленню PII із використанням правил, регулярних виразів, методів обробки природної мови (Natural

© Клименко І.В., Лебідь Є.А., 2026
Copyright for this paper by its authors. Use permitted under License CC BY 4.0.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Language Processing, NLP), машинного навчання та комбінованих механізмів ідентифікації чутливих атрибутів.

Ключові слова: комп'ютерні системи, інформаційні технології, аналіз даних, захист персональних даних, PII, псевдонімізація, контроль доступу, DLP, машинне навчання.

Постановка проблеми. На сьогоднішній день цифровізація процесів управління персоналом супроводжується стрімким зростанням обсягів даних, що використовуються для оцінювання професійного досвіду, компетентностей, ролей, результатів роботи та інших характеристик фахівців, а також активним впровадженням інтелектуальних засобів підтримки кадрових рішень [1–3]. Із стрімким поширенням систем штучного інтелекту, питання запобігання несанкціонованому розкриттю, повторній ідентифікації, дискримінаційним або непрозорим автоматизованим рішенням щодо людини та для забезпечення законності, підзвітності й довіри до оброблення даних є критично важливим [17]. За таких умов персональні дані дедалі частіше стають складовою частиною комплексних аналітичних профілів, що використовуються не лише для адміністративного обліку, але й для автоматизованого добору кандидатів, оцінювання їх відповідності вимогам проєктів. Водночас розширення складу таких профілів, інтеграція даних із різних джерел і використання алгоритмічних методів аналізу підвищують ризики несанкціонованого доступу, витоку інформації, надмірного використання персональних відомостей та повторної ідентифікації суб'єктів даних [2, 3]. Сучасні підходи до зниження зазначених ризиків передбачають комплексне застосування організаційно–процесних механізмів, засобів автентифікації й авторизації, рольових та атрибутних моделей контролю доступу, механізмів запобігання витоку даних (DLP), журналювання та моніторингу операцій із чутливими даними [4, 5]. Однак для систем, у яких персональні дані безпосередньо використовуються в аналітичних процедурах, лише обмеження доступу є недостатнім, оскільки воно не усуває необхідності мінімізувати обсяг ідентифікаційної інформації, доступної алгоритмам оброблення. Це зумовлює необхідність застосування методів трансформації та знеособлення даних, зокрема маскування, токенізації, анонімізації, псевдонімізації та диференційної приватності, ефективність яких визначається не лише рівнем конфіденційності, але й можливістю зберегти структуру, зв'язність та аналітичну корисність даних [6–9]. Додатковим напрямом розвитку відповідних систем є автоматизоване виявлення персональних ідентифікаційних даних (PII) із використанням правил, методів обробки природної мови (NLP), розпізнавання іменованих сутностей (Named Entity Recognition, NER) та машинного навчання, що дозволяє включати механізми ідентифікації чутливих атрибутів безпосередньо до контуру оброблення даних [10]. У сукупності це формує багатокомпонентне завдання, пов'язане з вибором і обґрунтуванням таких механізмів захисту персональних даних, які одночасно забезпечують належний рівень конфіденційності та мінімально впливають на придатність даних для подальшого аналітичного використання.

Аналіз останніх досліджень і публікацій, присвячених захисту персональних даних у цифрових системах управління персоналом та аналітичної підтримки кадрових

рішень, вказує на необхідність комплексного поєднання організаційних та алгоритмічних механізмів забезпечення конфіденційності [1–10]. Окремий напрям досліджень пов'язаний із побудовою моделей розмежування доступу до даних різного рівня чутливості та застосуванням рольових і атрибутних механізмів контролю, які забезпечують диференційоване надання прав відповідно до функцій користувачів, характеристик даних та контексту їх оброблення [4]. Водночас у роботах, присвячених захисту від витоків інформації, підкреслюється необхідність доповнення механізмів контролю доступу засобами запобігання витоку даних (DLP), моніторингу операцій та виявлення внутрішніх загроз, оскільки санкціонований доступ до інформації сам по собі не виключає можливості її неправомірного використання або передачі [5]. Важливе місце займають дослідження методів трансформації та знеособлення даних, у яких аналізуються можливості анонімізації, псевдонімізації, маскування та інших підходів з урахуванням ризику повторної ідентифікації та втрати інформаційної корисності [6–9]. При цьому результати сучасних досліджень свідчать, що забезпечення максимально можливого рівня знеособлення не завжди є оптимальним для аналітичних систем, оскільки надмірна трансформація структури або зв'язків між записами може обмежувати можливості подальшого машинного навчання та підтримки рішень [7–9]. Перспективним напрямом є також автоматизація виявлення персональних PII із використанням правил, NLP–методів, NER та машинного навчання, що дозволяє інтегрувати процедури ідентифікації та трансформації чутливих атрибутів безпосередньо до контуру обробки інформації [10]. Сукупність розглянутих робіт засвідчує, що сучасні підходи здебільшого досліджують окремі складові захисту персональних даних (контроль доступу, DLP, анонімізацію, псевдонімізацію або автоматизоване виявлення PII), тоді як питання їх узгодженого застосування в інформаційних системах управління персоналом залишається опрацьованим недостатньо. Зокрема, невирішеною частиною загальної проблеми є формування такого підходу до захисту персональних даних кандидатів, який забезпечував би відокремлення ідентифікаційної інформації від аналітичного профілю, можливість контрольованої повторної ідентифікації за визначених умов та водночас збереження професійних, поведінкових і рольових характеристик, необхідних для подальшого аналізу та формування команд.

Таким чином, метою дослідження є розробка комплексного підходу до захисту персональних даних у системах обробки і управління профілями кандидатів, орієнтованого на автоматизоване виявлення персональних ідентифікаційних даних, обґрунтований вибір методів їх трансформації та псевдонімізації, а також збереження аналітичної цінності професійних і поведінкових характеристик фахівців.

Викладення основного матеріалу дослідження. Реалізація поставленої мети передбачає послідовне визначення безпекових вимог до обробки HR–даних, формування набору організаційних і технічних механізмів захисту, порівняльний аналіз методів знеособлення, побудову захищеного аналітичного профілю фахівця та оцінювання ефективності запропонованих рішень (рис. 1).

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Цифровізація процесів управління персоналом суттєво розширила склад і обсяг інформації, що використовується під час оцінювання фахівців та прийняття кадрових рішень. Сучасні HR–системи поєднують традиційні облікові дані працівників із результатами професійного оцінювання, відомостями про компетентності, досвід роботи, участь у проєктах, виконувані ролі та інші характеристики, які можуть використовуватися методами HR–аналітики й алгоритмічної підтримки прийняття рішень [1–3]. У системах управління персоналом така інформація набуває додаткової цінності, оскільки на її основі здійснюється зіставлення профілів фахівців із вимогами конкретного IT–проєкту, ранжування кандидатів та оцінювання можливості їх спільної роботи.

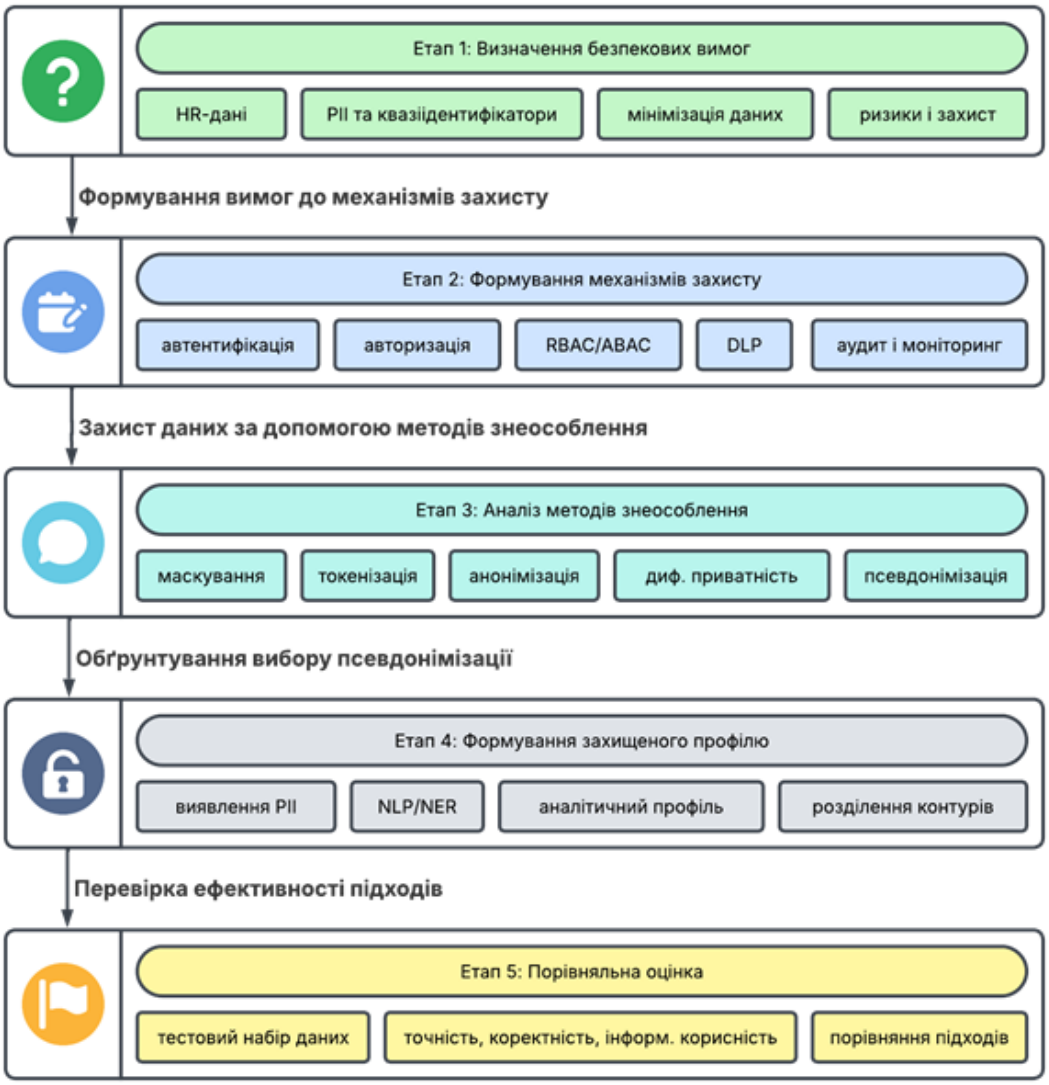


Рисунок 1 – Послідовність етапів захисту персональних даних у системах формування крос–функціональних команд

Узагальнений профіль фахівця в межах такого підходу доцільно розглядати як сукупність декількох взаємопов'язаних груп даних. До першої групи належать безпосередні ідентифікаційні відомості: ім'я та прізвище, адреса електронної пошти, номер телефону, ідентифікатори працівника, облікові записи та інші атрибути, що безпосередньо дозволяють встановити особу. Друга група охоплює професійні характеристики

– освіту, досвід роботи, технічні компетентності (Hard Skills; HSK), поведінкові та комунікативні характеристики (Soft Skills; SSK), поточну та попередні ролі, участь у проєктах, результати професійного оцінювання та інші ознаки, що характеризують придатність фахівця до виконання певних завдань. Окрему групу становлять службові та контекстні відомості, зокрема організаційна приналежність, доступність, історія переміщень між проєктами та взаємодії з іншими членами команд, результати тестів на визначення психотипу кандидата тощо. Сукупність таких даних дає можливість сформувати достатньо детальний аналітичний профіль, але одночасно підвищує ризики порушення конфіденційності [2, 3].

З позиції інформаційної безпеки зазначені дані доцільно розділяти на три категорії:

- прямі ідентифікатори;
- квазіідентифікатори;
- неідентифікаційні професійні характеристики.

Прямі ідентифікатори однозначно або з високою ймовірністю дозволяють встановити особу без використання додаткової інформації. Квазіідентифікатори окремо можуть не забезпечувати однозначної ідентифікації, проте їх комбінація здатна суттєво звузити множину можливих суб'єктів і створити умови для повторної ідентифікації [6, 7]. До таких атрибутів у HR–домені можуть належати, наприклад, рідкісна спеціалізація, унікальна комбінація технологій, досвід роботи над конкретним проєктом, організаційний підрозділ або поєднання посади та професійного стажу. Неідентифікаційні професійні характеристики безпосередньо не встановлюють особу, однак мають ключове значення для процедур аналізу та формування команд. Тому їх повне вилучення або надмірна трансформація може суттєво знизити інформаційну корисність набору даних.

Основні загрози в процесі обробки персональних даних пов'язані не лише з несанкціонованим отриманням доступу до інформації, але й із надмірними правами легітимних користувачів, неконтрольованим копіюванням та передачею відомостей, використанням інформації поза початково визначеною метою, дискримінаційним або непрозорим рішенням щодо кандидата, а також можливістю повторної ідентифікації осіб на основі взаємопов'язаних атрибутів [5, 6]. Особливістю систем формування команд є те, що значна частина професійних даних повинна залишатися доступною для аналітичних алгоритмів навіть тоді, коли безпосередня ідентифікація кандидата на відповідному етапі не обов'язкова. Внаслідок цього традиційна модель, за якої захист забезпечується переважно через обмеження доступу до всього запису працівника, є недостатньо гнучкою.

Формування безпекових вимог до вищезазначених систем доцільно здійснювати на основі наступних принципів [4, 11]:

- мінімізація даних;
- обмеження мети оброблення (Purpose Limitation; PL);
- мінімально необхідні привілеї (Least Privileges; LP);

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

- функціональне розмежування доступу.

Принципи мінімізації даних, обмеження мети та мінімально необхідних привілеїв передбачають використання лише тих атрибутів і прав доступу, які є необхідними для виконання конкретної функції, з урахуванням ролі користувача, типу даних і рівня їх чутливості [4]. Для HR–систем це безпосередньо пов'язано з доцільністю розділення ідентифікаційного та аналітичного контурів: перший забезпечує контрольований доступ до даних, необхідних для встановлення особи, тоді як другий оперує переважно професійними, поведінковими та рольовими характеристиками, необхідними для ранжування кандидатів і формування команди.

Такий підхід зменшує обсяг ідентифікаційної інформації, доступної аналітичним алгоритмам, і створює передумови для застосування псевдонімізації, за якої прямі ідентифікатори замінюються контрольованими псевдонімами зі збереженням можливості авторизованого відновлення відповідності між профілем і конкретною особою [8, 9]. Відповідно, до базових функціональних вимог належать: класифікація PII, розмежування доступу, мінімізація використання прямих ідентифікаторів, контроль витоків, трансформація персональних атрибутів та збереження аналітичної корисності професійних характеристик. Реалізація цих вимог потребує комплексного застосування організаційних, технічних та алгоритмічних механізмів, що розглядаються на наступному етапі дослідження.

Забезпечення конфіденційності персональних даних у системах управління персоналом потребує поєднання організаційних, технічних та програмних механізмів, оскільки окреме використання будь–якого одного засобу не дозволяє повною мірою контролювати всі етапи життєвого циклу чутливої інформації. У сучасних HR–системах дані про працівників і кандидатів можуть надходити з різних джерел, зберігатися у декількох інформаційних контурах, передаватися між прикладними сервісами та використовуватися як безпосередньо користувачами, так і автоматизованими аналітичними модулями. За таких умов механізми захисту повинні охоплювати не лише початкове надання доступу до даних, але й контроль подальших операцій із ними, аудит, запобігання витокам та обмеження використання інформації поза межами визначених функцій [4, 11].

Базовий рівень захисту формують організаційно–процесні механізми, які визначають правила роботи з персональними даними, відповідальність учасників та допустимі сценарії їх оброблення. До таких механізмів належать політика доступу, класифікація інформації за рівнями чутливості, розподіл відповідальності між адміністраторами, HR–фахівцями, керівниками проєктів та операторами аналітичних систем, а також регламентація процедур отримання, використання, оновлення, архівування і видалення даних. Важливим елементом є управління життєвим циклом інформації, оскільки ризики порушення конфіденційності виникають не лише під час активного використання профілю, але й у процесах резервного копіювання, експорту, передачі між системами та зберігання історичних записів [5, 11].

Політики обробки персональних даних повинні бути безпосередньо пов'язані з принципами мінімізації та обмеження мети їх використання. Для кожної категорії ко-

ристувачів або програмних компонентів доцільно визначати не лише перелік доступних атрибутів, але й допустимі операції над ними та контекст, у якому такий доступ дозволяється. Наприклад, аналітичному модулю формування команд може бути необхідна інформація про досвід, технологічний стек, компетентності та попередні ролі кандидата, але не його ім'я, контактні дані або інші прямі ідентифікатори. Такий підхід дозволяє перейти від традиційної моделі доступу до цілісного профілю працівника до більш гранульованого керування окремими групами атрибутів. Для HR–систем особливо важливим є розмежування доступу до різних категорій даних, оскільки право перегляду загальної професійної інформації не повинно автоматично означати право доступу до контактних, фінансових, оціночних або інших чутливих відомостей.

Одним із найбільш поширених підходів до такого розмежування є рольове керування доступом (Role–Based Access Control; RBAC), за якого права призначаються відповідно до організаційної ролі користувача. У межах HR–домену такими ролями можуть бути HR–менеджер, рекрутер, керівник проєкту, системний адміністратор або оператор аналітичної підсистеми. Перевагою RBAC є відносна простота адміністрування та зрозумілість політик, однак для складних інформаційних систем рольової моделі може бути недостатньо, якщо рішення про доступ залежить від додаткових умов [4].

Більш гнучким є атрибутне керування доступом (Attribute–Based Access Control, ABAC), у якому рішення формується на основі сукупності характеристик суб'єкта, ресурсу, операції та контексту виконання [4]. Такий підхід дозволяє враховувати, наприклад, організаційний підрозділ користувача, тип HR–даних, рівень їх чутливості, належність кандидата до конкретного проєкту, час або місце виконання операції. Для систем формування крос–функціональних команд ABAC є особливо перспективним, оскільки дозволяє формувати політики, за яких керівнику проєкту доступний аналітичний профіль кандидата, але приховані ідентифікаційні атрибути, тоді як HR–фахівець за наявності відповідних повноважень може отримувати повний запис.

Незалежно від моделі розмежування доступу, важливим залишається принцип мінімально необхідних привілеїв, який обмежує доступ до критичних атрибутів лише тими користувачами й програмними компонентами, для яких він є функціонально необхідним [4, 11]. Доповненням до цього виступають аудит і журналювання операцій із персональними даними, що забезпечують фіксацію доступу, змін, експорту та інших дій і дозволяють виявляти відхилення від стандартних сценаріїв роботи. Оскільки санкціонований доступ не виключає можливості неправомірного використання інформації, важливим складником захисту є механізм запобігання витоку даних, орієнтований на контроль передачі та виявлення чутливих відомостей у файлах, повідомленнях і потоках даних [5]. Для HR–систем їх доцільно поєднувати з класифікацією атрибутів за рівнем чутливості та моніторингом нетипової активності, зокрема масового завантаження профілів, надмірної кількості звернень до чутливих полів або різкого збільшення обсягів експорту [5]. Разом із тим RBAC/ABAC, DLP, аудит і моніторинг переважно визначають, хто і за яких умов отримує доступ до даних, але не змінюють сам зміст доступних записів. Тому навіть коректно авторизований аналітичний модуль може отри-

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

мувати надлишкові ідентифікаційні відомості, не потрібні для формування команди. Це зумовлює необхідність застосування додаткових механізмів, орієнтованих уже на трансформацію самих персональних даних.

Таким чином, забезпечення конфіденційності персональних даних у системах управління персоналом не може бути зведене виключно до контролю доступу, шифрування або запобігання витокам. Для аналітичних систем необхідним є додатковий рівень захисту, орієнтований на трансформацію самого набору даних і мінімізацію кількості ідентифікаційних атрибутів, що потрапляють до аналітичного контуру. Такий рівень може реалізовуватися шляхом маскування, токенізації, псевдонімізації, анонімізації та застосування методів диференційної приватності. Порівняння зазначених підходів із позицій рівня захисту, оборотності перетворення та збереження інформаційної корисності становить наступний етап дослідження.

Застосування контролю доступу, DLP, аудиту та моніторингу знижує ризики несанкціонованого використання персональних даних, однак не усуває необхідності захищати самі записи, що надходять до аналітичного контуру. У HR–системах це зумовлює пошук компромісу між конфіденційністю та збереженням інформаційної корисності даних [6–9]. До базових методів захисної трансформації належать маскування, токенізація, псевдонімізація та анонімізація. Маскування передбачає повне або часткове приховування значень і характеризується простотою реалізації, однак може бути недостатнім за наявності квазіідентифікаторів та ускладнювати подальше зіставлення записів [6, 7]. Токенізація замінює чутливі значення штучними токенами та дозволяє підтримувати сталі ідентифікатори, але потребує захищеного сервісу. Псевдонімізація передбачає відокремлення ідентифікаційної інформації від аналітичного профілю зі збереженням можливості контрольованого відновлення відповідності [8, 11]. Для систем управління персоналом це дозволяє використовувати компетентності, досвід, ролі та інші професійні характеристики без передачі прямих ідентифікаторів до аналітичної підсистеми, а після завершення ранжування – встановити конкретного кандидата авторизованими засобами [8]. Анонімізація орієнтована на практично незворотне усунення можливості ідентифікації суб’єкта. Вона може бути ефективною для статистичного аналізу й агрегованих HR–даних, однак посилення анонімізації зменшує інформаційну корисність і не завжди виключає ризик повторної ідентифікації за квазіідентифікаторами [6, 7, 9]. Оскільки незворотна втрата зв’язку між кандидатом і його профілем недопустима, то застосування анонімізації не може бути базовим механізмом для розглядуваної системи [6, 9].

Окремим класом методів є диференційна приватність, що спрямована не стільки на трансформацію окремого запису, скільки на обмеження інформації, яку можна отримати про конкретного суб’єкта. Концептуально механізм диференційної приватності забезпечує близькість розподілів результатів для наборів даних, що відрізняються одним записом. Для сусідніх наборів D і D' механізм M задовольняє ε–диференційну приватність, якщо для будь–якої множини можливих результатів S:

$$\Pr[M[D] \in S] \leq e^{\varepsilon} \Pr[M[D'] \in S], \qquad (1)$$

де параметр ε визначає допустимий рівень розкриття інформації: зменшення його значення посилює гарантії приватності, але, як правило, збільшує спотворення результату та знижує аналітичну точність [13, 14]. Водночас для задачі безпосереднього ранжування кандидатів роль диференційної приватності є більш обмеженою. Додавання шуму до індивідуальних професійних характеристик здатне змінювати порядок кандидатів або призводити до помилкової оцінки відповідності вимогам проєкту. Сучасні дослідження диференційної приватності також підкреслюють фундаментальний компроміс між силою захисту та корисністю результатів аналізу [13, 14]. Тому в досліджуваній системі цей підхід доцільно розглядати передусім як додатковий механізм для агрегованої HR–аналітики, статистичної звітності або окремих процедур машинного навчання, а не як основний засіб формування робочих профілів.

Для формалізованого зіставлення розглянутих підходів доцільно використовувати сукупність критеріїв, які відображають не лише безпекові властивості, але й функціональні вимоги системи формування команд. До основних критеріїв належать рівень забезпечення конфіденційності, збереження інформаційної корисності, керована оборотність трансформації, придатність до інтеграції з процедурами машинного навчання та глибинний аналіз даних (DM), а також складність і ресурсні витрати реалізації. Узагальнену оцінку методу m можна подати як

$$Q_m = w_1 P_m + w_2 U_m + w_3 R_m + w_4 I_m - w_5 C_m, \qquad (2)$$

де P_m визначає рівень забезпечення конфіденційності, U_m – збереження корисності даних, R_m – керована оборотність, I_m – придатність до інтеграції з аналітичними процедурами, C_m – складність і витрати реалізації, а набір $\{w_1, \dots, w_5\}$ – вагові коефіцієнти критеріїв.

Для забезпечення інтерпретованості інтегральної оцінки доцільно нормувати часткові критерії в єдиному діапазоні $P_m, U_m, R_m, I_m, C_m \in [0,1]$, а вагові коефіцієнти задавати з умовою

$$\sum_{j=1}^{n} w_j = 1, w_j \geq 0, j = 1..5. \qquad (3)$$

Від’ємний знак перед C_m відображає те, що зростання складності та витрат знижує загальну доцільність застосування методу, тоді як збільшення інших чотирьох показників є бажаним. При цьому інтегральний показник Q_m не слід трактувати як універсальну характеристику методу знеособлення: його значення визначається конкретним сценарієм використання та системою ваг. Для задачі формування команд відносно високі ваги мають отримувати U_m, R_m та I_m, оскільки захищений набір повинен залишатися придатним для аналізу, підтримувати зв’язність профілю в різних процедурах та забезпечувати контрольований перехід від рекомендованого профілю до конкретного фахівця.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

За такої постановки максимізація конфіденційності не є єдиною метою вибору методу. Надмірне зменшення інформаційної деталізації може підвищувати P_m, але одночасно знижувати U_m та I_m, тоді як повна необоротність трансформації фактично мінімізує R_m. Саме тому для аналітичних HR–систем важливим є не максимальне усунення інформації про суб'єкта, а контрольоване відокремлення його ідентичності від аналітичного профілю. У цьому контексті псевдонімізація забезпечує найбільш збалансоване поєднання конфіденційності, збереження структури та зв'язності даних, можливості їх повторного аналітичного використання і керованого відновлення відповідності. Це дає підстави розглядати її як базовий механізм формування захищеного профілю фахівця.

Проведений аналіз показав, що для систем управління персоналом доцільним є поєднання автоматизованого виявлення персональних ідентифікаційних даних із їх подальшою псевдонімізацією. Такий підхід дозволяє вилучити прямі ідентифікатори з аналітичного контуру, зберігши професійні та поведінкові характеристики, необхідні для ранжування кандидатів і формування команд. Псевдонімізація при цьому забезпечує збереження зв'язності записів і можливість контрольованого встановлення відповідності між аналітичним профілем та конкретною особою [8, 11]. Автоматизоване виявлення PII доцільно реалізовувати як комбіновану процедуру. Для структурованих і формалізованих атрибутів, як то номерів телефонів, адрес електронної пошти, ідентифікаційних номерів, а також інших даних із визначеним синтаксисом, ефективними є правила, регулярні вислови та словникові механізми. Для неструктурованих текстових полів, зокрема резюме, описів досвіду, характеристик і результатів оцінювання, своєю чергою, доцільно застосовувати методи оброблення природної мови, розпізнавання іменованих сутностей та машинного навчання. Сучасні дослідження підтверджують ефективність гібридних схем, у яких механізми на основі правил (Rule–Based; RB) поєднуються з NLP, NER та ML для контекстно залежного виявлення персональної інформації [10].

Якість виявлення PII може оцінюватися стандартними показниками класифікації, точністю (Precision), повнотою (Recall) та F1–мірою:

$$\begin{cases} Precision = \dfrac{TP}{TP + FP} \\ Recall = \dfrac{TP}{TP + FN} \\ F_1 = 2 \cdot \dfrac{Precision \cdot Recall}{\text{Precision} + Recall} \end{cases}, \qquad (4)$$

де величина TP визначає кількість правильно виявлених PII–елементів; FP – кількість помилково ідентифікованих елементів; FN – кількість пропущених PII. Використання сукупності цих показників дозволяє врахувати як помилкове віднесення звичайних атрибутів до чутливих, так і пропуск персональної інформації.

Для формалізації подальшої обробки вихідний профіль кандидата C_i можна представити у вигляді $C_i = (ID_i, PII_i, H_i, S_i, E_i, R_i)$, де ID_i – внутрішній ідентифікатор, PII_i – сукупність персональних ідентифікаційних даних, H_i та S_i – множини «hard skills» і «soft skills», E_i – характеристики професійного досвіду, R_i – рольові характеристики. Після застосування функції псевдонімізації $\varphi(\cdot)$ можна визначити $PID_i = \varphi(ID_i, PII_i)$ і сформувати аналітичний профіль $D_i^A = (PID_i, H_i, S_i, E_i, R_i)$, у якому PID_i є псевдонімом кандидата, що підтримує однозначне зв'язування його записів у межах аналітичних процедур без безпосереднього розкриття особи. Додаткова інформація, необхідна для відновлення відповідності, зберігається окремо від аналітичного профілю, що відповідає загальному принципу псевдонімізації персональних даних [8, 11].

Запропонований підхід передбачає логічне розмежування ідентифікаційного та аналітичного контурів. В ідентифікаційному контурі зберігаються PII та засоби встановлення відповідності між псевдонімом і конкретною особою, тоді як до аналітичного контуру передаються лише псевдонімізовані профілі D_i^A. Алгоритми ранжування та формування команд працюють із професійними, поведінковими й рольовими характеристиками кандидатів без необхідності доступу до їхніх прямих ідентифікаторів. Реідентифікація виконується лише після завершення аналітичної процедури для відібраних кандидатів та за наявності відповідних прав доступу.

Узагальнена послідовність обробки профілів кандидатів при формуванні команди зображена на рис. 2.



Рисунок 2 – Узагальнена послідовність обробки профілів кандидатів

Практична реалізація такого контуру може бути виконана із застосуванням «Google Cloud Sensitive Data Protection», що підтримує автоматизоване виявлення чутливої інформації за вбудованими та користувацькими детекторами, включаючи словники, регулярні вислови та контекстні правила, а також операції редагування, маскування й криптографічної псевдонімізації [15]. Для зворотної псевдонімізації сервіс підтримує детерміноване криптографічне перетворення з використанням AES–SIV, яке дозволяє отримувати стабільні токени та виконувати контрольовану реідентифікацію за наявності відповідного ключа [16]. Така реалізація відповідає запропонованому розділенню контурів: аналітичні компоненти оперують псевдонімізованими значеннями, а криптографічні ключі та процедури відновлення ідентичності залишаються доступними лише захищеному компоненту системи.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Таким чином, запропонований підхід поєднує автоматизоване виявлення PII, їх контрольовану псевдонімізацію та функціональне розмежування ідентифікаційної й аналітичної обробки. Це дозволяє мінімізувати поширення прямої персональної інформації в системі без втрати зв'язності професійних профілів.

Оцінка того, наскільки запропонований підхід дозволяє мінімізувати доступ аналітичної підсистеми до персональних ідентифікаційних даних без істотного зниження інформаційної корисності профілів має охоплювати два взаємопов'язані аспекти: ефективність виявлення та усунення PII з аналітичного контуру і збереження характеристик, необхідних для подальшого ранжування кандидатів та формування команд [7–10]. Для проведення порівняльного аналізу доцільно сформувати синтетичний або попередньо знеособлений набір профілів кандидатів. Як зазначалося вище, до складу профілю мають входити прямі ідентифікатори, контактні відомості, посада, професійний досвід, технологічний стек, «hard skills», «soft skills», рольові характеристики та історія участі у проєктах (рис. 3).

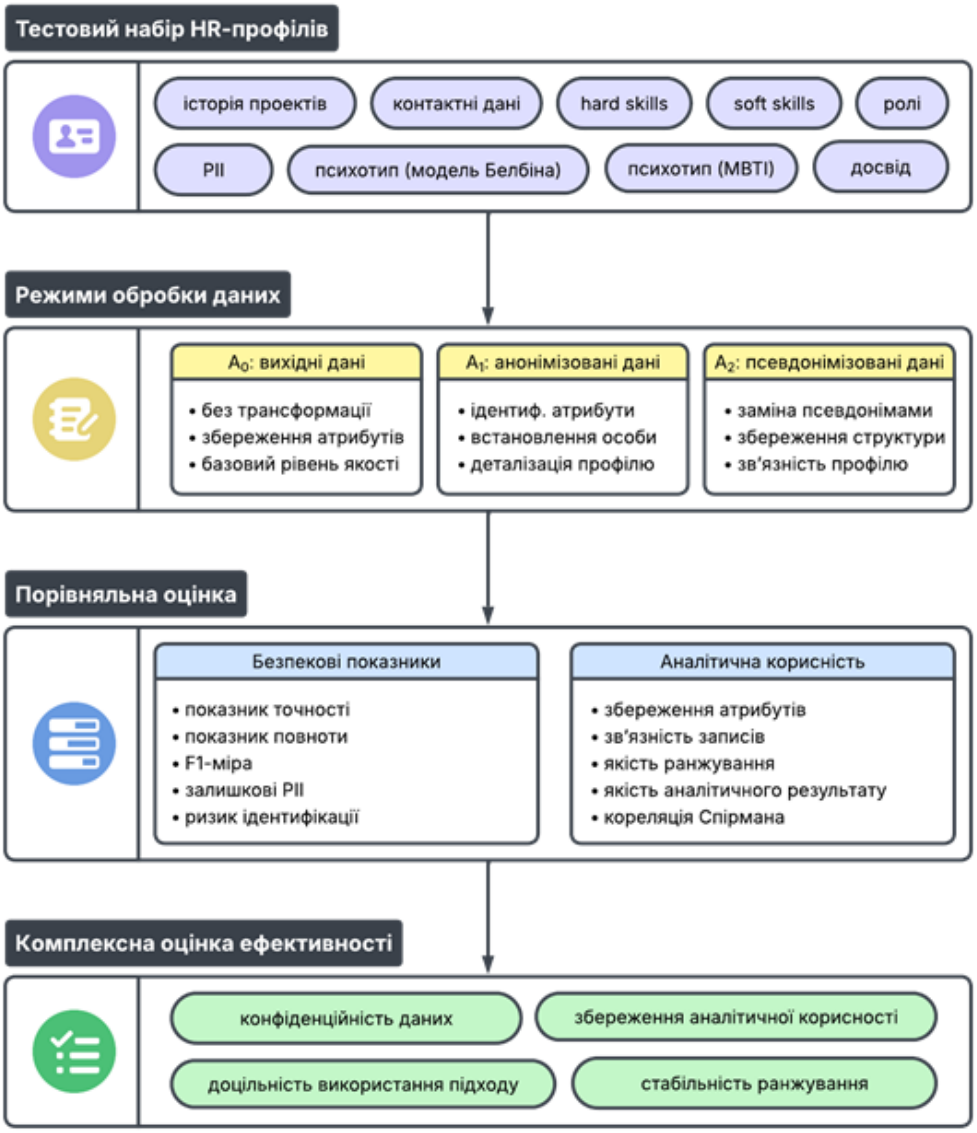


Рисунок 3 – Процес оцінки ефективності псевдонімізації профілів кандидатів

Використання синтетичного набору на початковому етапі дозволяє повністю контролювати склад PII та квазіідентифікаторів, формувати еталонну розмітку для перевірки алгоритмів виявлення чутливих даних і водночас уникати залучення реальних персональних відомостей. Передбачається формування тестового набору HR–профілів із подальшим порівнянням трьох режимів оброблення даних: вихідного, анонімізованого та псевдонімізованого. Оцінювання виконується за двома групами критеріїв – безпековими показниками та характеристиками аналітичної корисності, що дозволяє одночасно врахувати рівень захисту PII, збереження структури й атрибутів профілю та стабільність результатів ранжування кандидатів. Сукупність цих показників формує основу для комплексного оцінювання ефективності та визначення доцільності застосування режиму у системах формування крос–функціональних команд.

У межах поставленої задачі доцільно порівнювати щонайменше три режими оброблення даних:

- A_0: вихідні дані;
- A_1: анонімізовані дані;
- A_2: псевдонімізовані дані.

Режим A_0 використовується як базовий і відображає результати аналітичної обробки вихідного набору без захисної трансформації. Режим A_1 характеризує більш жорстке знеособлення зі зменшенням або втратою частини зв'язків між атрибутами, тоді як A_2 відповідає запропонованому підходу з відокремленням ідентифікаційних даних та збереженням псевдонімізованого аналітичного профілю. За потреби може бути введено додатковий режим маскування або токенізації, однак для базового порівняння трьох зазначених сценаріїв достатньо.

Оцінювання результатів доцільно здійснювати за двома групами метрик. Перша група характеризує ефективність захисту персональних даних. До неї належать точність, повнота та F1–міра автоматизованого виявлення PII, частка персональних ідентифікаційних атрибутів, що залишилися доступними після трансформації, а також можливість контрольованого відновлення відповідності між псевдонімізованим профілем і конкретною особою [10]. Для анонімізованих даних додатково може враховуватися оцінка залишкового ризику повторної ідентифікації [6, 7, 9]. Другу групу становлять показники збереження аналітичної корисності даних. До них доцільно віднести частку збережених професійних атрибутів, можливість підтримання зв'язків між записами, стабільність ранжування кандидатів, зміну якості рекомендацій щодо складу команди та додаткові часові або обчислювальні витрати, пов'язані із застосуванням захисної трансформації. Такий поділ дозволяє уникнути ситуації, коли метод оцінюється лише за рівнем конфіденційності без урахування його практичної придатності для подальшої аналітичної обробки.

Зміну якості аналітичного результату після застосування методу захисту можна визначити як $\Delta Q_m = Q_m^{prot} - Q^{orig}$, де значення Q_m^{prot} є показником якості ранжуван-

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

ня або рекомендації після застосування методу m, а Q^{orig}, своєю чергою, відповідний показник для вихідних даних. Для зручності порівняння різних наборів або метрик також може використовуватися відносна зміна $\delta Q_m = \left(\left(Q_m^{prot} - Q^{orig}\right)/Q^{orig}\right) \cdot 100\%$. Значення ΔQ_m, близьке до нуля, свідчитиме про збереження аналітичної якості після захисної трансформації, тоді як значне від'ємне відхилення вказуватиме на втрату інформаційної корисності. Для псевдонімізованого режиму A_2 бажаним результатом є поєднання мінімальної доступності прямих ідентифікаторів у аналітичному контурі з $|\Delta Q_2| \to 0$. У такому випадку подальша оцінка може підтвердити, що захист досягається без істотного впливу на функціональну придатність профілів.

Для оцінювання збереження структури ранжування доцільно додатково застосувати коефіцієнт рангової кореляції Спірмена:

$$\rho = 1 - \frac{6\sum_{i=1}^{n} d_i^{\,2}}{n(n^2 - 1)}, \qquad (5)$$

де d_i – різниця між позиціями i–го кандидата у ранжуваннях, отриманих для вихідного та трансформованого наборів, а n – кількість кандидатів. Значення ρ, близьке до 1, означатиме, що захисна трансформація практично не змінила порядок кандидатів. Такий показник є особливо доречним для розглядуваної задачі, оскільки дозволяє оцінювати не лише загальну точність рекомендацій, а й стабільність самого результату ранжування.

Таким чином, вищезазначений підхід передбачає послідовне порівняння вихідних, анонімізованих і псевдонімізованих профілів кандидатів за безпековими та аналітичними критеріями і дозволяє використовувати його як основу для подальшої реалізації безпекових вимог у системах обробки персональних даних, в тому числі у системах формування крос–функціональних команд IT–проєктів.

Висновки. У результаті проведеного дослідження було сформовано комплексний підхід до захисту персональних даних у системах управління персоналом, орієнтований на поєднання безпекових механізмів із збереженням аналітичної корисності професійних і поведінкових характеристик фахівців. Основні результати дослідження включають в себе:

1. Систематизовано склад і безпекові характеристики HR–даних, що використовуються під час формування профілів кандидатів, та визначено прямі ідентифікатори, квазіідентифікатори і професійні атрибути, необхідні для подальшого аналітичного оброблення.

2. Визначено основні вимоги до захисту персональних даних, що включають мінімізацію оброблюваної інформації, обмеження мети її використання, принцип мінімально необхідних привілеїв, розмежування доступу, аудит операцій, DLP–механізми та моніторинг нетипової активності.

3. Проведено порівняльний аналіз методів трансформації та знеособлення PII, зокрема маскування, токенізації, псевдонімізації, анонімізації та диференційної приват-

ності, з урахуванням рівня конфіденційності, збереження інформаційної корисності, керованої оборотності, придатності до аналітичної обробки та складності реалізації.

4. Обґрунтовано доцільність використання псевдонімізації як базового механізму для систем формування команд, оскільки вона забезпечує контрольоване відокремлення ідентичності кандидата від його аналітичного профілю зі збереженням зв'язності даних і можливості авторизованої зворотної ідентифікації.

5. Запропоновано підхід до автоматизованого виявлення та псевдонімізації PII, що поєднує правила і регулярні вислови для формалізованих атрибутів із методами NLP, NER та машинного навчання для аналізу неструктурованих даних.

6. Сформовано концептуальний підхід, що передбачає порівняння вихідних, анонімізованих і псевдонімізованих HR–даних за безпековими та аналітичними показниками, включаючи Precision, Recall, F1–міру, залишкові PII, збереження атрибутів, стабільність ранжування та коефіцієнт рангової кореляції Спірмена.

Запропонований підхід створює методичну основу для побудови захищеної підсистеми аналізу профілів кандидатів, у якій зменшення доступності персональної ідентифікаційної інформації поєднується зі збереженням характеристик, необхідних для формування крос–функціональних команд. Практична реалізація підходу та результати порівняльного аналізу режимів анонімізації й псевдонімізації буде розглянуто в подальших дослідженнях.

ЛІТЕРАТУРА / REFERENCES

1. Álvarez–Gutiérrez, F. J., Stone, D. L., Castaño, A. M., & García–Izquierdo, A. L. (2022). Human resources analytics: A systematic review from a sustainable management approach. *Journal of Work and Organizational Psychology, 38*(3), 129–147. https://doi.org/10.5093/jwop2022a18.

2. Edwards, M. R., Charlwood, A., Guenole, N., & Marler, J. (2024). HR analytics: An emerging field finding its place in the world alongside simmering ethical challenges. *Human Resource Management Journal, 34*(2), 326–336. https://doi.org/10.1111/1748–8583.12435.

3. Chatterjee, S., Chaudhuri, R., Vrontis, D., & Siachou, E. (2022). Examining the dark side of human resource analytics: An empirical investigation using the privacy calculus approach. *International Journal of Manpower, 43*(1), 52–74. https://doi.org/10.1108/IJM–02–2021–0087.

4. Tall, A. M., & Zou, C. C. (2023). A framework for attribute–based access control in processing big data with multiple sensitivities. *Applied Sciences, 13*(2), 1183. https://doi.org/10.3390/app13021183.

5. Herrera Montano, I., García Aranda, J. J., Ramos Diaz, J., Molina Cardín, S., de la Torre Díez, I., & Rodrigues, J. J. P. C. (2022). Survey of techniques on data leakage protection and methods to address the insider threat. *Cluster Computing, 25*, 4289–4302. https://doi.org/10.1007/s10586–022–03668–2.

6. Weitzenboeck, E. M., Lison, P., Cyndecka, M., & Langford, M. (2022). The GDPR and unstructured data: Is anonymization possible? International Data Privacy Law, 12(3), 184–206. https://doi.org/10.1093/idpl/ipac008.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

7. Tomás, J., Rasteiro, D., & Bernardino, J. (2022). Data anonymization: An experimental evaluation using open–source tools. Future Internet, 14(6), 167. https://doi.org/10.3390/fi14060167.
8. Abu Attieh, H., Müller, A., Wirth, F. N., & Prasser, F. (2025). Pseudonymization tools for medical research: A systematic review. BMC Medical Informatics and Decision Making, 25, 128. https://doi.org/10.1186/s12911–025–02958–0.
9. Schneider, M. J., Bailie, J., & Iacobucci, D. (2025). Why data anonymization has not taken off. Customer Needs and Solutions, 12, 9. https://doi.org/10.1007/s40547–025–00158–5.
10. Mishra, K., Pagare, H., & Sharma, K. (2025). A hybrid rule–based NLP and machine learning approach for PII detection and anonymization in financial documents. *Scientific Reports*, *15*, 22729. https://doi.org/10.1038/s41598–025–04971–9.
11. European Parliament and Council of the European Union. (2016). *Regulation (EU) 2016/679 of the European Parliament and of the Council of 27 April 2016 on the protection of natural persons with regard to the processing of personal data and on the free movement of such data (General Data Protection Regulation). Official Journal of the European Union, L 119*, 1–88.
12. National Institute of Standards and Technology. (2020). *Security and Privacy Controls for Information Systems and Organizations* (NIST Special Publication 800–53, Revision 5). U.S. Department of Commerce. https://doi.org/10.6028/NIST.SP.800–53r5.
13. Huang, W., Zhuo, M., Zhu, T., Zhou, S., & Liao, Y. (2023). Differential privacy: Review of improving utility through cryptography–based technologies. *Concurrency and Computation: Practice and Experience, 35*(5), e7565. https://doi.org/10.1002/cpe.7565.
14. Slavković, A., & Seeman, J. (2023). Statistical data privacy: A song of privacy and utility. *Annual Review of Statistics and Its Application, 10*, 189–218. https://doi.org/10.1146/annurev–statistics–033121–112921.
15. Google Cloud. (2026). *Sensitive Data Protection documentation*. Google Cloud Documentation.
16. Google Cloud. (2026). *De–identify and re–identify sensitive data*. Google Cloud Documentation.
17. Sartor G., Lagioia F. (2020). *The impact of the General Data Protection Regulation (GDPR) on artificial intelligence*. European Parliamentary Research Service, Scientific Foresight Unit (STOA). PE 641.530. https://doi.org/10.2861/293. URL: https://www.europarl.europa.eu/RegData/etudes/STUD/2020/641530/EPRS_STU(2020)641530_EN.pdf

Received 11.06.2026.
Accepted 13.08.2026.
Published 30.10.2026

Methods for protecting and pseudonymizing personal data in systems for forming cross–functional IT project teams

Abstract. The article presents a comprehensive analysis of the security requirements, methods, and technological tools for protecting personal data in human resource management systems and systems for forming cross–functional teams for IT projects. The main categories of data used to create professional profiles are identified, including identification data,

professional experience, hard skills, soft skills, roles, assessment results, and information about participation in previous projects. The principal risks associated with unauthorized access, data breaches, excessive user privileges, re–identification of data subjects, and the use of personal information beyond the specified purpose of processing are systematized. Organizational and procedural protection mechanisms, technical means of authentication and authorization, role–based and attribute–based access control models, the principle of least privilege, activity auditing, Data Loss Prevention (DLP) mechanisms, and tools for monitoring operations involving personal data are examined. A comparative analysis of the main methods for transforming and de–identifying Personally Identifiable Information (PII), including masking, tokenization, pseudonymization, anonymization, and differential privacy, is conducted with regard to the level of confidentiality, the possibility of controlled re–identification, preservation of data structure, suitability for further analysis, machine learning, and data mining (DM), as well as the complexity of practical implementation. The study demonstrates that, for potential candidate profiles, it is essential not only to reduce the risk of disclosing users' identities but also to preserve the analytical value of professional and behavioral characteristics required for candidate assessment and support of personnel–related decisions. The feasibility of using pseudonymization as a basic mechanism for separating the identification and analytical data–processing layers is substantiated. A conceptual approach to the creation and evaluation of a protected professional profile is proposed, in which direct personal identifiers are removed from the analytical layer and replaced with controlled pseudonyms, while professional characteristics, skills, experience, and role–related attributes remain available to algorithms for analysis and team formation. Particular attention is paid to the automated detection of PII using rules, regular expressions, Natural Language Processing (NLP) methods, machine learning, and combined mechanisms for identifying sensitive attributes.

Keywords: computer systems, information technologies, data analysis, personal data protection, PII, pseudonymization, access control, DLP, machine learning.

Клименко Іван Вікторович – доцент, к.е.н., доцент кафедри комп'ютерних і інформаційних технологій Українського державного університету науки і технологій.
ORCID: https://orcid.org/0000–0001–5149–3974
Лебідь Євген Андрійович – аспірант кафедри комп'ютерних і інформаційних технологій Українського державного університету науки і технологій.
ORCID: https://orcid.org/0009–0007–4277–2083

Klymenko Ivan – Associate Professor, Candidate of Economics Sciences, Associate Professor of the Department of Computer Information Technologies, Ukrainian State University of Science and Technology.
ORCID: https://orcid.org/0000–0001–5149–3974
Lebid Yevhen – PhD Student of the Department of Computer Information Technologies, Ukrainian State University of Science and Technology.
ORCID: https://orcid.org/0009–0007–4277–2083

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

DOI 10.34185/1562–9945–5–166–2026–11
УДК 681.128+681.518.2

Д.В. Іващев, В.В. Герасимов

КОМПЛЕКСНА МЕТОДОЛОГІЯ ОБРОБКИ ТЕЛЕМЕТРИЧНИХ ДАНИХ РІВНЯ ПАЛИВА МАНЕВРОВИХ ЛОКОМОТИВІВ: НЕЛІНІЙНИЙ АНАЛІЗ ШУМУ ТА ДЕТЕКЦІЯ ПОДІЙ ЗАПРАВКИ

Анотація. Запропоновано комплексну методологію обробки телеметричних даних рівня палива маневрових локомотивів, яка об'єднує в один конвеєр сегментацію, адаптивне згладжування з детекцією заправок, класифікацію нелінійного шуму та порівняння методів його усунення. На даних шести локомотивів виявлено 280 подій заправки та класифіковано шум понад 27 тисяч сегментів, де переважає кольоровий шум. Запропоновано формалізований показник довіри до кожної виявленої заправки. Показано, що приріст відношення сигнал/шум, обчислений на ізольованому шумі, не розрізняє якісної фільтрації й підлаштування під шум, тому для впровадження придатні лише фільтр ковзного середнього та фільтр Калмана.
Ключові слова: обробка часових рядів, цифрова фільтрація сигналу, адаптивне диференційоване згладжування, вейвлет–порогова обробка, робастне оцінювання, детекція подій, класифікація шуму, відношення сигнал/шум.

Постановка проблеми. Маневрові локомотиви є ключовим елементом промислових залізничних вузлів, і точний облік витрат і заправок палива дозволяє оцінювати реальну витрату та формувати достовірну звітність. Сучасні системи телеметричного моніторингу здатні фіксувати рівень палива, швидкість руху та потужність дизель–генераторної установки з високою періодичністю, що в масштабах від кількох місяців до двох з половиною років експлуатації дає масиви обсягом у кілька мільйонів вимірювань на кожен об'єкт спостереження.

Разом з тим, зростання обсягу даних не супроводжується автоматичним зростанням їх якості. Показання датчиків рівня палива містять значну шумову складову, а телеметричний потік переривається розривами зв'язку різної тривалості – від коротких, тривалістю кілька хвилин, до тривалих пауз, що в окремих випадках досягають кількох місяців. Усе це разом ускладнює як пряме застосування стандартних статистичних методів до необробленого ряду, так і автоматичне виявлення подій, що мають практичне значення, зокрема заправок пального.

Попередні дослідження авторів розв'язували ці задачі поетапно, кожна робота – на власній вибірці. Спочатку було запропоновано алгоритм сегментації даних на однорідні за режимом роботи ділянки [1]. Далі – алгоритм диференційованого адаптивного згладжування з детекцією заправок [2], що дозволяє очистити сигнал і визначити обсяг залитого палива без спотворення фронту підйому рівня. Окремо запропоновано методику

© Іващев Д.В., Герасимов В.В., 2026
Copyright for this paper by its authors. Use permitted under License CC BY 4.0.
ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

класифікації шуму за спектральним і статистичним типом [3]; її зміст детальніше розглянуто в наступному розділі.

Ускладнює обробку й характер самого шуму: за результатами [3] шум рівня палива переважно є кольоровим, а не білим, тобто його сусідні відліки статистично залежні. Тому прості порогові правила чи згладжування з фіксованим вікном, ефективні для білого шуму, можуть спотворювати корисний сигнал.

Практичне застосування цих трьох методик на новій, ширшій вибірці даних виявило потребу в трьох додаткових кроках. По–перше, окремі методики варто об'єднати в єдиний відтворюваний програмний конвеєр обробки, а не застосовувати послідовно як незалежні інструменти. По–друге, для оцінки надійності детекції заправок на великій вибірці, де ручна верифікація кожної події є практично неможливою, потрібен формалізований, обчислюваний показник довіри. По–третє, саме питання усунення шуму – тобто вибір конкретного методу фільтрації для практичного застосування – досі не отримало кількісного обґрунтування: попередні роботи обмежувалися класифікацією шуму, не порівнюючи ефективність методів його усунення. Ця робота присвячена розв'язанню саме цих трьох завдань.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Алгоритм сегментації даних [1], критерії якого наведено в розділі «Матеріали та методи» для порівняння з застосованим тут підходом, показав високу відповідність ручній візуальній сегментації для стабільних і спадних сегментів; за оцінкою авторів [1], близько 5% сегментів можуть бути класифіковані помилково через різкі аномалії, не усунені на етапі попередньої обробки.

Алгоритм [2] додає очищення від аномалій та детекцію заправок за диференційованим адаптивним згладжуванням, детально описаним у розділі «Матеріали та методи»; на вибірці п'яти локомотивів (близько 0,5 млн. точок) це забезпечило повну відповідність ручній перевірці для всіх 43 виявлених заправок; частка пропущених подій у [2] не оцінювалась.

Методика класифікації шуму [3] визначає шум як залишок лінійної апроксимації сегмента і на основі його статистичних та спектральних ознак відносить сегмент до одного з типів за двома шкалами — спектральною (білий/кольоровий) і статистичною (гаусівський/дрейфовий/імпульсний); повний перелік критеріїв наведено в розділі «Матеріали та методи» (табл. 1).

Незважаючи на це, алгоритми серії побудовані послідовно — детекція заправок [2] спирається на сегментацію [1], а класифікація шуму відбувається на залишках апроксимації сегментів, — проте кожну з трьох робіт апробовано окремо, на власній вибірці й з власними параметрами, тому наскрізна робота всіх алгоритмів як єдиного конвеєра на спільних даних не перевірялась, а методика класифікації шуму [3] не супроводжувалась оцінкою ефективності методів його усунення. Це визначає актуальність об'єднання напрацювань в єдину методологію, апробація якої на ширшій вибірці даних і становить предмет цього дослідження. Ця робота не повторює результати попередніх на нових даних, а перевіряє, як змінюються їхні висновки при наскрізному виконанні алгоритмів у спільному конвеєрі.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Роботи серії виконані на різних вибірках. У цій роботі використано окрему вибірку шести локомотивів із 280 подіями заправки проти 43 у [2], тому кількісні показники різних робіт серії не є прямо порівнянними.

Мета дослідження. Метою дослідження є розробка та експериментальна апробація комплексної методології обробки телеметричних даних рівня палива маневрових локомотивів, яка об'єднує сегментацію, диференційоване згладжування, детекцію заправок, класифікацію нелінійного шуму та кількісне порівняння методів його усунення в єдиний відтворюваний конвеєр обробки з незалежною контрольною валідацією за балансовою моделлю витрати палива.

Для досягнення мети поставлено такі завдання:

- об'єднати алгоритми сегментації [1], диференційованого згладжування та детекції заправок [2] і класифікації шуму [3] в єдиний програмний конвеєр обробки даних;
- запропонувати формалізований, обчислюваний показник довіри до кожної виявленої події заправки, застосовний до вибірки такого розміру, для якого ручна верифікація кожної події є практично неможливою;
- розширити методику класифікації шуму [3] до рівня повної вибірки сегментів і отримати узагальнені статистичні характеристики шуму по всій вибірці локомотивів;
- виконати кількісне порівняння чотирьох методів усунення шуму — ковзного середнього, фільтра Калмана, вейвлет–порогової обробки та гібридного фільтра (вейвлет–порогування залишку фільтра Калмана) — за приростом відношення сигнал/шум;
- виконати незалежну валідацію конвеєра за допомогою контрольної балансової моделі погодинної витрати палива;
- задокументувати обмеження, зумовлені якістю вихідних даних, та їхній можливий вплив на достовірність отриманих результатів.

Викладення основного матеріалу дослідження. Загальна структура запропонованого конвеєра обробки даних, що об'єднує всі етапи методології — від видалення аномалій у необробленому сигналі до формування зведених результатів, — наведена на рисунку 1. Паралельні гілки класифікації шуму та порівняння методів фільтрації виконуються незалежно одна від одної після завершення диференційованого згладжування, оскільки обидві спираються на той самий ізольований шум, але не впливають одна на одну.

Дослідження виконано на телеметричних даних шести маневрових локомотивів, позначених далі як № 1 – № 6, з базовим кроком дискретизації, близьким до однієї хвилини. Кожен запис містить часову мітку, рівень палива в баку, швидкість руху та потужність дизель–генераторної установки. Обробку реалізовано у вигляді єдиного програмного конвеєра, що послідовно виконує видалення аномалій, детекцію заправок, сегментацію, класифікацію шуму за сегментами, диференційоване згладжування та порівняння методів фільтрації.

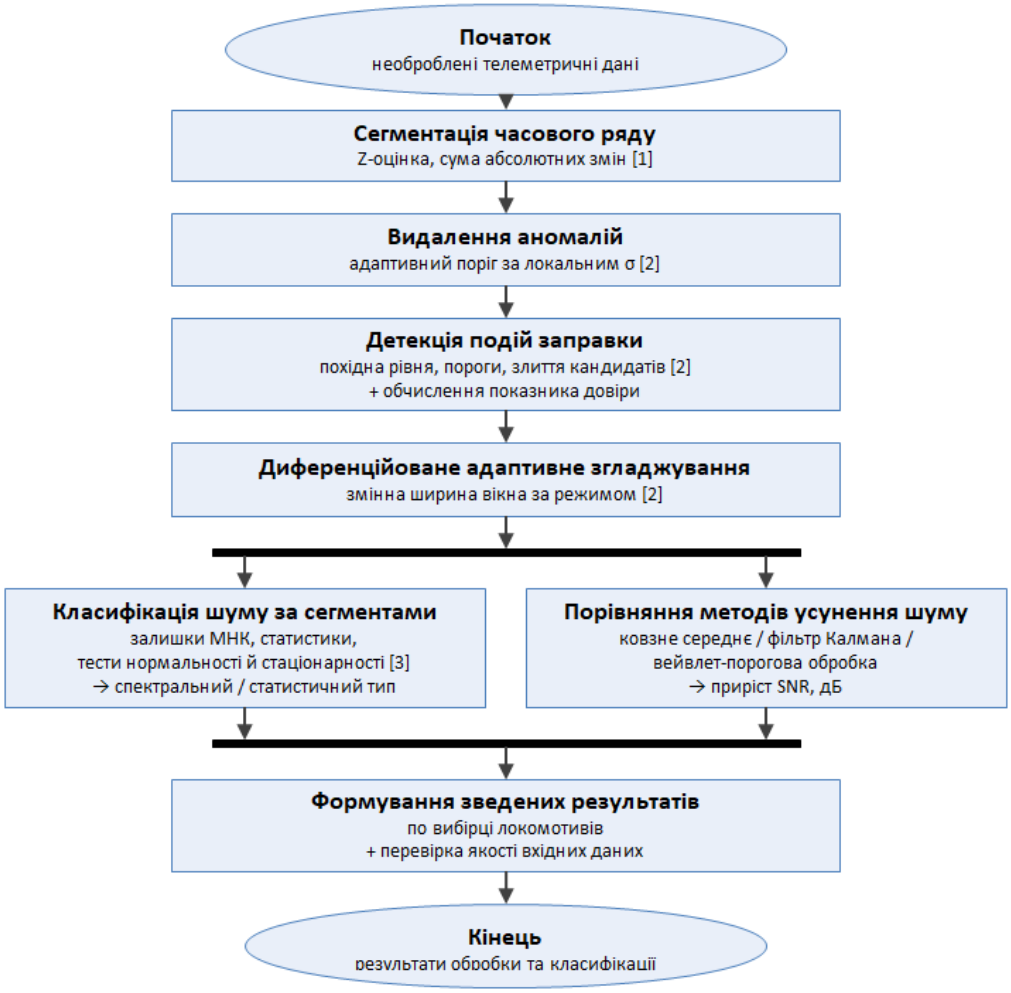


Рисунок 1 – UML–діаграма діяльності алгоритму комплексної обробки телеметричних даних

Сегментація часового ряду. Завдання етапу – виділити однорідні ділянки режиму роботи: стоянки, руху та заправки. У методиці [1] межі таких ділянок визначаються статистично: попередньо згладжений сигнал ділиться на перекриваючі вікна, для яких обчислюється Z–оцінка значущості переходу між сусідніми вікнами:

$$Z_i = \frac{|\mu_{i+1} - \mu_i|}{\sigma_i} \quad (1)$$

де Z_i – оцінка значущості переходу між вікнами i та i+1; μ_i, μ_{i+1} – середні прирости рівня палива у вікнах i та i+1; σ_i – локальне стандартне відхилення у вікні i.

Додатково для кожної потенційної межі обчислюється сума абсолютних змін даних:

$$C = \sum_{k=i}^{j-1} |x_{k+1} - x_k| \quad (2)$$

де C – сумарна зміна даних за модулем між точками i та j; x_k – значення рівня палива у точці k.

У цій роботі межі сегментів визначаються не за цими пороговими величинами, а за зміною режиму локомотива: кожній точці ряду присвоюється один із трьох типів —

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

стоянка, рух (активна потужність понад 0,1 кВт) або заправка — а межами сегментів стають точки зміни цього типу. Режим руху визначається за активною потужністю, а не за швидкістю, тобто відображає роботу дизель–генераторної установки під навантаженням; інтервали виявлених заправок мають пріоритет над режимом, присвоєним за потужністю. Порогові величини (1) і (2) запропоновано в [1]; тут вони наведені для порівняння підходів. Кожен виділений сегмент апроксимується лінійною залежністю рівня палива від часу з коефіцієнтом нахилу k_c, що визначає тип тренду сегмента.

Сусідні сегменти стоянки, розділені часовим інтервалом не більше 10 хвилин, об'єднуються, що зменшує надмірну фрагментацію даних; поріг 10 хвилин обрано за результатами контрольної валідації відновлення рівня на п'яти значеннях порога, яка показала прийнятну точність відновлення для розривів до 10 хвилин. Крім того, сегменти коротші за шість відліків приєднуються до попереднього, окрім сегментів заправки.

Диференційоване адаптивне згладжування. Після сегментації та видалення аномалій за адаптивним порогом за методикою [2] до очищеного сигналу застосовується диференційоване згладжування гаусовим фільтром зі змінною шириною вікна. Базова ширина вікна обчислюється у два кроки. Спершу визначається проміжна ширина за середньою швидкістю локомотива:

$$W_0 = \mathrm{clip}\left(60 + 120 \cdot \frac{\bar{v}}{v_н}, 41, 301\right) \quad (3)$$

де W_0 — базова ширина вікна згладжування, у відліках; $\bar{v}$ — середня швидкість локомотива за весь період спостереження; $v_н$ — нормувальна швидкість, значення якої наведено нижче; clip(x, xmin, xmax) — обмеження значення x діапазоном.

На другому кроці отримана ширина множиться на коефіцієнт, що залежить від середнього рівня палива відносно номінальної ємності бака, із повторним обмеженням тим самим діапазоном 41–301 відлік: чим повніший бак, тим ширше вікно. Нижче під базовою шириною вікна розуміється результат цього другого кроку. Числові коефіцієнти 60 і 120, нормувальна швидкість 70 км/год та межі обмеження 41–301 відліків перенесено з [2] без змін, щоб результати цього дослідження були порівнянні з попередніми. Для ділянок руху ширина вікна встановлюється втричі більшою за базову, для ділянок стоянки — у 1,5 рази більшою, що забезпечує максимальне придушення вібраційного шуму там, де точна форма сигналу не має самостійного значення. Натомість у межах кожної заправки ширина вікна мінімізується й обмежується вузьким діапазоном 3–11 відліків; конкретне значення в цих межах залежить від локального рівня палива та швидкості. Це дозволяє зберегти різкість фронту підйому рівня і точно визначити обсяг залитого палива.

Детекція подій заправки та формалізована оцінка довіри. Кандидати на заправку виділяються за стійким зростанням згладженої похідної рівня палива, яке перевищує адаптивний поріг, пропорційний локальному розкиду похідної, швидкості та потужності, з обмеженням на мінімальний обсяг підйому; кандидати малого обсягу додатково відсіюються за наявністю ознак руху в центральній точці інтервалу, тоді як підйоми великого обсягу зберігаються незалежно від цієї ознаки; сусідні у часі кандидати

об'єднуються в одну подію. На відміну від методики [2], де надійність детекції підтверджена ручною верифікацією на порівняно невеликій вибірці з 43 подій на п'яти локомотивах, у цій роботі, зважаючи на суттєво більший обсяг вибірки, запропоновано формалізований, обчислюваний показник довіри для кожної окремої події:

$$\text{Довіра} = \left(w_1 R^2 + w_2 M + w_3 I(\sigma_{\text{до}} < \theta_1) + w_4 I(\sigma_{\text{після}} < \theta_2)\right) \cdot K_{\text{руху}} \qquad (4)$$

де R^2 — коефіцієнт детермінації лінійної апроксимації рівня палива протягом заправки, що характеризує лінійність фронту підйому; M — частка неспадних кроків рівня палива в межах заправки, що характеризує монотонність; $\sigma_{\text{до}}$, $\sigma_{\text{після}}$ — локальне стандартне відхилення рівня палива в 15–хвилинних вікнах безпосередньо до і після заправки; $I(\cdot)$ — індикаторна функція, що дорівнює 1, якщо умова в дужках виконується, і 0 в іншому разі; θ_1, θ_2 — порогові значення стабільності рівня палива до і після заправки; $K_{\text{руху}}$ — штрафний коефіцієнт, що зменшує довіру, якщо середня швидкість локомотива протягом заправки перевищує допустиме значення; $w_1 - w_4$ — вагові коефіцієнти складових довіри, $w_1 + w_2 + w_3 + w_4 = 1$.

У цьому дослідженні використано значення w_1 = 0,4; w_2 = 0,3; w_3 = 0,2; w_4 = 0,1; θ_1 = 5 л; θ_2 = 8 л; $K_{\text{руху}}$ = 0,5 за середньої швидкості понад 1 км/год протягом заправки, інакше $K_{\text{руху}}$ = 1. Вибір вагових коефіцієнтів відображає відносну важливість лінійності фронту підйому як найсильнішої ознаки справжньої заправки порівняно зі стабільністю рівня до і після події. Наведені вагові коефіцієнти та порогові значення задано апріорно й на цій вибірці не калібрувались, тому абсолютне значення довіри слід трактувати як відносну міру для ранжування подій, а не як калібровану ймовірність. Калібрування цих параметрів за контрольною підвибіркою верифікації визначено як окремий напрям подальшої роботи. Ємність бака прийнято однаковою для всіх локомотивів вибірки й рівною номінальній ємності 6000 л, оскільки парк складається з локомотивів одного типу; індивідуальної паспортної ємності за кожним локомотивом у наявних даних не було. Заправки додатково класифікуються за типом за умовними межами, прийнятими для цілей звітності: повна — рівень після заправки не нижче 85% номінальної ємності; дозаправка — обсяг менше 15% номінальної ємності; часткова — в інших випадках.

Класифікація нелінійного шуму за сегментами. Для кожного сегмента режиму руху або стоянки, отриманого на етапі сегментації, за тією самою лінійною моделлю виконується окрема лінійна апроксимація методом найменших квадратів у межах сегмента, а залишки цієї апроксимації розглядаються як шум цього сегмента:

$$r_i = y_i - (\hat{a} + \hat{b} \cdot t_i) \qquad (5)$$

де r_i — залишок апроксимації, тобто шум, у точці i; y_i — фактичний рівень палива у точці i; $\hat{a}$, $\hat{b}$ — оцінки коефіцієнтів лінійної регресії (оцінені окремо для кожного сегмента); t_i — часова мітка точки i.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Для отриманого набору залишків обчислюються описові статистики — середнє, стандартне відхилення, а також вибіркові коефіцієнти асиметрії та ексцесу як нормовані третій та четвертий центральні моменти розподілу залишків у межах сегмента.

Додатково обчислюється автокореляція із зсувом 1 та спектральний нахил за методом Велча [4] як коефіцієнт нахилу лінійної регресії, оціненої методом найменших квадратів у логарифмічних координатах «логарифм спектральної щільності потужності — логарифм частоти». Для перевірки нормальності розподілу залишків застосовуються тести Андерсона–Дарлінга [9] та Колмогорова–Смірнова, для перевірки стаціонарності — розширений тест Дікі–Фуллера [7] та тест Квятковського–Філліпса–Шмідта–Шина [8].

Порогові значення, використані для розмежування підтипів спектрального шуму та для віднесення сегмента до дрейфового чи імпульсного статистичного типу, підібрані емпірично на основі попереднього дослідження [3] і не піддавалися окремому калібруванню на вибірці цієї роботи. Це свідоме методологічне рішення: застосування тих самих порогів, що й у попередній публікації, дозволяє порівнювати отримані розподіли з результатами [3] без додаткового джерела розбіжності, пов'язаного зі зміною критеріїв класифікації. Наслідки цього рішення для розподілу статистичних типів шуму розглянуто в розділі результатів.

На основі отриманих ознак кожен сегмент класифікується одночасно за двома незалежними шкалами:

Таблиця 1

Критерії класифікації шуму за сегментами

Шкала	Тип	Критерій
Спектральна	Білий	Розподіл нормальний, середнє близьке до нуля, нахил спектра близький до нуля
Спектральна	Кольоровий, з підтипами	Нахил спектра суттєво відмінний від нуля; підтип визначається величиною нахилу
Статистична	Гаусівський	Розподіл залишків не відхиляється значуще від нормального
Статистична	Дрейфовий	Значущий нормований коефіцієнт нахилу регресійної кривої залишків на час
Статистична	Імпульсний	Наявність стрибка, що суттєво перевищує стандартне відхилення
Обидві шкали	Не класифіковано	Довжина сегмента менша за 20 точок — сегмент взагалі не допускається до класифікації; довжина менша за 32 точки або нульовий розкид залишків — оцінка спектрального нахилу ненадійна, тому спектральний тип не визначається

Порівняння методів усунення шуму. Порівнюються чотири методи, застосовані до ізольованого шуму — різниці очищеного сигналу та адаптивно згладженого тренду.

Ця різниця за побудовою не містить стрибків заправок, оскільки вони вже враховані диференційованим згладжуванням.

Перший метод — фільтр ковзного середнього з фіксованим вікном шириною $W_{кс}$, що усереднює $W_{кс}$ сусідніх відліків ізольованого шуму; у цьому дослідженні $W_{кс}$ = 15 відліків, що за кроку дискретизації близько однієї хвилини відповідає вікну близько 15 хвилин — тій самій величині, що й вікна оцінки стабільності рівня до і після заправки; окремого підбору цієї ширини за критерієм якості фільтрації не виконувалось.

Другий метод — одновимірний фільтр Калмана [6] з моделлю випадкового блукання прихованого стану, прогноз і оновлення якого виконуються за канонічними рівняннями фільтра з дисперсією процесу $\sigma^2_п$ та дисперсією вимірювального шуму $\sigma^2_в$.

Дисперсія вимірювального шуму $\sigma^2_в$ оцінюється робастно — як квадрат медіанного абсолютного відхилення приростів ізольованого шуму, нормованого коефіцієнтом 0,6745, що на відміну від звичайної вибіркової дисперсії нечутливе до поодиноких залишкових викидів; дисперсія процесу приймається як $\sigma^2_п = \max(0{,}01 \cdot \sigma^2_в, 10^{-6})$, де нижня відсічка запобігає виродженню фільтра на сегментах із малим розкидом шуму. Співвідношення $\sigma^2_п/\sigma^2_в = 0{,}01$ задає повільну зміну прихованого стану порівняно з рівнем вимірювального шуму; його зафіксовано однаковим для всіх локомотивів, щоб порівняння методів не залежало від індивідуального налаштування фільтра. Саме значення 0,01 зафіксовано апріорно і на цій вибірці не калібрувалось; підбір цього відношення за критерієм якості фільтрації визначено як окремий напрям подальшої роботи.

Третій метод — вейвлет–порогова обробка. Ізольований шум розкладається багаторівневим дискретним перетворенням Хаара на одну апроксимуючу складову найгрубішого масштабу та кілька деталізуючих складових — по одній на кожен рівень розкладання, кожна зі своїм масштабом. На кожному рівні деталізуючі коефіцієнти, абсолютна величина яких не перевищує порогового значення, вважаються шумовими й зануляються, а ті, що перевищують поріг, зменшуються на його величину (м'яке порогування); далі сигнал відновлюється оберненим перетворенням. Порогове значення для кожного рівня l обчислюється за універсальним правилом Донохо–Джонстона [5]:

$$\lambda_l = \sigma_l \cdot \sqrt{2 \cdot \ln N_l} \qquad (6)$$

де λ_l — порогове значення для рівня l; σ_l — робастна оцінка стандартного відхилення деталізуючих коефіцієнтів рівня l через медіанне абсолютне відхилення; N_l — кількість деталізуючих коефіцієнтів рівня l.

Базис Хаара обрано як найпростіший ортогональний базис, що добре локалізує стрибкоподібні зміни рівня палива; використано до чотирьох рівнів розкладання. Діадичне перетворення вимагає довжини, кратної степеню двійки, тому ряд обрізається до найбільшого степеня двійки, що не перевищує його довжини, а решта відліків у кінці залишається необробленою; наслідки цього розглянуто в розділі результатів.

Четвертий метод — гібридний: до залишку фільтра Калмана, тобто різниці ізольованого шуму та калманівської оцінки, застосовується вейвлет–порогова обробка в базисі Хаара з порогом Донохо–Джонстона, але з трьома рівнями розкладання замість

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

чотирьох, після чого відфільтрований залишок додається до калманівської оцінки. Задум полягав у поєднанні здатності фільтра Калмана відслідковувати повільну складову з локалізацією стрибків у вейвлет–базисі.

Ефективність усіх чотирьох методів оцінюється єдиним показником — приростом відношення сигнал/шум:

$$\Delta\text{SNR} = 10 \cdot \log_{10}\left(\frac{\sigma_{\text{ш}}^2}{\sigma_{\text{з}}^2}\right), \text{дБ} \quad (7)$$

де $\sigma_{\text{ш}}^2$ — дисперсія ізольованого шуму до фільтрації; $\sigma_{\text{з}}^2$ — дисперсія залишку після фільтрації, тобто шум мінус відфільтрована оцінка.

Валідація балансової моделі витрати палива. Незалежно від детекції подій обчислюється контрольна балансова модель витрати палива, з двокомпонентною структурою: базова складова холостого ходу, тобто питома витрата палива за одиницю часу (л/год) за відсутності навантаження, та маргінальна складова, пропорційна активній потужності. Цю питому витрату оцінено на відліках із практично нульовою активною потужністю, маргінальну — на відліках під навантаженням, щоб уникнути змішування режимів. Обидві складові оцінюються потоко–зваженим способом у межах відповідного режиму на адаптивно згладженому сигналі з вилученням вікон навколо заправок і різких від'ємних стрибків рівня. Потоко–зважене оцінювання — відношення сумарної витрати пального до сумарного часу режиму, а не середнє від покрокових приростів — застосовано через квантування телеметрії: рівень палива передається з обмеженою роздільною здатністю датчика, тому на холостому ходу приріст рівня за окремий крок часто дорівнює нулю, і покрокові оцінки витрати систематично зміщені. Відношення сум зберігає баланс маси незалежно від розподілу кроків. Отримані погодинні прогнози зіставляються з фактичною погодинною витратою на «чистих» годинах, тобто тих, де не менше 75% часу лежить поза вікнами подій і наявно не менше півгодини валідних відліків. Якість узгодження оцінюється квадратом коефіцієнта кореляції Пірсона між прогнозом і фактом, далі позначеним R^2; така міра відображає тісноту лінійного зв'язку, але не враховує систематичного зміщення прогнозу, тому кількісно не тотожна класичному коефіцієнту детермінації.

Результати та їх обговорення. Оброблено дані шести локомотивів; виявлено 280 подій заправки. Придушення шуму на етапі адаптивного згладжування, оцінене незалежно на сегментах стоянки як відношення робастних оцінок розкиду залишків до й після обробки, становить у середньому 1,9 дБ із діапазоном за локомотивами від −0,01 до 6,1 дБ; від'ємне значення для одного локомотива означає, що на його сегментах стоянки згладжування не дало вимірного придушення шуму. Статус надійності визначено формально: позначку «потребує перевірки датчика» присвоєно локомотиву, для якого R^2 балансової моделі нижчий за 0,1 за кількості виявлених заправок менше п'яти. Загальні показники за локомотивами наведено в табл. 2.

Таблиця 2

Загальні показники за локомотивами вибірки

№ локомотиву	Заправок	R^2 балансової моделі	Статус надійності
1	23	0,194	Задовільний
2	8	0,521	Задовільний
3	118	0,433	Задовільний
4	46	0,319	Задовільний
5	82	0,357	Задовільний
6	3	0,032	Потребує перевірки датчика

Детекція подій заправки. Із 280 виявлених заправок повними класифіковано 244 події, або 87,1%, частковими — 31 подію, або 11,1%, дозаправками — 5 подій, або 1,8%. Середній обсяг заправки становить 2910 л, медіана — 2997 л, діапазон — від 356 до 5275 л, а сумарний обсяг за весь період спостереження — 814 838 л. Розподіл обсягів заправок близький до одномодального з лівосторонньою (від'ємною) асиметрією: середнє значення (2910 л) нижче за медіану (2997 л), що загалом відповідає характеру, описаному в роботі [2] для меншої вибірки.

Середня довіра детекції становить 0,828, медіана — 0,863; довіру не нижче 0,7 мають 234 з 280 подій, або 83,6%, а не нижче 0,9 — 112 подій, або 40,0%. Такий розподіл довіри дозволяє зосередити ручну перевірку на меншості подій із низькою довірою: події з довірою нижчою 0,7, а це 46 подій, або 16,4% вибірки, варто розглядати як кандидатів, що потребують додаткової уваги, зокрема через можливий рух локомотива протягом заправки або нестабільність рівня палива до чи після події.

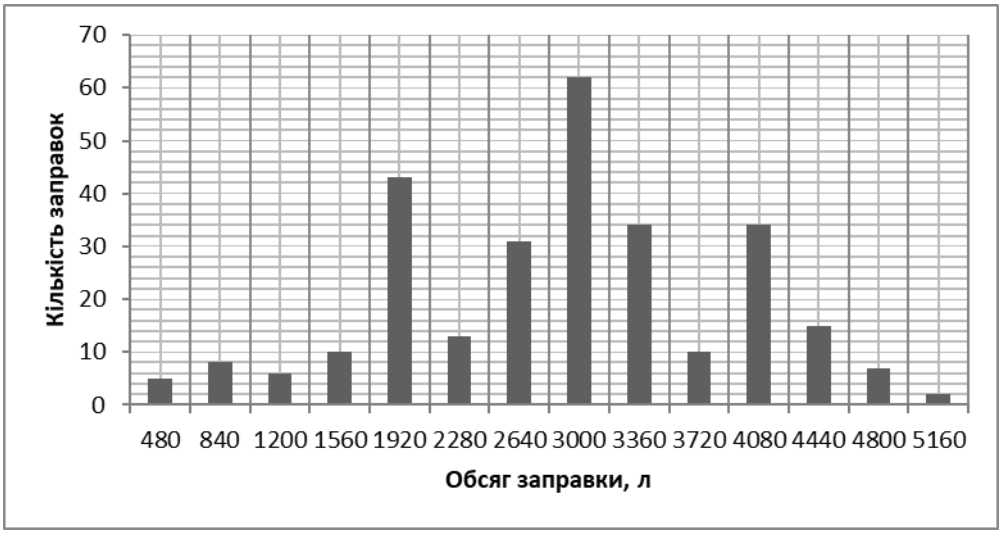


Рисунок 2 – Розподіл обсягів виявлених заправок

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

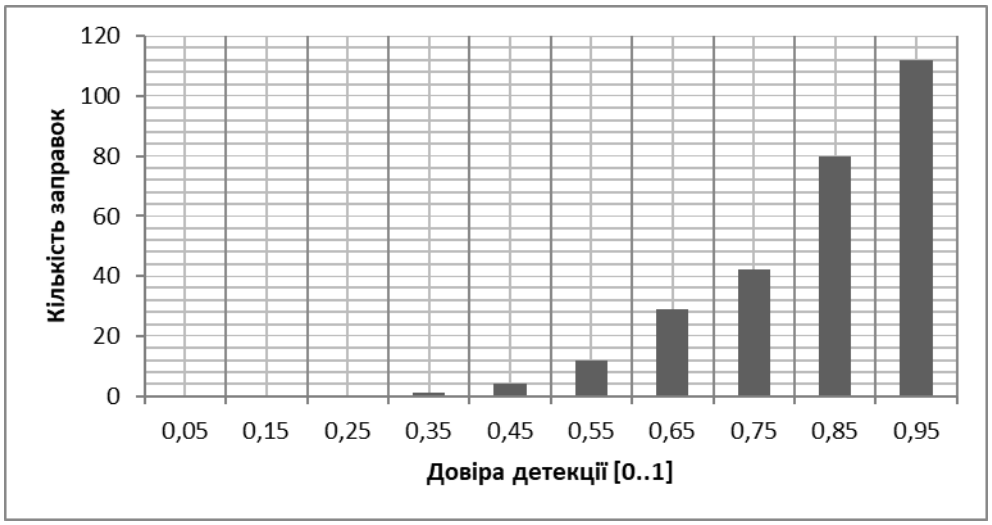


Рисунок 3 – Розподіл довіри детекції заправок

Розподіл значень довіри має виражений лівий хвіст: приблизно кожна шоста подія, а це 16,4%, отримує довіру нижче 0,7, переважно через нестабільність рівня палива до або після події: із 46 таких подій у 39 локальне стандартне відхилення рівня до заправки перевищує поріг 5 л, а у 33 — відхилення після заправки перевищує поріг 8 л. Ще однією причиною є недостатня лінійність фронту підйому рівня, що може вказувати або на повільну, нерівномірну заправку, або на накладання шуму на короткому інтервалі: у 13 із цих 46 подій коефіцієнт детермінації фронту нижчий за 0,5. Штрафний коефіцієнт $K_{\text{руху}}$ у цій вибірці не активувався жодного разу: всі 280 виявлених заправок відбулися на стоянці, тому R^2 на розподіл довіри в цій вибірці він не вплинув.

Порівняно з роботою [2], де підтверджено 43 заправки на вибірці 5 локомотивів, отримана в цьому дослідженні вибірка 280 подій на 6 локомотивах якісно інша за складом: вона містить усі виявлені конвеєром події без попереднього відбору, зокрема й події з нижчою довірою, які при ручній верифікації меншої вибірки [2] могли бути відсіяні. Тому пряме зіставлення часток «надійних» подій у двох роботах некоректне.

Класифікація нелінійного шуму. Усього виділено 67 575 сегментів режимів руху та стоянки, із яких до класифікації шуму допущено 27 792 сегменти, довжина яких становить не менше 20 відліків. За цими сегментами спектральний тип шуму розподілено так: кольоровий шум становить 53,5%, білий — 1,6%, а для решти, а це 44,9%, спектральний нахил оцінити не вдалось, тому спектральний тип не визначався: для найкоротших із допущених сегментів оцінка спектральної щільності за методом Велча [4] стає ненадійною через властивий цьому методу компроміс між зміщенням і роздільною здатністю на коротких реалізаціях. Для коректного зіставлення з [3], де класифіковано лише достатньо довгі сегменти, частки слід перераховувати на базу класифікованих сегментів: кольоровий шум становить 97,1%, білий — 2,9%, що близько до 99,77% і 0,23%, отриманих у [3], де практично весь кольоровий шум мав коричнево–подібний характер. Серед підтипів кольорового шуму переважають ті, що наближаються до коричневого, 26,9% усіх сегментів, або 50,3% кольорових, та до рожевого, 25,4%

усіх сегментів, або 47,5% кольорових, що узгоджується з переважно від'ємним медіанним нахилом спектра.

За статистичним типом переважає гаусівський шум із часткою 79,0%, змішаний ненормальний тип — залишкова категорія, яка не виділяється окремо в табл. 1 і охоплює сегменти, залишки яких значуще відхиляються від нормального розподілу, але не відповідають ні критерію дрейфового, ні критерію імпульсного типу, — становить 15,2%, імпульсний — 5,8%. Дрейфовий статистичний тип у цій вибірці не виявлено жодного разу, що протилежно результату [3], де цей тип домінував; можливі причини розглянуто нижче.

Мінімальну довжину сегмента прийнято рівною 20 точкам: на коротших вибірках потужність тесту Андерсона–Дарлінга [9] істотно знижується. Через це до класифікації не допущено 39 783 із 67 575 сегментів, або 58,9%, що свідчить про короткочасність значної частини режимів роботи і вказує на потребу або знизити цей поріг із корекцією критеріїв, або об'єднувати сусідні короткі сегменти одного режиму перед класифікацією.

Повна відсутність дрейфового статистичного типу є найсуттєвішим результатом цього розділу. У [3] дрейфовий тип домінував (94,33% проти 1,67% гаусівського та 4% імпульсного); його зникнення потребує окремого розгляду. Як і в [3], шумом тут вважаються залишки лінійної апроксимації сегмента, і класифікація виконується до етапу диференційованого згладжування — отже розбіжність не можна пояснити вилученням трендових складових згладжуванням. Натомість відрізняються дві методичні обставини. Перша — спосіб виділення сегментів: тут їх межі визначаються за зміною режиму локомотива, а класифікується ряд після видалення аномалій із заповненням викинутих відліків, тобто сегменти однорідніші за режимом і не містять викидів, які могли б давати значущий нахил залишків. Друга — перенесене без змін з [3] порогове значення нормованого нахилу регресії залишків, яке для сегментів цієї вибірки може бути надто консервативним. Не виключено також, що дрейфова складова шуму менш характерна для локомотивів цієї конкретної вибірки. Розмежування цих трьох причин — калібрування порога на цій вибірці та класифікація шуму на тих самих сегментах до і після згладжування — визначено як окремий напрям подальшої роботи.

Порівняння методів усунення шуму. Фільтр ковзного середнього забезпечив приріст відношення сигнал/шум від 1,8 до 4,2 дБ, у середньому по вибірці 2,9 дБ, фільтр Калмана з робастною оцінкою параметрів – від 1,3 до 2,0 дБ, у середньому 1,7 дБ. Гібридний фільтр дав практично той самий результат, що й фільтр Калмана, – від 1,3 до 2,0 дБ, у середньому 1,7 дБ, при чому дисперсія його залишку відрізняється від калманівської менш ніж на 1% для всіх шести локомотивів і не наближається до вейвлетової. Це означає, що вейвлет–порогування, застосоване до залишку фільтра Калмана, майже не змінює результату: калманівський етап уже видаляє високочастотну складову, і поріг Донохо–Джонстона на такому залишку спрацьовує слабо. Аномально високий приріст відношення сигналу/шуму дає лише вейвлет–порогова обробка, застосована безпосередньо до ізольованого шуму (третій метод, 16,7–27,5 дБ), тоді як гібри-

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

дний фільтр із тим самим порогуванням у базисі Хаара залишається на рівні фільтра Калмана (1,3–2,0 дБ). Отже, причина завищення – у застосуванні м'якого порогування безпосередньо до нефільтрованого шуму, а не у властивостях вейвлет–базису. Обидва результати виглядають узгодженими між собою за порядком величини: обидва методи залишають у залишку від 38% до 74% вхідної дисперсії шуму (див. нижче), що відповідає отриманим приростам одного порядку величини для шуму з додатною автокореляцією сусідніх відліків. Ці величини не зіставляються з приростом 32,6 дБ, наведеним у [2]: там йдеться про приріст на етапі адаптивного згладжування необробленого сигналу, тоді як тут методи застосовано до вже ізольованого шуму, з якого трендову складову вилучено на попередньому етапі.

Вейвлет–порогова обробка формально показала приріст від 16,7 до 27,5 дБ, у середньому 22,3 дБ, що на порядок перевищує результати двох інших методів. Причина цієї розбіжності – властивість самого показника в застосуванні до ізольованого шуму: він порівнює дисперсію вхідного шуму з дисперсією різниці між шумом і виходом фільтра, тому найвищу оцінку отримує той метод, який найменше змінює вхідний сигнал. Дисперсія залишку для вейвлет–порогової обробки становить від 0,2% до 2,1% вхідної дисперсії шуму, тоді як для ковзного середнього – від 38% до 67%, а для фільтра Калмана – від 63% до 74%. Це означає, що м'яке порогування залишає шум практично незмінним, і високий приріст відображає саме це, а не кращу якість фільтрації. Отже, за наявним показником вейвлет–порогову обробку не можна визнати кращим методом, а сам приріст відношення сигнал/шум не розрізняє якісну фільтрацію й підлаштування під вхідний шум. Для коректного порівняння потрібна метрика, яка враховує спотворення корисної складової. На цей самий висновок вказує й формальний критерій, закладений у сам конвеєр: ознаку підозри на підлаштування під вхідний шум виставлено для всіх шести локомотивів вибірки без винятку, тобто аномально високий приріст вейвлет–порогової обробки є системним для всього парку, а не особливістю окремих локомотивів.

Таблиця 3

Порівняння чотирьох методів усунення шуму за приростом відношення сигнал/шум

Метод	Приріст SNR, дБ (діапазон)	Приріст SNR, дБ (середнє)	Застосовність
Ковзне середнє, вікно 15	1,8–4,2	2,9	Задовільна
Фільтр Калмана з робастними σ^2в і σ^2п	1,3–2,0	1,7	Задовільна
Вейвлет–порогова обробка	16,7–27,5	22,3	Не оцінюється
Гібридний фільтр	1,3–2,0	1,7	Задовільна

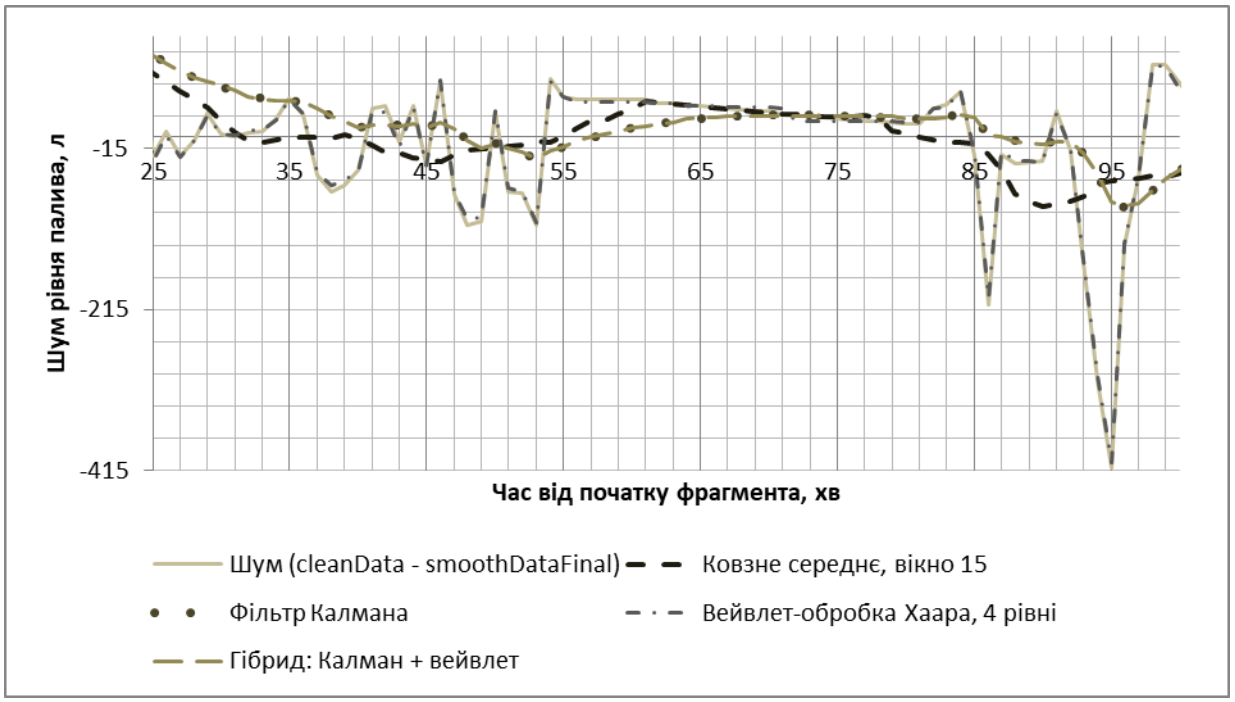


Рисунок 4 – Результат застосування методів усунення шуму до фрагмента ізольованого шуму

Помірна, але стабільна перевага ковзного середнього над фільтром Калмана у середньому на 1,2 дБ обумовлена невідповідністю моделі: оптимальність фільтра Калмана доведена для лінійно–гаусівської моделі з коректно заданими дисперсіями [6], тоді як тут модель процесу свідомо спрощена до випадкового блукання, а реальний шум кольоровий. За такої невідповідності гарантія оптимальності не діє, і простіший метод може виявитися точнішим.

На завищену оцінку вейвлет–порогової обробки, крім властивостей самого показника, діють два методичні чинники. Поріг Донохо–Джонстона [5] обґрунтований для незалежного гаусівського шуму, тоді як переважна частина шуму цієї вибірки кольорова, тому порогування виявилося надто слабким, а не надмірно агресивним — що й узгоджується з надзвичайно низькою дисперсією залишку (0,2–2,1% вхідної). Другий чинник — обрізання ряду: необроблений «хвіст» відліків входить у розрахунок залишку з нульовою похибкою і додатково занижує його дисперсію. Розмежування цих чинників потребує перевірки на синтетичному сигналі з відомим рівнем шуму.

Балансова модель витрати палива демонструє помірну лінійну узгодженість із фактичною погодинною витратою, R^2 = 0,19–0,52, для п'яти з шести локомотивів вибірки (табл. 2). Такі значення відповідають лише частковому узгодженню моделі з даними; за наявної кількості спостережень на локомотив оцінки R^2 спираються на обмежену кількість «чистих» годин, тому їх слід трактувати як орієнтовні, а не як підтвердження адекватності моделі. Єдиний виняток — локомотив № 6, для якого R^2 моделі становить лише 0,032. Цей локомотив вирізняється мінімальною кількістю заправок — три — та переважно холостим режимом роботи, що звужує діапазон варіації погодинної витрати

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

й ускладнює оцінку якості моделі незалежно від точності датчика. Оскільки за наявними даними розрізнити низьку варіативність режиму й несправність датчика неможливо, для цього локомотива рекомендовано окрему перевірку показань датчика рівня. Розподіл R^2 за локомотивами наведено в табл. 2. На результати класифікації шуму та детекції заправок це обмеження не поширюється: обидва етапи спираються на локальні характеристики сигналу, а не на інтегральний баланс витрати за період.

Порогові значення класифікатора шуму та параметри вейвлет–порогової обробки перенесено з попередніх робіт без калібрування на цій вибірці; відсутність дрейфового типу та аномально високий приріст відношення сигнал/шум для вейвлет–порогової обробки свідчать про доцільність такого калібрування на розширеній або незалежній вибірці даних.

Запропонований формалізований показник довіри детекції заправки може бути безпосередньо використаний диспетчерськими та обліковими службами як фільтр для автоматичного пріоритезування подій, що потребують ручної перевірки: замість перегляду всіх 280 подій достатньо перевірити 46 подій із довірою нижче 0,7.

Результати класифікації шуму означають, що застосування методів, розроблених у припущенні білого шуму (зокрема й самої вейвлет–порогової обробки з універсальним порогом у поточній реалізації) варто розглядати з обережністю. Натомість помірний і передбачуваний приріст SNR від ковзного середнього й фільтра Калмана робить ці два методи обґрунтованим вибором для впровадження.

Прозоро задокументоване обмеження якості даних для одного локомотива дозволяє спрямувати ресурси на перевірку конкретного датчика замість повторної перевірки всього парку.

Висновки. У результаті дослідження запропоновано комплексну методологію обробки телеметричних даних рівня палива маневрових локомотивів, яка об'єднує в єдиний конвеєр раніше опубліковані алгоритми сегментації [1] та детекції заправок з диференційованим згладжуванням [2], розширює методику класифікації шуму [3] до рівня повної вибірки сегментів і додає новий елемент — кількісне порівняння чотирьох методів усунення шуму. Застосування методики класифікації [3] до повної вибірки сегментів дало розподіл статистичних типів, який суттєво відрізняється від отриманого в [3] на меншій вибірці: дрейфовий тип, що там домінував, тут не виявлено жодного разу. Оскільки класифікація в обох роботах виконується до згладжування, розбіжність слід відносити до способу виділення сегментів і до некаліброваного порога дрейфового типу, а не до етапу обробки; розмежування цих причин визначено як напрям подальших досліджень.

Запропонований формалізований показник довіри детекції дозволяє пріоритезувати події для ручної перевірки на вибірках, де повна верифікація практично неможлива: перевірки потребує лише меншість подій із низькою довірою. Прямого порівняння з точністю, заявленою в [2], не проводилося.

З чотирьох порівняних методів до впровадження придатні два — фільтр ковзного середнього та фільтр Калмана з робастною оцінкою параметрів, які дають помірний і

передбачуваний приріст відношення сигнал/шум. Головний методичний результат цього порівняння — не рейтинг фільтрів, а виявлена непридатність самого показника: приріст відношення сигнал/шум, обчислений на ізольованому шумі, винагороджує фільтр, який найменше змінює вхідний сигнал, і тому не розрізняє якісну фільтрацію й підлаштування під шум. За цим критерієм вейвлет–порогову обробку не можна ні визнати кращою, ні рекомендувати до впровадження.

Незалежна валідація за контрольною балансовою моделлю показала лише часткове узгодження з даними, тому конвеєр слід вважати апробованим на рівні локальних характеристик сигналу — сегментації, детекції заправок і класифікації шуму, — але не на рівні інтегрального балансу витрати. Окремо задокументовано обмеження якості вхідних даних для одного локомотива вибірки, що важливо для коректної інтерпретації результатів у подальших дослідженнях.

Перспективними напрямами подальших досліджень є: запровадження метрики порівняння фільтрів, яка враховує спотворення корисної складової, зокрема перевірка на синтетичному сигналі з відомим рівнем шуму, та обробка всього ряду з доповненням його до потрібної довжини замість обрізання; уточнення критерію дрейфового статистичного типу шуму; порівняння формалізованого показника довіри детекції заправок із результатами ручної верифікації на контрольній підвибірці; адаптація розробленого конвеєра обробки для роботи в режимі, наближеному до реального часу.

ЛІТЕРАТУРА

1. Іващев Д., Герасимов В. Алгоритм сегментації даних вимірювань рівня палива на транспорті. Вимірювальна та обчислювальна техніка в технологічних процесах. 2025. № 2 (82). С. 419–425. DOI: 10.31891/2219–9365–2025–82–60.

2. Іващев Д., Герасимов В. Виділення подій заправки та обробка даних рівня палива маневрових локомотивів. Вимірювальна та обчислювальна техніка в технологічних процесах. 2025. № 4 (84). С. 323–326. DOI: 10.31891/2219–9365–2025–84–37.

3. Іващев Д., Герасимов В. Аналіз шуму в даних вимірювання рівня палива на транспорті. Вимірювальна та обчислювальна техніка в технологічних процесах. 2025. № 3 (83). С. 385–392. DOI: 10.31891/2219–9365–2025–83–47.

4. Welch P. D. The use of fast Fourier transform for the estimation of power spectra: a method based on time averaging over short, modified periodograms. IEEE Transactions on Audio and Electroacoustics. 1967. Vol. 15, No. 2. P. 70–73.
DOI: 10.1109/TAU.1967.1161901.

5. Donoho D. L., Johnstone I. M. Ideal spatial adaptation by wavelet shrinkage. Biometrika. 1994. Vol. 81, No. 3. P. 425–455. DOI: 10.1093/biomet/81.3.425.

6. Kalman R. E. A new approach to linear filtering and prediction problems. Journal of Basic Engineering. 1960. Vol. 82, No. 1. P. 35–45. DOI: 10.1115/1.3662552.

7. Dickey D. A., Fuller W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Journal of the American Statistical Association. 1979. Vol. 74, No. 366a. P. 427–431. DOI: 10.1080/01621459.1979.10482531.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

8. Kwiatkowski D., Phillips P. C. B., Schmidt P., Shin Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. Journal of Econometrics. 1992. Vol. 54, No. 1–3. P. 159–178. DOI: 10.1016/0304–4076(92)90104–Y.
9. Anderson T. W., Darling D. A. A test of goodness of fit. Journal of the American Statistical Association. 1954. Vol. 49, No. 268. P. 765–769. DOI: 10.1080/01621459.1954.10501232.

REFERENCES

1. Ivashchev, D., & Herasymov, V. (2025). Alhorytm sehmentatsii danykh vymiriuvan rivnia palyva na transporti [Algorithm for segmentation of fuel level measurement data in transport]. Vymiriuvalna ta Obchysliuvalna Tekhnika v Tekhnolohichnykh Protsesakh, 2(82), 419–425. https://doi.org/10.31891/2219–9365–2025–82–60
2. Ivashchev, D., & Herasymov, V. (2025). Vydilennia podii zapravky ta obrobka danykh rivnia palyva manevrovykh lokomotyviv [Refueling event detection and processing of fuel level data of shunting locomotives]. Vymiriuvalna ta Obchysliuvalna Tekhnika v Tekhnolohichnykh Protsesakh, 4(84), 323–326. https://doi.org/10.31891/2219–9365–2025–84–37
3. Ivashchev, D., & Herasymov, V. (2025). Analiz shumu v danykh vymiriuvannia rivnia palyva na transporti [Noise analysis in transport fuel level measurement data]. Vymiriuvalna ta Obchysliuvalna Tekhnika v Tekhnolohichnykh Protsesakh, 3(83), 385–392. https://doi.org/10.31891/2219–9365–2025–83–47
4. Welch, P. D. (1967). The use of fast Fourier transform for the estimation of power spectra: A method based on time averaging over short, modified periodograms. IEEE Transactions on Audio and Electroacoustics, 15(2), 70–73. https://doi.org/10.1109/TAU.1967.1161901
5. Donoho, D. L., & Johnstone, I. M. (1994). Ideal spatial adaptation by wavelet shrinkage. Biometrika, 81(3), 425–455. https://doi.org/10.1093/biomet/81.3.425
6. Kalman, R. E. (1960). A new approach to linear filtering and prediction problems. Journal of Basic Engineering, 82(1), 35–45. https://doi.org/10.1115/1.3662552
7. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Journal of the American Statistical Association, 74(366a), 427–431. https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531
8. Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. Journal of Econometrics, 54(1–3), 159–178. https://doi.org/10.1016/0304–4076(92)90104–Y
9. Anderson, T. W., & Darling, D. A. (1954). A test of goodness of fit. Journal of the American Statistical Association, 49(268), 765–769.
https://doi.org/10.1080/01621459.1954.10501232

Received 15.06.2026.
Accepted 17.08.2026.
Published 30.10.2026

A comprehensive methodology for processing fuel–level telemetry dat of shunting locomotives: nonlinear noise analysis and refueling event detection

Analysis of recent research and publications. The authors' previous work proposed an algorithm for time–series segmentation [1], differentiated adaptive smoothing with refueling detection [2], and classification of nonlinear noise by spectral and statistical type [3]. Each was validated on its own sample, and the noise classification is not accompanied by any as-

sessment of noise–removal effectiveness, which motivates merging these results into a single methodology.

Purpose of the study. To combine three previously published algorithms into a single fuel–level telemetry processing pipeline and to validate their joint operation on a common sample, with independent validation via a fuel–balance model.

Presentation of the main material. Three previously published algorithms were combined into a single pipeline, with a formalized confidence score added for every detected refueling event, accounting for the linearity and monotonicity of the level rise, level stability around the event, and a movement penalty. Noise classification was extended to the full segment sample, and four noise–removal methods were assessed by signal–to–noise gain. Validation used six locomotives: 280 refueling events at a mean confidence of 0.83, and 27,792 segments classified.

Conclusions. Colored noise predominates over white and the Gaussian type over the rest; the drift type that dominated in [3] was not observed in this sample. The moving average and Kalman filter give a stable gain of 1.3–4.2 dB, and the hybrid filter stays within 1.3–2.0 dB, whereas the formally highest wavelet figure reflects a property of the metric, which rewards the smallest change to the input noise. The balance model shows moderate linear agreement with the actual hourly consumption (R^2 = 0.19–0.52) for five of six locomotives — a control rather than a predictive tool.

Keywords: time series processing, digital signal filtering, adaptive differential smoothing, wavelet thresholding, robust estimation, event detection, noise classification, signal–to–noise ratio.

Іващев Даніїл Вадимович – аспірант кафедри електронних обчислювальних машин, Дніпровський національний університет імені Олеся Гончара, Дніпро, Україна.
ORCID https://orcid.org/0009–0002–0556–9418
Герасимов Володимир Володимирович – кандидат технічних наук, доцент, завідувач кафедри комп'ютерних наук та інформаційних технологій, Дніпровський національний університет імені Олеся Гончара, Дніпро, Україна.
ORCID https://orcid.org/0000–0002–1366–715X

Ivashchev Daniil Vadymovych – PhD student, Department of Electronic Computing Machinery, Oles Honchar Dnipro National University, Dnipro, Ukraine.
ORCID https://orcid.org/0009–0002–0556–9418
Herasymov Volodymyr Volodymyrovych – PhD (Tech), Associate Professor, Head of the Department of Computer Science and Information Technologies, Oles Honchar Dnipro National University, Dnipro, Ukraine.
ORCID https://orcid.org/0000–0002–1366–715X

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

DOI 10.34185/1562–9945–5–166–2026–12
УДК 622.776

Н.С. Прядко, Д.Д. Іванов

АВТОМАТИЧНЕ КЕРУВАННЯ ПРОЦЕСОМ СТРУМИННОГО ПОДРІБНЕННЯ ЗА АКУСТИЧНИМИ ІНФОРМАЦІЙНИМИ ОЗНАКАМИ: СТАН ТА ЗАВДАННЯ ДОСЛІДЖЕННЯ

Анотація. Проведено критичний аналіз передумов розвитку автоматичного керування процесом струминного подрібнення за акустичним зворотним зв'язком. Показано, що відомі акустичні інформаційні ознаки дають змогу ідентифікувати режими роботи подрібнювальної установки, а релейне керування подаванням матеріалу забезпечує підтримання завантаження камери поблизу раціональної області. Водночас порогове прийняття рішень недостатньо враховує статистичну мінливість інформаційних ознак і часові властивості інформаційного каналу. Обґрунтовано напрям подальших досліджень, пов'язаний із формуванням функцій належності за статистичними розподілами акустичних інформаційних ознак та створенням нечіткої системи автоматичного керування продуктивністю, у якій керуючий вплив на подавання матеріалу формується за результатами акустичної ідентифікації режиму подрібнення.
Ключові слова: струминне подрібнення, система автоматичного керування, акустичний сигнал, інформаційна ознака, нечітка логіка, функція належності, статистичний аналіз, продуктивність, завантаження подрібнювальної камери.

Постановка проблеми. Одержання тонкодисперсних і ультрадисперсних матеріалів є необхідною складовою технологічних процесів у гірничо–металургійній, хімічній, будівельній, фармацевтичній та інших галузях промисловості. Ступінь подрібнення вихідного матеріалу впливає на інтенсивність подальших фізико–хімічних процесів, якість готової продукції та ефективність використання сировини. Водночас тонке подрібнення характеризується значними енергетичними витратами, тому актуальним є забезпечення заданої дисперсності продукту за максимально можливої продуктивності та раціонального використання енергетичних ресурсів [1, 2].

Одним із технологічних засобів одержання тонкодисперсних матеріалів є струминне подрібнення. Руйнування частинок у струминному млині відбувається переважно внаслідок їх високоенергетичних зіткнень у потоці енергоносія. Відсутність тіл, що перемелюють, дає змогу зменшити забруднення готового продукту та обробляти тверді, абразивні й термочутливі матеріали. Проте ефективність процесу істотно залежить від завантаження подрібнювальної камери, тиску і витрати енергоносія, властивостей вихідного матеріалу, інтенсивності його подавання, режиму класифікації та циркуляції частинок [1, 3].

© Прядко Н.С., Іванов Д.Д. 2026
Copyright for this paper by its authors. Use permitted under License CC BY 4.0.
ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Як об’єкт автоматичного керування струминна подрібнювальна установка характеризується стохастичністю процесів руйнування і переміщення частинок, взаємним впливом технологічних параметрів, наявністю запізнення та складністю безпосереднього вимірювання поточного завантаження камери. За недостатнього завантаження зменшується кількість ефективних зіткнень частинок і неповно використовується енергія струменів. Надмірне завантаження погіршує умови прискорення частинок, знижує ефективність їх руйнування та створює небезпеку завалу установки. Тому підтримання завантаження камери в області раціонального технологічного режиму є однією з основних задач автоматичного керування процесом [3, 4].

Через технічну складність безпосереднього контролю маси матеріалу в камері для оцінювання стану процесу запропоновано використовувати акустичні сигнали, що виникають унаслідок взаємодії частинок між собою та з елементами технологічного обладнання. У попередніх дослідженнях установлено зв’язки між технологічними параметрами струминного подрібнення та амплітудними, енергетичними, частотними й комплексними інформаційними ознаками, які обчислюються за акустичними сигналами [1, 4]. На цій основі розроблено методи ідентифікації режимів роботи установки та алгоритми формування керуючих впливів на механізм подавання матеріалу [4, 5].

Для автоматичного підтримання завантаження подрібнювальної камери розроблено систему з релейним регулятором і зоною нечутливості, у якій оцінювання керованої величини здійснюється опосередковано за результатами спектрального аналізу акустичного сигналу [5]. Керуючий вплив у цій системі формується за результатом порівняння розрахованої інформаційної ознаки з установленими пороговими значеннями. Релейний закон забезпечує двопозиційну зміну положення засувки, але не відображає ступінь наближення стану процесу до межі перевантаження та невизначеність його ідентифікації за статистично мінливими значеннями інформаційних ознак. Властиве акустичному інформаційному каналу запізнення додатково ускладнює формування керуючого впливу за релейним законом.

Релейний алгоритм передбачає однозначну дію після перетину інформаційною ознакою встановленої межі. Такий підхід не відображає ступінь достовірності ідентифікації поточного стану та може спричиняти хибні або надмірно часті зміни положення виконавчого механізму. Наявність і параметри областей неоднозначності не можна задавати апріорно: їх необхідно перевірити за експериментальними вибірками для визначених режимів роботи. Об’єктом статистичного опрацювання при цьому мають бути не миттєві значення вихідного акустичного сигналу, а встановлені в попередніх дослідженнях інформаційні ознаки, придатні для обчислення в реальному часі.

Застосування нечіткої логіки створює можливість подати стан процесу через ступені належності до режимів недовантаження, раціонального завантаження і перевантаження. Нечіткі моделі вже використовували для відтворення залежностей між технологічними параметрами струминного млина, масою продукту та його дисперсністю [6]. Однак прогнозна нечітка модель процесу не є замкненою системою автоматичного ке-

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

рування за акустичним зворотним зв'язком. Параметри функцій належності для керування продуктивністю мають визначатися за статистичними розподілами інформаційних ознак зони подрібнення. Закон керування має враховувати інерційність каналу керування, мати процедуру верифікації ідентифікованого режиму та обмеження частоти зміни подавання матеріалу.

Таким чином, актуальною є науково–прикладна задача розвитку автоматичного керування струминним подрібненням шляхом створення нечіткого закону формування керуючого впливу на механізм подавання матеріалу за інформаційними ознаками режиму подрібнення. Розв'язання цієї задачі потребує встановлення статистичних характеристик ознак для режимів недовантаження, раціонального завантаження і перевантаження, формування функцій належності, урахування часових властивостей акустичного інформаційного каналу та кількісного порівняння нечіткого і відомого релейного законів керування завантаженням камери.

Аналіз останніх досліджень та публікацій. Дослідження струминного подрібнення, пов'язані з автоматизацією процесу, охоплюють чотири взаємопов'язані напрями: моделювання технологічних процесів у подрібнювальній установці; акустичний моніторинг зони подрібнення; ідентифікацію режимів завантаження камери; формування впливів на подавання матеріалу за результатами непрямих вимірювань. Розгляд цих напрямів як єдиної послідовності дає змогу оцінити функціональну повноту відомих рішень і визначити елементи, необхідні для замкненого нечіткого автоматичного керування.

Моделі технологічної частини струминної установки відтворюють вплив тиску енергоносія, інтенсивності подавання матеріалу, завантаження камери та частоти обертання ротора класифікатора на продуктивність і дисперсність продукту. Дослідження енергетичної густини струминного подрібнення підтвердили залежність ефективності процесу від режимних параметрів і властивостей матеріалу [2]. Для класифікатора одержано регресійні залежності об'ємної витрати вихідного потоку від витрати на вході та частоти обертання ротора з коефіцієнтами детермінації 0,88–0,95 [7]. Представлення струминної установки як об'єкта керування дало змогу виділити керуючі, контрольовані та збурюючі параметри, а також урахувати замкнений цикл руху матеріалу [3]. Ці моделі описують технологічні зв'язки, однак не забезпечують самостійного оперативного оцінювання стану камери й крупності продукту за змінних властивостей сировини.

Методи акустичного моніторингу створюють непрямий інформаційний канал, який не потребує зупинки установки для відбору проб. У працях [1, 8] установлено зв'язки амплітудно–частотних характеристик акустичних сигналів із завантаженням камери, продуктивністю, гранулометричним складом і дисперсністю продукту. Для аналізу запропоновано середню і максимальну амплітуди, енергію та потужність сигналів, дисперсію характерної частоти, деталізуючі вейвлет–коефіцієнти, спільну функцію густини ймовірності амплітуд у двох робочих зонах, а також комплексні технолого–акустичні критерії ефективності, оптимальності, циркуляції та енергоємності процесу [1].

Інформаційне призначення ознак залежить від місця реєстрації сигналу. У зоні подрібнення амплітудні, енергетичні та комплексні критерії відображають ступінь завантаження камери, інтенсивність руйнування частинок і відхилення процесу від режиму максимальної продуктивності [1, 4, 8]. Первинний акустичний сигнал є носієм даних, тоді як режим подрібнення характеризують обчислені за ним інформаційні ознаки. Статистичні вибірки для побудови функцій належності мають формуватися за значеннями цих ознак у режимах недовантаження, раціонального завантаження і перевантаження.

На основі встановлених зв’язків розроблено метод керування масовою витратою матеріалу за акустичним моніторингом [4] і структурну схему системи автоматичного керування струминною установкою за критерієм максимальної продуктивності [9]. У системі [9] сигнал з зони подрібнення після підсилення та аналого–цифрового перетворення усереднюється на заданому інтервалі; одержане значення використовується для формування впливу на привод регульованого завантажувального бункера. Модель ураховує динаміку бункера, камери, класифікатора та циркуляційного потоку, але межі технологічних станів визначаються встановленими контрольними значеннями акустичних параметрів.

Завершеним варіантом замкненого керування завантаженням є система з релейним регулятором і зоною нечутливості ±2 % [5]. У моделі враховано інерційність матеріальних потоків і запізнення, необхідне для накопичення вибірки та спектрального аналізу сигналу. Релейний закон забезпечив утримання заповнення камери й потоків класифікатора в діапазоні ±3,5 %, період перемикань виконавчого механізму 14–15 с та підвищення продуктивності приблизно на 10 % [5]. Дискретне перемикання визначається фактом перетину порогової межі й не містить оцінки ступеня належності поточного стану до суміжних режимів.

Нечітку логіку для струминного подрібнення застосовано у моделі FLMill [6]. Вхідними змінними моделі є тиск робочого повітря, частота обертання ротора класифікатора і тривалість досліду, а вихідними – маса продукту та середній діаметр частинок за Заутером. Трикутні й сталі функції належності забезпечили відтворення нелінійних залежностей та оптимізацію режимних параметрів у широкій області умов [6]. Водночас FLMill є моделлю процесу з технологічними входами, а не регулятором у замкненому контурі з акустичним зворотним зв’язком; її функції належності не визначаються статистичними розподілами акустичних інформаційних ознак.

Сучасні методи опрацювання акустичних даних розвиваються в напрямі виділення прихованих компонентів і статистичної класифікації станів. Для сигналів контролю струминного подрібнення запропоновано сингулярний спектральний аналіз, який підвищує якість фільтрації, виявлення закономірностей і прогнозування змін часових рядів [10]. У суміжних процесах шліфування показано, що результат ідентифікації істотно залежить від тривалості вікна, частотного діапазону датчика та складу ознак у часовій, частотній і часо–частотній областях [11]. Ці результати підтверджують необхід-

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

ність обґрунтованого вибору інформаційних ознак і параметрів їх накопичення, але не розв'язують задачу формування керуючих впливів для струминної установки.

Функціональне зіставлення розглянутих підходів наведено в таблиці 1. Повна позначка відповідає безпосередній реалізації певної функції в описаному підході; часткова – її допоміжному, опосередкованому або проєктному використанню. Матриця показує наявність тієї чи іншої функції в різних підходах щодо вирішення завдання й не містить кількісної оцінки ефективності підходу, тому в ній відсутні суб'єктивні бальні показники.

Таблиця 1

Функціональна повнота відомих підходів щодо керування продуктивністю струминного подрібнення

Клас підходів	F1	F2	F3	F4	F5	F6
Технологічні та регресійні моделі [2, 3]	○	○	◐	○	○	○
Акустичний моніторинг та ідентифікація режимів [1, 8]	●	●	●	○	◐	○
САК на основі експериментальних даних [9]	●	●	●	●	○	○
Керування масовою витратою за акустичним каналом [4]	●	●	●	●	○	○
Релейне керування завантаженням камери [5]	●	●	●	●	○	○
Нечітка модель процесу подрібнення [6]	○	○	◐	○	○	◐
Напрям дослідження: нечітке керування продуктивністю	●	●	●	●	●	●

● – реалізовано; ◐ – реалізовано частково або опосередковано; ○ – не реалізовано.
F1 – акустичний моніторинг; F2 – формування інформаційних ознак за результатом моніторингу; F3 – ідентифікація режиму подрібнення; F4 – замкнене автоматичне керування подаванням матеріалу; F5 – статистичне подання невизначеності ознак; F6 – нечітке формування керуючого впливу. Позначки характеризують наявність функції, а не ефективність підходу.

Матриця показує, що замкнене керування подаванням матеріалу за акустичним інформаційним каналом реалізовано в підходах [4, 5, 9]. У цих рішеннях не передбачено статистичного подання невизначеності інформаційних ознак і нечіткого формування керуючого впливу. Нечітка модель [6] відтворює нелінійні залежності процесу, але не утворює замкненого акустичного контуру. Невирішеною залишається інтеграція акустичної ідентифікації режиму та нечіткого закону керування продуктивністю зі статистично обґрунтованими межами технологічних станів.

Мета дослідження. Метою дослідження є систематизація підходів до автоматичного керування струминним подрібненням за акустичним зворотним зв'язком та обґрунтування структури і завдань створення системи нечіткого автоматичного керування продуктивністю, у якій вплив на механізм подавання матеріалу формується за функціями належності, визначеними зі статистичних розподілів акустичних інформаційних ознак зони подрібнення.

Досягнення поставленої мети передбачає класифікацію відомих методів за повнотою реалізованих функцій; установлення меж застосовності акустичних ознак режиму подрібнення для оцінювання продуктивності; формування переліку статистичних і часових характеристик, необхідних для побудови функцій належності та бази нечітких правил; обґрунтування структури замкненого контуру; визначення показників порівняльного оцінювання нечіткого і релейного автоматичного керування подаванням матеріалу.

Викладення основного матеріалу дослідження. Струминна подрібнювальна установка функціонує як система з двома технологічно пов'язаними, але функціонально відокремленими контурами автоматичного керування (рис. 1). Контур продуктивності формує вплив на положення засувки завантажувального бункера, тоді як контур якості змінює частоту обертання ротора класифікатора. Різні керовані величини та виконавчі механізми дають змогу синтезувати закони керування окремо. Водночас зміна режиму класифікації змінює циркуляційне навантаження, тому для контуру продуктивності ця дія враховується як збурення.

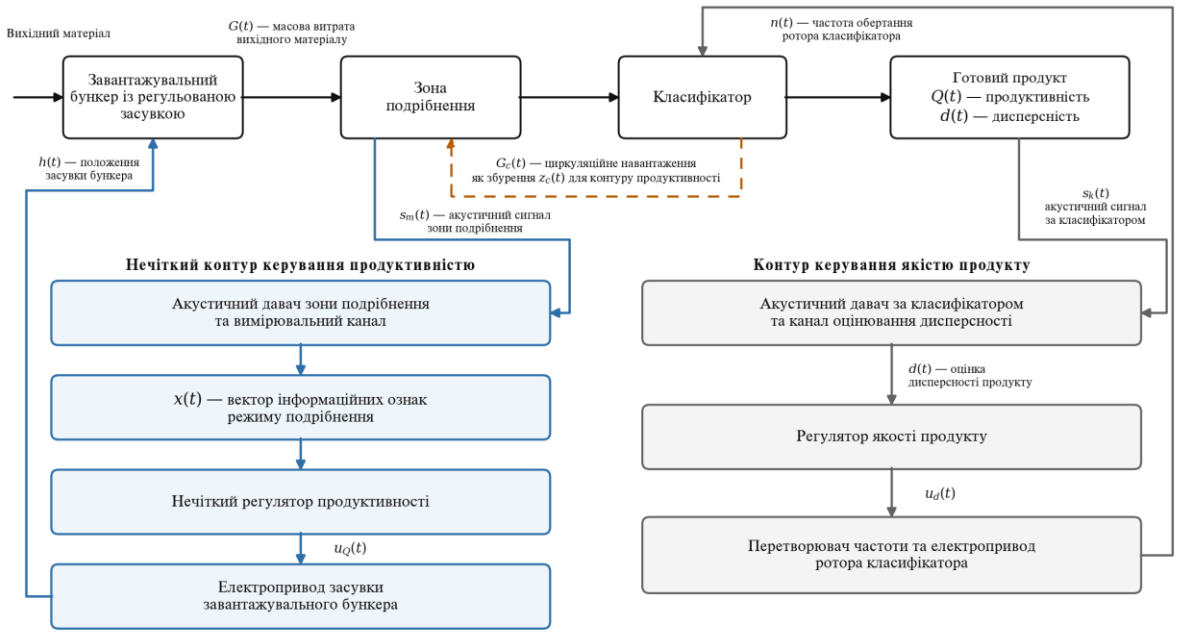


Рисунок 1 – Структура двоконтурного автоматичного керування струминною подрібнювальною установкою

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

У нечіткому контурі керування продуктивністю керуючий сигнал надходить до електропривода засувки завантажувального бункера. Положення засувки $h(t)$ визначає масову витрату вихідного матеріалу $G(t)$, яка безпосередньо впливає на завантаження зони подрібнення та продуктивність $Q(t)$. Стан процесу оцінюється за акустичним сигналом $s_m(t)$, зареєстрованим у зоні подрібнення. Після попереднього опрацювання сигнал перетворюється на вектор інформаційних ознак $x(t)$, що характеризує режими недовантаження, раціонального завантаження та перевантаження камери [1, 4, 8, 9]. Нечіткий регулятор формує вплив лише на канал подавання вихідного матеріалу.

У контурі керування якістю акустичний сигнал $s_k(t)$, зареєстрований за класифікатором, використовується для оцінювання дисперсності готового продукту $d(t)$. Регулятор якості формує сигнал для перетворювача частоти та електропривода ротора класифікатора, змінюючи частоту його обертання $n(t)$. Зміна $n(t)$ впливає на межу розділення частинок і величину циркуляційного навантаження $G_c(t)$. Для контуру продуктивності циркуляційне навантаження є збуренням $z_c(t)$, оскільки воно змінює завантаження камери та інтенсивність зіткнень частинок [3, 7, 9]. Отже, функціональна відокремленість критеріїв двох контурів не означає динамічної розв'язаності технологічного об'єкта; взаємний вплив враховується через матеріальний циркуляційний потік.

Інформаційна основа нечіткого керування. До вектора $x(t)$ доцільно включати лише ознаки, для яких попередніми дослідженнями встановлено стійкий зв'язок із завантаженням камери та продуктивністю. Потенційними складовими є амплітудні, енергетичні, частотні та комплексні технолого–акустичні критерії [1, 4, 8]. Остаточний склад вектора визначається не кількістю доступних параметрів, а роздільною здатністю щодо суміжних технологічних режимів, стійкістю до зміни властивостей матеріалу, кореляційною надлишковістю та тривалістю обчислення в реальному часі.

Статистичне формування функцій належності. Для кожної відібраної ознаки мають бути сформовані експериментальні вибірки, що відповідають режимам недовантаження, раціонального завантаження і перевантаження. Положення, розсіювання та області перекриття емпіричних розподілів визначають параметри функцій належності. За такого підходу межі нечітких термів відображають фактичну статистичну мінливість інформаційних ознак, а не задаються виключно за експертними припущеннями. Області перекриття розподілів інтерпретуються як зони неоднозначної ідентифікації технологічного стану.

Вибір мінімально достатнього вектора ознак. Окрема інформаційна ознака може не забезпечувати стійкого розділення режимів у всій області роботи установки. У цьому разі рішення має ґрунтуватися на сукупності взаємодоповнювальних ознак. Перед їх об'єднанням необхідно оцінити взаємну кореляцію, статистичну значущість відмінностей між режимами та чутливість до зміни гранулометричного складу і фізико–механічних властивостей вихідного матеріалу. Обмеження розмірності вектора зменшує обчислювальне запізнення та підвищує придатність алгоритму до реалізації в реальному часі.

Урахування часових властивостей інформаційного каналу. Розмір вікна накопичення акустичних даних визначає компроміс між статистичною стійкістю ознак і

швидкодією системи. До загального запізнення входять час накопичення вибірки, попереднього опрацювання сигналу, обчислення ознак, формування нечіткого висновку, зміни положення засувки та перебудови матеріальних потоків у камері. Керуюче рішення має підтверджуватися послідовністю інформаційних вікон, а частота зміни положення засувки повинна узгоджуватися з інерційністю подрібнювальної установки. Це обмежує надмірно часті спрацьовування виконавчого механізму та зменшує ризик реакції на короткочасні акустичні відхилення.

Формування нечіткого керуючого впливу. Вхідними змінними регулятора є ступені належності поточного стану до основних режимів подрібнення, а також, за результатами перевірки інформативності, напрям і швидкість зміни окремих ознак. За недовантаження керуючий вплив має збільшувати подавання матеріалу; у раціональній області – утримувати або коригувати його з малою інтенсивністю; за наближення до перевантаження – завчасно зменшувати подавання. Величина корекції визначається не лише ідентифікованим класом, а й ступенем належності та стійкістю його підтвердження у часі. На виході регулятора необхідно врахувати допустимий діапазон положення засувки і максимальну швидкість зміни її положення.

Порівняльне оцінювання законів керування. Нечіткий і відомий релейний закони мають порівнюватися за однакових послідовностей зміни властивостей та витрати вихідного матеріалу, циркуляційного навантаження і режиму класифікації. До показників оцінювання належать середня продуктивність, коефіцієнт її варіації, частка часу перебування в області раціонального завантаження, тривалість і частота наближення до перевантаження, час відновлення режиму після збурення та кількість спрацьовувань електропривода засувки. Таке зіставлення дає змогу відокремити підвищення продуктивності від небажаного зменшення запасу технологічної стійкості.

Завдання подальшого експериментального дослідження. Експериментальна програма має охоплювати усталені режими та переходи між ними, різні рівні подавання матеріалу, зміни частоти обертання класифікатора і варіації властивостей сировини. Для кожного режиму необхідно синхронно реєструвати акустичні сигнали, положення засувки, частоту обертання ротора, продуктивність і показники дисперсності. Одержані дані використовуються для статистичної перевірки ознак, побудови функцій належності, формування бази правил і незалежної перевірки нечіткого регулятора на вибірках, які не застосовувалися під час його параметризації.

Прогнозовані результати та практична значущість. Результатом подальшого дослідження має стати статистично обґрунтований склад акустичних інформаційних ознак, параметризовані за експериментальними розподілами функції належності, база нечітких правил і замкнена модель контуру керування продуктивністю. Практична значущість полягає у можливості зменшення частоти необґрунтованих переміщень засувки, підвищення тривалості роботи в області раціонального завантаження та збереження запасу до перевантаження за дії технологічних збурень. Кількісні переваги порівняно з релейним законом мають бути встановлені за результатами моделювання й експериментальної перевірки.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Висновки. Проведений аналіз підтвердив, що акустичні інформаційні ознаки зони подрібнення можуть бути використані для опосередкованого оцінювання завантаження камери та формування зворотного зв'язку в системі автоматичного керування продуктивністю струминної установки. Розроблені раніше порогові й релейні алгоритми забезпечують коригування подавання матеріалу, однак не враховують ступінь невизначеності ідентифікації режиму в областях перекриття статистичних розподілів ознак та часові обмеження акустичного інформаційного каналу.

Структура автоматичного керування струминною подрібнювальною установкою містить функціонально відокремлені контури продуктивності та якості продукту. Нечіткий закон керування доцільно реалізовувати в контурі продуктивності шляхом зміни положення засувки завантажувального бункера. Контур якості діє на частоту обертання ротора класифікатора, а зумовлена зміною режиму класифікації варіація циркуляційного навантаження враховується в контурі продуктивності як технологічне збурення.

Формування функцій належності має ґрунтуватися на статистичних розподілах інформативних амплітудних, енергетичних, частотних і комплексних ознак для ідентифікованих режимів подрібнення. Склад вектору ознак визначається за їхньою роздільною здатністю, статистичною стійкістю, кореляційною надлишковістю та тривалістю обчислення. Нечіткий регулятор повинен ураховувати не лише поточний рівень ознак, а й напрям та швидкість їх зміни, тривалість підтвердження стану та допустиму частоту переміщення засувки.

Подальша перевірка запропонованого підходу передбачає параметризацію функцій належності за експериментальними вибірками, формування бази нечітких правил і порівняння нечіткого та релейного законів за середньою продуктивністю, варіацією продуктивності, тривалістю роботи в області раціонального завантаження, запасом до перевантаження, часом відновлення після збурення та кількістю спрацьовувань електропривода засувки. Сукупність цих показників дає змогу оцінити підвищення ефективності керування продуктивністю струминної установки без зниження технологічної стійкості процесу подрібнення.

ЛІТЕРАТУРА

1. Pryadko N.S., Ternova K.V. Acoustic Monitoring of Jet Grinding. Kyiv: Akademperiodyka, 2020. 192 p. DOI: https://doi.org/10.15407/akademperiodyka.409.192.

2. Urbaniak D., Otwinowski H., Wyleciał T., Zhukov V. P., Barochkin A. Y., Boryca J. Research on the Grinding Energy Density in a Jet Mill. Materials. 2021. Vol. 14, No. 8. Article 2008. DOI: https://doi.org/10.3390/ma14082008.

3. Pryadko N. S., Bublikov A. V., Ternova K. V., Muzyka L. V. Jet Grinding as a Control Object. System Technologies. 2021. No. 2 (133). P. 119–126.
DOI: https://doi.org/10.34185/1562–9945–2–133–2021–13.

4. Muzyka L. V., Pryadko N. S., Strelnikov H. A., Grenev A. F. Control of Mass Flow in Jet Mill on the Base of Acoustic Monitoring. Naukovyi Visnyk Natsionalnoho Hirnychoho Universytetu. 2019. No. 4. P. 5–10. DOI: https://doi.org/10.29202/nvngu/2019–4/3.

5. Bublikov A.V., Pilov P.I., Pryadko N. S., Papaika Y. A., Ternova K. V. Automatic Control of Jet Grinding on the Basis of Acoustic Monitoring of Mill Operating Zones. Naukovyi Visnyk Natsionalnoho Hirnychoho Universytetu. 2021. No. 4. P. 29–34.
DOI: https://doi.org/10.33271/nvngu/2021–4/029.
6. Krzywanski J., Urbaniak D., Otwinowski H., Wyleciał T., Sosnowski M. Fluidized Bed Jet Milling Process Optimized for Mass and Particle Size with a Fuzzy Logic Approach. Materials. 2020. Vol. 13, No. 15. Article 3303. DOI: https://doi.org/10.3390/ma13153303.
7. Ternova K.V., Muzyka L.V., Pryadko N.S. Regression Model of the Classification Process at Jet Grinding. System Technologies. 2019. No. 6 (125). P. 113–120.
DOI: https://doi.org/10.34185/1562–9945–6–125–2019–11.
8. Pryadko N. S., Ternova K. V., Strelnykov H. O., Muzyka L. V., Verhorobina I. V. Acoustic Method of Jet Grinding Study and Control. E3S Web of Conferences. 2019. Vol. 109. Article 00074. DOI: https://doi.org/10.1051/e3sconf/201910900074.
9. Pryadko N.S., Bublikov A.V., Muzyka L.V. Automatic Control System of Jet Grinding Based on Experimental Data. System Technologies. 2020. No. 2 (127). P. 140–149.
DOI: https://doi.org/10.34185/1562–9945–2–127–2020–11.
10. Holinko O.V., Alekseev M.O., Holinko V.I., Zabelina V.A. Application of Singular Spectral Analysis in Control Systems of Technological Processes and Explosion Safety Control of Facilities. Radio Electronics, Computer Science, Control. 2025. No. 1. P. 209–219.
DOI: https://doi.org/10.15588/1607–3274–2025–1–19.
11. Shen C.H. Acoustic Emission Based Grinding Wheel Wear Monitoring: Signal Processing and Feature Extraction. Applied Acoustics. 2022. Vol. 196. Article 108863.
DOI: https://doi.org/10.1016/j.apacoust.2022.108863.

REFERENCES

1. Pryadko, N.S., & Ternova, K.V. (2020). Acoustic monitoring of jet grinding. Akademperiodyka. https://doi.org/10.15407/akademperiodyka.409.192
2. Urbaniak, D., Otwinowski, H., Wyleciał, T., Zhukov, V. P., Barochkin, A. Y., & Boryca, J. (2021). Research on the grinding energy density in a jet mill. Materials, 14(8), 2008. https://doi.org/10.3390/ma14082008
3. Pryadko, N.S., Bublikov, A.V., Ternova, K.V., & Muzyka, L.V. (2021). Jet grinding as a control object. System Technologies, 2(133), 119–126. https://doi.org/10.34185/1562–9945–2–133–2021–13
4. Muzyka, L.V., Pryadko, N. S., Strelnikov, H.A., & Grenev, A.F. (2019). Control of mass flow in jet mill on the base of acoustic monitoring. Naukovyi Visnyk Natsionalnoho Hirnychoho Universytetu, (4), 5–10. https://doi.org/10.29202/nvngu/2019–4/3
5. Bublikov, A.V., Pilov, P. I., Pryadko, N. S., Papaika, Y. A., & Ternova, K. V. (2021). Automatic control of jet grinding on the basis of acoustic monitoring of mill operating zones. Naukovyi Visnyk Natsionalnoho Hirnychoho Universytetu, (4), 29–34. https://doi.org/10.33271/nvngu/2021–4/029

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

6. Krzywanski, J., Urbaniak, D., Otwinowski, H., Wyleciał, T., & Sosnowski, M. (2020). Fluidized bed jet milling process optimized for mass and particle size with a fuzzy logic approach. Materials, 13(15), 3303. https://doi.org/10.3390/ma13153303
7. Ternova, K. V., Muzyka, L. V., & Pryadko, N. S. (2019). Regression model of the classification process at jet grinding. System Technologies, 6(125), 113–120.
https://doi.org/10.34185/1562–9945–6–125–2019–11
8. Pryadko, N. S., Ternova, K. V., Strelnykov, H. O., Muzyka, L. V., & Verhorobina, I. V. (2019). Acoustic method of jet grinding study and control. E3S Web of Conferences, 109, 00074. https://doi.org/10.1051/e3sconf/201910900074
9. Pryadko, N. S., Bublikov, A. V., & Muzyka, L. V. (2020). Automatic control system of jet grinding based on experimental data. System Technologies, 2(127), 140–149.
https://doi.org/10.34185/1562–9945–2–127–2020–11
10. Holinko, O. V., Alekseev, M. O., Holinko, V. I., & Zabelina, V. A. (2025). Application of singular spectral analysis in control systems of technological processes and explosion safety control of facilities. Radio Electronics, Computer Science, Control, (1), 209–219.
https://doi.org/10.15588/1607–3274–2025–1–19
11. Shen, C. H. (2022). Acoustic emission based grinding wheel wear monitoring: Signal processing and feature extraction. Applied Acoustics, 196, 108863.
https://doi.org/10.1016/j.apacoust.2022.108863

Received 16.06.2026.
Accepted 17.08.2026.
Published 30.10.2026

Automatic control of the jet milling process based on acoustic information features: current status and research objectives

A critical analysis of the prerequisites for developing automatic control of the jet milling process using acoustic feedback is presented. It is shown that known acoustic information features enable the identification of the operating modes of the milling unit, while relay–based control of material feed ensures that the chamber load is maintained near an optimal range. However, threshold–based decision–making fails to adequately account for the statistical variability of these features or the temporal characteristics of the information channel. A direction for future research is proposed, involving the construction of membership functions based on the statistical distributions of acoustic features and the development of a fuzzy automatic control system for throughput, where the control action on material feed is determined by the acoustic identification of the milling mode.

The analysis confirms that acoustic features from the milling zone can be utilized for the indirect estimation of chamber load and for establishing feedback within an automatic throughput control system for jet milling units. While previously developed threshold and relay–based algorithms allow for the adjustment of material feed, they do not account for the degree of uncertainty in mode identification—particularly where the statistical distributions of features overlap—nor do they consider the temporal limitations of the acoustic information channel.

Keywords: jet milling, automatic control system, acoustic signal, informational feature, fuzzy logic, membership function, statistical analysis, throughput, loading of the grinding chamber.

Прядко Наталія Сергіївна – завідувач відділу термогазодинаміки енергетичних установок Інституту технічної механіки НАНУ і ДКАУ.
ORCID: https://orcid.org/0000-0003-1656-1681
Іванов Даніїл Дмитрович – здобувач групи АРа-25-10 НТУ "Дніпровська політехніка", Україна.
ORCID: https://orcid.org/0009-0000-4503-5141.

Pryadko Nataliia – Head of Termogasdynamic Department of ITM NASU and SSAU.
ORCID: https://orcid.org/0000-0003-1656-1681
Ivanov Daniil – graduate student of the group APa-25-10, Dnipro University of Technology, Dnipro, Ukraine.
ORCID: https://orcid.org/0009-0000-4503-5141.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

DOI 10.34185/1562–9945–5–166–2026–13
УДК 004.056

Х.В. Ліп’яніна–Гончаренко, І.В. Ігнатєв, М.П. Комар, В.С Пойдич

ІНФОРМАЦІЙНА МОДЕЛЬ ДАНИХ, ВІДТВОРЮВАНІСТЬ І ПРОЦЕДУРНА ПІДЗВІТНІСТЬ У СИСТЕМІ МОНІТОРИНГУ ІНФОРМАЦІЙНИХ ЗАГРОЗ

Анотація. Статтю присвячено обґрунтуванню інформаційної моделі даних для систем моніторингу інформаційних загроз, орієнтованої на забезпечення відтворюваності обчислень та процедурної підзвітності. Автором запропоновано розглядати збагачений запис новинного повідомлення як єдиний чотиришаровий інтеграційний каркас. Він об’єднує первинні текстові поля, метадані джерела, оцінки аналітичних модулів (тематику, тональність, інверсію) та службові атрибути якості. Визначено технічні підстави забезпечення відтворюваності результатів через фіксацію конфігурацій і версійності компонентів. Доведено необхідність наскрізного аудитного сліду та інтеграції експертного контуру «людина–система» для аналізу чутливого контенту. Практична цінність полягає у створенні методологічної основи для побудови прозорих і підзвітних систем медіамоніторингу.
Ключові слова: інформаційна модель даних, моніторинг інформаційних загроз, відтворюваність результатів, процедурна підзвітність, аудитний слід, аналіз медіаконтенту, контур «людина–система», життєвий цикл даних

Постановка проблеми. Стрімке зростання обсягів цифрового медіаконтенту, висока швидкість оновлення новинних потоків і ускладнення форм інформаційного впливу зумовлюють потребу в створенні систем, здатних не лише автоматизовано аналізувати повідомлення, а й забезпечувати контроль якості даних, повторюваність результатів та прозорість процедур ухвалення рішень. Для задач моніторингу інформаційних загроз цього недостатньо досягати лише високих показників класифікації, оскільки практична придатність системи визначається також тим, наскільки коректно організовано дані, чи можна відтворити результат за однакових умов і чи існує аудитний слід, який дозволяє перевірити підстави автоматизованого висновку.

Особливої актуальності ця проблема набуває в умовах багатомовного та динамічного інформаційного середовища, де новинні повідомлення надходять із різних джерел, проходять різні процедури передоброблення, можуть містити перекладені або змішаномовні фрагменти та потребують послідовного проходження через кілька аналітичних модулів. За таких умов інформаційна модель даних повинна виконувати не лише функцію збереження запису, а й роль інтеграційного каркаса, який поєднує первинні текстові поля, метадані джерела, результати аналітичних модулів, службові параметри контролю якості, версійність компонентів і журнал рішень.

© Ліп’яніна-Гончаренко Х.В., Ігнатєв І.В., Комар М.П., Пойдич В.С, 2026
Copyright for this paper by its authors. Use permitted under License CC BY 4.0.
ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Аналіз останніх досліджень і публікацій. У сучасних дослідженнях, пов'язаних із моніторингом ризикового медіаконтенту, виокремлюються щонайменше чотири взаємопов'язані напрями: документування та формалізація даних, забезпечення відтворюваності експериментів, аудит і процедурна підзвітність алгоритмічних систем, а також прикладні системи виявлення неправдивих або маніпулятивних новин. Для задачі побудови системи моніторингу інформаційних загроз ці напрями є взаємодоповнювальними, оскільки якість рішення визначається не лише точністю аналітичного модуля, а й структурою запису даних, контролем життєвого циклу корпусу, можливістю повторного відтворення результатів і наявністю аудитного сліду [1]–[10].

Першу групу становлять підходи, зосереджені на структурованому описі даних і походження корпусів. У роботі E. M. Bender та B. Friedman запропоновано концепцію data statements, яка орієнтована на формалізований опис мовних даних з урахуванням їхнього соціального, мовного та прикладного контексту [1]. Подальшим розвитком цього напряму стали datasheets for datasets, у яких T. Gebru та співавтори пропонують стандартизований опис мотивації створення набору даних, його складу, процедури збирання, рекомендованих способів використання та обмежень [2]. З погляду побудови систем моніторингу інформаційних загроз такі підходи є принципово важливими, оскільки переводять корпус із рівня неформальної колекції текстів на рівень документованого об'єкта з фіксованими властивостями, проте вони зосереджені переважно на документуванні набору даних і не задають повної інформаційної моделі окремого запису новинного повідомлення, придатної до інтеграції з аналітичними модулями та журналом рішень [1], [2].

Другий близький напрям пов'язаний із документуванням моделей і систем підтримки прийняття рішень. У праці про model cards запропоновано супроводжувати моделі короткими структурованими документами, які розкривають призначення моделі, умови її застосування, показники якості та обмеження [3]. У роботі F. Königstorfer і S. Thalmann показано, що традиційної програмної документації недостатньо для перевірки систем штучного інтелекту в регульованих сценаріях, а специфічна для ШІ документація є необхідною умовою підзвітності та проходження аудиту [4]. Для нашої задачі ці підходи цінні тим, що акцентують увагу на структурованому документуванні конфігурацій, обмежень і джерел доказів, однак вони також не розв'язують повністю проблему інтегрованого представлення даних, проміжних оцінок і службових атрибутів усередині єдиного запису новинного повідомлення [3], [4].

Третю групу утворюють дослідження, присвячені відтворюваності в галузі опрацювання природної мови. У роботі I. Magnusson, N. A. Smith і J. Dodge проаналізовано 10 405 відповідей на NLP Reproducibility Checklist і показано, що після її запровадження покращилося звітування про ефективність, параметри навчання та статистичні характеристики експериментів, однак відкритість коду, даних і процедур залишається неповною [5]. У праці A. Belz, M. Popovic і S. Mille запропоновано quantified reproducibility assessment — метод кількісного оцінювання ступеня відтворюваності результатів на основі багатьох повторних відтворень [6]. Ці дослідження мають безпосе-

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

реднє значення для систем моніторингу інформаційних загроз, оскільки демонструють, що відтворюваність не може забезпечуватися декларативно і потребує фіксації параметрів запуску, редакцій компонентів, структури вибірок і протоколів оцінювання. Водночас вони орієнтовані переважно на відтворення експериментів у NLP і не деталізують побудову інформаційної моделі даних як носія технічних підстав повторного відтворення в прикладній системі моніторингу [5], [6].

Четвертий напрям стосується аудиту та процедурної підзвітності систем штучного інтелекту. У роботі J. Mökander узагальнено правові, етичні та технічні підходи до аудиту ШІ та показано, що сучасний аудит алгоритмічних систем потребує як технологічно орієнтованих, так і процесно орієнтованих підходів [7]. У дослідженні M. Minkkinen, J. Laine і M. Mäntymäki запропоновано концепцію безперервного аудиту ШІ як майже реального часу електронної системи підтримки аудиторів, яка постійно перевіряє узгодженість системи з релевантними нормами й стандартами [8]. Для задачі моніторингу інформаційних загроз ці праці є особливо важливими, оскільки вони переводять питання підзвітності з рівня загальних принципів на рівень процедур, журналів, правил ескалації та контрольованої взаємодії людини із системою. Проте в них не розглянуто спеціально питання інформаційної моделі запису новинного повідомлення як первинного носія аудитного сліду в текстоцентричних системах аналізу медіаконтенту [7], [8].

П’ятий напрям репрезентують прикладні системи виявлення неправдивих новин і пояснюваного аналізу ризикового контенту. У роботі N. Cavus, M. Goksu і B. Oktekin представлено систему FANDC, у якій автори прямо вказують на брак систем виявлення неправдивих новин, здатних функціонувати в мережевому середовищі та в режимі, наближеному до реального часу [9]. У більш новій праці W. Ji та співавторів наголошено, що значна частина наявних рішень залишається «чорними скриньками», оскільки спирається на приховану взаємодію внутрішніх ознак і не забезпечує належної пояснюваності результатів [10]. Ці системи демонструють високий рівень розвитку прикладних методів класифікації та верифікації медіаконтенту, однак їхній головний акцент зосереджено на точності виявлення, а не на структурі запису даних, життєвому циклі корпусу, версійності словників, процедурній підзвітності та механізмах відтворення рішень у межах єдиного технологічного контуру [9], [10].

Отже, аналіз наукових джерел показує, що наявні рішення сформували важливий методологічний фундамент для побудови підзвітних систем аналізу медіаконтенту: data statements і datasheets задали підходи до документування даних [1], [2]; model cards та AI–specific documentation — до структурованого опису моделей і систем [3], [4]; дослідження з відтворюваності в NLP — до фіксації умов повторного відтворення результатів [5], [6]; а праці з аудиту ШІ — до розуміння процедурної підзвітності, журналювання та безперервного контролю [7], [8]. Водночас недостатньо розробленим залишається підхід, у межах якого ці вимоги поєднуються в єдиній інформаційній моделі запису новинного повідомлення, придатній до інтеграції з аналітичними модулями, збереження проміжних оцінок, формування аудитного сліду та підтримки контуру «людина–система». Саме ця прогалина й визначає доцільність розроблення інфор-

маційної моделі даних, орієнтованої на відтворюваність і процедурну підзвітність у системі моніторингу інформаційних загроз.

Попри значну кількість праць, присвячених документуванню наборів даних, опису моделей, відтворюваності експериментів та аудиту систем штучного інтелекту [1]–[10], у наявних дослідженнях недостатньо розробленим залишається підхід, у межах якого ці вимоги поєднувалися б у єдиній інформаційній моделі запису новинного повідомлення. Зокрема, більшість відомих рішень зосереджується або на документуванні наборів даних і моделей, або на окремих аспектах повторного відтворення результатів, або на загальних принципах аудиту, однак значно меншою мірою висвітлює питання інтеграції первинних текстових полів, метаданих, проміжних аналітичних оцінок, службових атрибутів контролю якості та журналу рішень у межах одного структурованого запису.

Недостатньо дослідженими залишаються також питання організації життєвого циклу даних у системах моніторингу інформаційних загроз, де контроль якості повинен виконуватися наскрізно на етапах збирання, очищення, збереження та використання даних, а результати аналізу мають супроводжуватися редакціями словників, конфігурацій, параметрами запуску та іншими службовими ознаками, необхідними для повторного відтворення. Окремої уваги потребує і процедурна підзвітність, оскільки в більшості прикладних систем питання аудитного сліду, причин ескалації та фіксації участі експерта не інтегровані безпосередньо в інформаційну модель даних. Саме тому актуальним науково–прикладним завданням є розроблення такої інформаційної моделі, яка б поєднувала структуроване подання новинного повідомлення, механізми відтворюваності результатів і засоби формування процедурно повного аудитного сліду в межах системи моніторингу інформаційних загроз.

Мета дослідження є обґрунтування інформаційної моделі даних, механізмів забезпечення відтворюваності та принципів процедурної підзвітності в системі моніторингу інформаційних загроз. Для досягнення поставленої мети у роботі розглянуто структуру запису новинного повідомлення, життєвий цикл даних, службові поля контролю якості, параметри повторного відтворення результатів, а також роль аудитного сліду й контуру «людина–система» у перевірці та поясненні автоматизованих рішень.

Викладення основного матеріалу дослідження. У межах розроблення системи моніторингу інформаційних загроз інформаційну модель даних доцільно розглядати не як сукупність ізольованих полів, а як формалізований спосіб подання новинного повідомлення, який забезпечує його послідовне проходження через усі етапи аналітичного опрацювання, збереження проміжних і підсумкових результатів, а також можливість їх повторного відтворення. Такий підхід дає змогу перетворити сирий текстовий матеріал із зовнішнього джерела на структурований запис, у межах якого поєднуються первинні текстові поля, службові метадані, результати аналітичних модулів і технічні ознаки контролю якості. Саме в цьому полягає ключова відмінність інформаційної моделі від простого набору атрибутів: вона виконує інтеграційну функцію і забезпечує цілісність даних у межах усієї технології моніторингу.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Новинне повідомлення в такій системі доцільно трактувати як мінімально самодостатній запис, що відповідає одній публікації в новинному потоці й містить достатній набір полів для ідентифікації, інтерпретації, аналітичного опрацювання та повторного відтворення результатів. Мінімальними для такого запису є заголовок, основний текст, джерело, дата публікації, мовна мітка та посилання або ідентифікатор. Саме ці поля дозволяють локалізувати публікацію в часі, визначити її походження, обрати належний ланцюг передоброблення та пов'язати результати різних модулів у межах одного об'єкта. У структурному сенсі запис новинного повідомлення має бути організований як багатошаровий об'єкт, де перший шар відповідає за походження запису, другий — за змістове текстове подання, третій — за результати аналітичних модулів, а четвертий — за службові параметри контролю якості, журналювання й відтворюваності.

У запропонованій моделі запис новинного повідомлення доцільно поділяти на чотири функціональні групи полів. До першої групи належать поля ідентифікації та походження: message_id, source_name, source_domain, url, published_date, collected_date. Вони забезпечують цілісність запису, дають змогу здійснювати дедуплікацію, часову аналітику та контроль джерел. До другої групи належать власне текстові поля: title_original, text_original, language_code, а за потреби також title_uk і text_uk, якщо в системі використовується переклад із фіксацією оригіналу. Саме ці поля утворюють змістове ядро запису, відносно якого виконуються всі подальші аналітичні перетворення.

Третю групу становлять результати аналітичного опрацювання. До них належать thematic_label, label_is_heuristic, topic_confidence, sentiment_score, sentiment_class, inversion_applied, а в розширеному варіанті — поля, пов'язані з подальшим правовим оцінюванням ризиків. Тематична мітка не повинна трактуватися як довільна категорія: вона має бути формалізованою рубрикою, яка задає контекст для інтерпретації тональності, інверсії полярності та ризиковості повідомлення. Аналогічно результати аналізу тональності повинні зберігатися не лише у вигляді дискретного класу, а й у вигляді числового індексу, придатного до порівняння, аудиту та подальшого використання в інтегрованому аналітичному контурі. Поле, пов'язане з інверсією полярності, має відображати як факт її застосування, так і різницю між первинною та скоригованою оцінкою.

Четверта група охоплює службові ознаки контролю якості та відтворюваності. До неї належать processing_time_ms, text_hash, is_duplicate, missing_fields, а також версійні атрибути словників, конфігурацій, правил і параметрів запуску. Саме ці поля роблять запис не просто носієм аналітичного результату, а одиницею, придатною до аудиту та повторного відтворення. Наявність хешу тексту дає змогу контролювати незмінність повідомлення в оновленнях, ознака дубліката — уникати спотворення статистики потоку, а журнал відсутніх критичних полів — виявляти системні проблеми якості даних. У сукупності це означає, що інформаційна модель виконує не лише функцію зберігання, а й функцію процедурної організації всієї роботи системи.

На рис. 1 наведено модель даних і потоки між модулями системи моніторингу інформаційних загроз. Ця схема має принципове значення для логіки статті, оскільки де-

монструє, що об’єктом інтеграції в системі є не окремі алгоритми, а саме збагачений запис новинного повідомлення. Після етапів збирання, нормалізації метаданих, технічної перевірки якості та, за потреби, машинного перекладу формується єдиний запис, над яким послідовно виконуються модулі тематичної класифікації, аналізу тональності та інверсії полярності. Їхні результати не існують окремо, а інтегруються на етапі збагачення запису показниками. Таким чином, інформаційна модель забезпечує перехід від розрізнених процедур до єдиного інтегрованого конвеєра опрацювання.

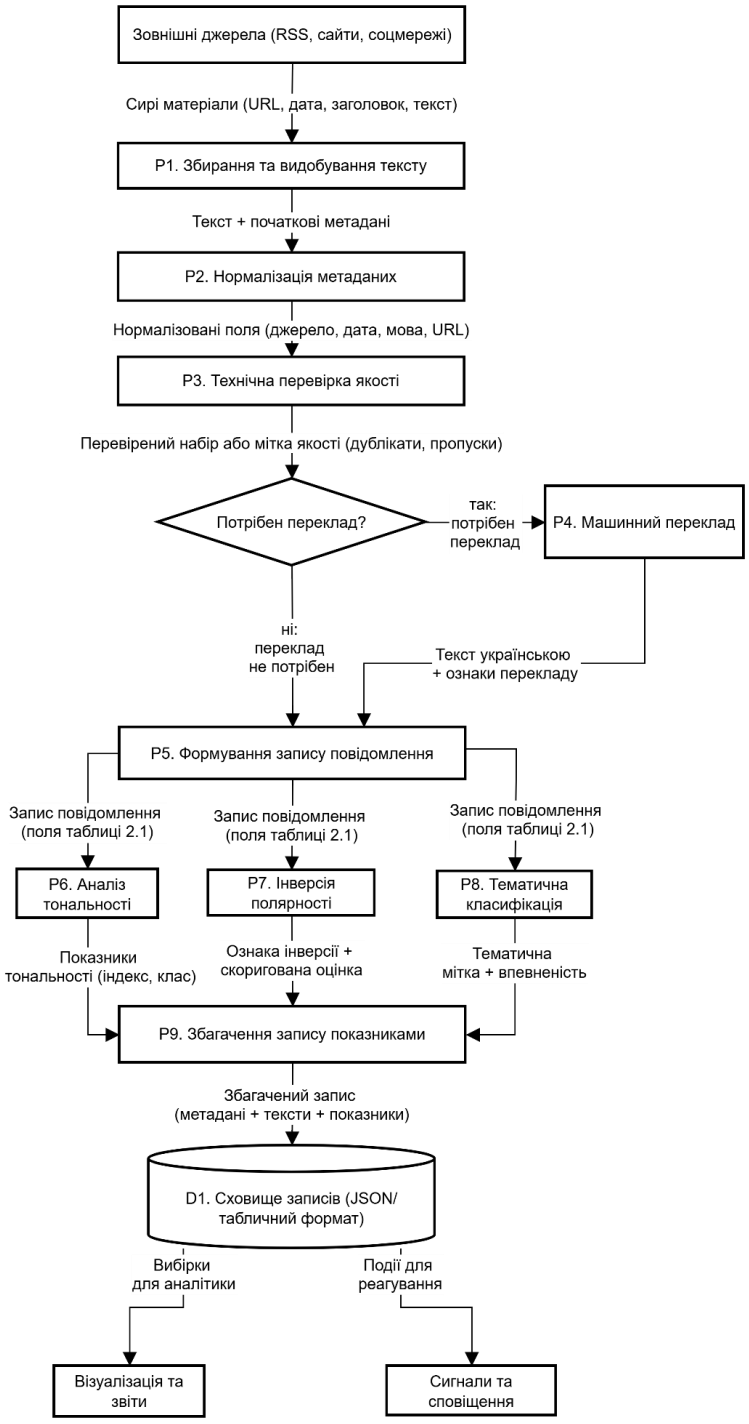


Рисунок 1 – Модель даних і потоки між модулями системи моніторингу інформаційних загроз

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Збагачений запис новинного повідомлення виконує подвійне призначення. З одного боку, він є виходом попередніх аналітичних модулів, а з іншого — виступає вхідною основою для наступних етапів, зокрема для попереднього юридичного оцінювання ризиків цифрового медіаконтенту. Саме тому інформаційну модель даних доцільно трактувати як інтеграційний каркас усієї системи моніторингу інформаційних загроз. Така постановка дозволяє відмовитися від фрагментарного зберігання результатів і перейти до цілісної структури, у якій кожне новинне повідомлення має повну історію технічного та аналітичного опрацювання. Це створює методологічну основу не лише для автоматизованого моніторингу, а й для подальшої експертної верифікації, журналювання та порівняння результатів між експериментами.

Не менш важливою складовою системи є контрольований життєвий цикл даних. На рис. 2 наведено життєвий цикл даних у системі моніторингу інформаційних загроз. Ключовою особливістю цієї схеми є те, що контроль якості не обмежується одним локальним етапом, а виконує наскрізну роль і пов’язує всі інші стадії життєвого циклу. Це означає, що перевірка дублікатів, повноти полів, мови, ознаки перекладу, типу міток і журналювання має здійснюватися не лише після збирання, а й під час очищення, перед збереженням і безпосередньо перед використанням даних у навчанні, валідації та тестуванні моделей.

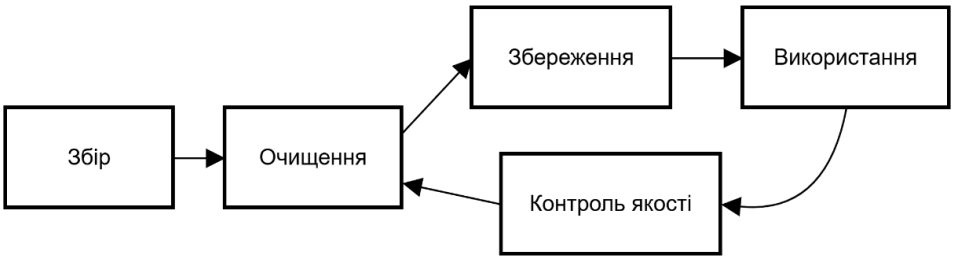


Рисунок 2– Життєвий цикл даних у системі моніторингу інформаційних загроз

Для задачі моніторингу інформаційних загроз корпус має бути не просто великим, а структурованим, простежуваним і контрольованим на всіх етапах життєвого циклу. Еталонна розмітка повинна залишатися достовірною основою для оцінювання методів, тоді як евристичні мітки можуть використовуватися лише як допоміжний інструмент масштабування. Організаційні мітки мають виконувати службову функцію керування потоком, але не повинні підміняти аналітичні класи. Саме тому контроль якості даних повинен охоплювати не лише текст, а й типи міток, часову мінливість, дрейф тем і лексики, змішування джерел без обліку та ризики, пов’язані з потенційними персональними даними. У сукупності це створює передумови не лише для коректного навчання й тестування моделей, а й для процедурно правомірного використання даних у прикладному контурі моніторингу.

Для системи моніторингу інформаційних загроз відтворюваність не може зводитися до формального повторення схожого виходу. Її слід розуміти як можливість відновити весь ланцюг обробки конкретного новинного повідомлення за фіксованих умов запуску. Саме тому система повинна зберігати значення seed для стохастичних процедур,

редакції словників, конфігурацій і правил, параметри передоброблення, дату та час запуску, редакції наборів даних, ідентифікатори навчальних і тестових підвибірок, а також журнали результатів обробки. За такого підходу відтворюваність означає, що за однакових вхідних записів, незмінних конфігурацій і фіксованих редакцій компонентів система повинна відтворювати той самий результат або мінімально допустиме відхилення, явно зафіксоване в протоколі експерименту.

У практичному вимірі це означає, що інформаційна модель даних повинна бути тісно пов'язана з механізмом версійності. Результат аналізу не може вважатися достатньо надійним, якщо неможливо встановити, якою саме редакцією словника, правила, конфігурації або моделі він був отриманий. Тому службові поля відтворюваності мають бути вбудовані безпосередньо у запис або в пов'язаний з ним журнал. Така організація дозволяє зіставляти результати між різними запусками, оцінювати вплив оновлень словників і правил, а також контролювати стабільність системи в часі. Відтворюваність у цьому випадку виступає не додатковою зручністю, а обов'язковою умовою наукової та прикладної валідності результатів моніторингу.

Не менш важливою за відтворюваність є процедурна підзвітність. Для систем такого типу вона означає, що для кожного рішення повинен бути сформований аудитний слід, який дозволяє встановити, яке саме новинне повідомлення аналізувалося, які редакції словників, конфігурацій і правил були використані, які модулі спрацювали, які значення показників було отримано на виході, які пороги або умови ескалації було активовано, а також чи було передано випадок на експертний розгляд і яке остаточне рішення ухвалено в контурі «людина–система». За відсутності такої інформації неможливо ані перевірити підстави рішення, ані коректно виконати аудит помилок.

Процедурна підзвітність у цій системі має реалізовуватися не локально, а наскрізно. Це означає, що аудитний слід формується послідовно на всіх етапах проходження запису через конвеєр: від приймання та технічної перевірки до тематичної класифікації, оцінювання тональності, фіксації інверсії полярності та подальшої ескалації. Таким чином, журнал рішень повинен накопичувати не лише кінцевий результат, а й ланцюг операцій, який до нього привів. У прикладній системі моніторингу така логіка дозволяє розмежувати технічні, аналітичні та процедурні причини помилки, а отже — створює основу для вдосконалення словників, конфігурацій, правил та критеріїв ескалації.

Для чутливих повідомлень, що можуть мати підвищений рівень ризику або суперечливі ознаки, автоматизована система не повинна завершувати цикл без участі людини. Саме тому в структурі процедурної підзвітності принципово важливим є контур «людина–система». Його роль полягає в тому, щоб у спірних, високозначущих або процедурно складних випадках автоматизоване оцінювання не підміняло експертного рішення, а лише формувало підстави для ескалації, ранжування та попереднього обґрунтування. Для цього в аудитному сліді повинні фіксуватися не лише технічні параметри, а й підстава передачі випадку на експертний розгляд, факт участі експерта та остаточний статус рішення. Така організація дозволяє поєднати переваги автоматизованого моніторингу з вимогами контролю, підзвітності й процедурної коректності.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Отже, інформаційна модель даних у системі моніторингу інформаційних загроз виконує значно ширшу функцію, ніж просто зберігання записів новинного потоку. Вона поєднує в межах одного об'єкта первинні характеристики повідомлення, результати модулів аналітичного опрацювання та службові метадані, необхідні для контролю якості, процедурної підзвітності та відтворюваності. У зв'язку з цим її доцільно трактувати як інтеграційний каркас усієї системи. Саме така структура робить можливими повний життєвий цикл даних, повторне відтворення результатів, формування аудитного сліду та підтримку експертної ескалації в контурі «людина–система».

Висновки. У статті обґрунтовано, що інформаційна модель даних у системі моніторингу інформаційних загроз має розглядатися як формалізований спосіб подання новинного повідомлення, який забезпечує послідовне проходження даних через модулі системи, збереження проміжних і підсумкових результатів та можливість повторного відтворення обчислень. Показано, що така модель має поєднувати первинні текстові поля, метадані джерела, результати тематичної класифікації, аналізу тональності та інверсії полярності, а також службові параметри контролю якості й технічного супроводу.

Встановлено, що ключовою перевагою запропонованого підходу є організація збагаченого запису новинного повідомлення як єдиного інтеграційного об'єкта, відносно якого узгоджуються всі етапи опрацювання даних. Це дозволяє забезпечити зв'язок між етапами приймання, очищення, мовної обробки, тематичної рубрикації, оцінювання тональності, фіксації інверсії полярності та подальшого попереднього юридичного оцінювання ризиків цифрового медіаконтенту. Отже, інформаційна модель виконує функцію інтеграційного каркаса всієї системи моніторингу інформаційних загроз.

Показано, що відтворюваність результатів у таких системах має забезпечуватися не декларативно, а через фіксацію конкретних технічних підстав отримання результату, зокрема редакцій словників, правил, конфігурацій, параметрів передоброблення, часових міток запуску, хешів тексту та ідентифікаторів вибірок. Такий підхід створює умови для повторного запуску системи в однакових умовах, коректного порівняння результатів між експериментами та контролю впливу оновлень компонентів на підсумкові оцінки.

Обґрунтовано, що процедурна підзвітність системи повинна реалізовуватися через наскрізний аудитний слід, який формується на всіх етапах проходження повідомлення через конвеєр обробки. Аудитний слід має фіксувати не лише кінцевий результат, а й вхідні дані, активовані правила, редакції компонентів, проміжні оцінки модулів, причини ескалації та остаточний статус рішення. Саме така організація забезпечує можливість перевірки підстав автоматизованого висновку, аналізу помилок і вдосконалення системи на основі контрольованих процедур.

Визначено, що для чутливих повідомлень обов'язковим елементом системи є контур «людина–система», у межах якого автоматизоване оцінювання не підміняє експертного рішення, а виконує функцію попереднього відбору, ранжування та аргументованої ескалації. Це дозволяє поєднати переваги автоматизованого моніторингу з

вимогами контролю, підзвітності та процедурної коректності, що є особливо важливим у задачах аналізу інформаційних загроз у новинних потоках.

Практичне значення одержаних результатів полягає в тому, що запропоновані підходи до побудови інформаційної моделі даних, організації життєвого циклу даних, забезпечення відтворюваності та формування аудитного сліду можуть бути використані як методологічна й програмно–організаційна основа для створення підзвітних систем моніторингу інформаційних загроз у динамічному багатомовному інформаційному середовищі.

ЛІТЕРАТУРА

1. Bender, E. M., & Friedman, B. (2018). Data statements for natural language processing: Toward mitigating system bias and enabling better science. *Transactions of the Association for Computational Linguistics, 6,* 587–604. doi:10.1162/tacl_a_00041.

2. Gebru, T., Morgenstern, J., Vecchione, B., Vaughan, J. W., Wallach, H., Daumé III, H., & Crawford, K. (2021). Datasheets for datasets. Communications of the ACM, 64(12), 86–92. doi:10.1145/3458723.

3. Mitchell, M., Wu, S., Zaldivar, A., Barnes, P., Vasserman, L., Hutchinson, B., Spitzer, E., Raji, I. D., & Gebru, T. (2019). Model cards for model reporting. In Proceedings of the Conference on Fairness, Accountability, and Transparency (pp. 220–229). doi:10.1145/3287560.3287596.

4. Königstorfer, F., & Thalmann, S. (2022). AI documentation: A path to accountability. *Journal of Responsible Technology, 11,* 100043. doi:10.1016/j.jrt.2022.100043.

5. Magnusson, I., Smith, N. A., & Dodge, J. (2023). Reproducibility in NLP: What have we learned from the checklist? In *Findings of the Association for Computational Linguistics: ACL 2023* (pp. 12789–12811). Association for Computational Linguistics.

6. Belz, A., Popovic, M., & Mille, S. (2022). Quantified reproducibility assessment of NLP results. In *Proceedings of the 60th Annual Meeting of the Association for Computational Linguistics (Volume 1: Long Papers)* (pp. 16–28). Association for Computational Linguistics.

7. Mökander, J. (2023). Auditing of AI: Legal, ethical and technical approaches. *Digital Society, 2,* Article 49. doi:10.1007/s44206–023–00074–y.

8. Minkkinen, M., Laine, J., & Mäntymäki, M. (2022). Continuous auditing of artificial intelligence: A conceptualization and assessment of tools and frameworks. *Digital Society, 1,* Article 21. doi:10.1007/s44206–022–00022–2.

9. Cavus, N., Goksu, M., & Oktekin, B. (2024). Real–time fake news detection in online social networks: FANDC cloud–based system. Scientific Reports, 14, Article 25954. doi:10.1038/s41598–024–76102–9.

10. Ji, W., Lv, H., Zhao, H., et al. (2026). Explainable multi–granularity attribution reasoning framework for fake news detection. *npj Artificial Intelligence, 2,* Article 38. doi:10.1038/s44387–026–00093–3.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

REFERENCES

1. Bender, E. M., & Friedman, B. (2018). Data statements for natural language processing: Toward mitigating system bias and enabling better science. Transactions of the Association for Computational Linguistics, 6, 587–604. doi:10.1162/tacl_a_00041.
2. Gebru, T., Morgenstern, J., Vecchione, B., Vaughan, J. W., Wallach, H., Daumé III, H., & Crawford, K. (2021). Datasheets for datasets. Communications of the ACM, 64(12), 86–92. doi:10.1145/3458723.
3. Mitchell, M., Wu, S., Zaldivar, A., Barnes, P., Vasserman, L., Hutchinson, B., Spitzer, E., Raji, I. D., & Gebru, T. (2019). Model cards for model reporting. In Proceedings of the Conference on Fairness, Accountability, and Transparency (pp. 220–229). doi:10.1145/3287560.3287596.
4. Königstorfer, F., & Thalmann, S. (2022). AI documentation: A path to accountability. Journal of Responsible Technology, 11, 100043. doi:10.1016/j.jrt.2022.100043.
5. Magnusson, I., Smith, N. A., & Dodge, J. (2023). Reproducibility in NLP: What have we learned from the checklist? In Findings of the Association for Computational Linguistics: ACL 2023 (pp. 12789–12811). Association for Computational Linguistics.
6. Belz, A., Popovic, M., & Mille, S. (2022). Quantified reproducibility assessment of NLP results. In Proceedings of the 60th Annual Meeting of the Association for Computational Linguistics (Volume 1: Long Papers) (pp. 16–28). Association for Computational Linguistics.
7. Mökander, J. (2023). Auditing of AI: Legal, ethical and technical approaches. Digital Society, 2, Article 49. doi:10.1007/s44206–023–00074–y.
8. Minkkinen, M., Laine, J., & Mäntymäki, M. (2022). Continuous auditing of artificial intelligence: A conceptualization and assessment of tools and frameworks. Digital Society, 1, Article 21. doi:10.1007/s44206–022–00022–2.
9. Cavus, N., Goksu, M., & Oktekin, B. (2024). Real–time fake news detection in online social networks: FANDC cloud–based system. Scientific Reports, 14, Article 25954. doi:10.1038/s41598–024–76102–9.
10. Ji, W., Lv, H., Zhao, H., et al. (2026). Explainable multi–granularity attribution reasoning framework for fake news detection. npj Artificial Intelligence, 2, Article 38. doi:10.1038/s44387–026–00093–3.

Received 17.06.2026.
Accepted 17.08.2026.
Published 30.10.2026

Data information model, reproducibility and procedural accountability in the information threat monitoring system

Analysis of recent research and publications. Scientific papers on countering disinformation distinguish approaches to documenting datasets via data statements and datasheets (E. Bender, T. Gebru), as well as models via model cards (M. Mitchell). Reproducibility in NLP systems has been studied by I. Magnusson and A. Belz, while continuous AI auditing has been addressed by J. Mökander and M. Minkkinen. However, existing publications lack an approach that integrates reproducibility, analytical assessment logging, and an audit trail directly within a unified information model of an individual message record.

The aim of the study is to substantiate a comprehensive data information model, mechanisms for ensuring computational reproducibility, and principles for building end–to–end procedural accountability in applied information threat monitoring systems.

Main body of the research. The paper proposes to consider the information model as the integration framework of the media monitoring system. An enriched news message record, structured as a four–layer object, is chosen as the modeling target. The first layer covers identification and origin fields (IDs, URLs, dates). The second layer contains primary text fields and language tags for both original and translated text. The third layer integrates the outputs of analytical modules: thematic rubrics, sentiment scores, and polarity inversion flags. The fourth layer accumulates service quality and technical support attributes (text hash, duplicate flags, versions of dictionaries, and configurations). The end–to–end data lifecycle is structured so that quality control links all stages from collection to utilization. The technical foundation for the reproducibility of results is defined as the mandatory capturing of seed values, model configurations, and linguistic resource versions in the system log. Procedural accountability is implemented via an end–to–end audit trail that records the processing chain of a message. To minimize risks when handling sensitive content, the integration of a human–in–the–loop expert architecture is substantiated, where the final decision is made and logged incorporating expert validation.

Conclusions. The study proves that the effectiveness of monitoring systems depends on the transparency and verifiability of the data architecture. The proposed information model ensures a transition from fragmented storage to a holistic integration pipeline. Capturing the technical parameters of data processing guarantees full reproducibility of results under identical conditions. The end–to–end audit trail and the expert loop provide the necessary conditions for verifying automated conclusions, distinguishing between errors, and continuously improving the system. The practical value lies in establishing a methodological framework for developing accountable information threat mitigation systems.

Keywords: data information model, information threat monitoring, reproducibility of results, procedural accountability, audit trail, media content analysis, human–in–the–loop, data lifecycle.

Ліп'яніна–Гончаренко Христина Володимирівна – доктор технічних наук, доцент кафедри інформаційно–обчислювальних систем і управління, Західноукраїнський національний університет, м. Тернопіль.
ORCID: https://orcid.org/0000–0002–2441–6292
Ігнатєв Ігор Васильович – викладач кафедри кібербезпека, Західноукраїнський національний університет, м. Тернопіль.
ORCID: https://orcid.org/0000–0003–0729–9247
Комар Мирослав Петрович – д.т.н., професор кафедри інформаційно–обчислювальних систем і управління, Західноукраїнський національний університет, м. Тернопіль.
ORCID: https://orcid.org/0000–0001–6541–0359

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Пойдич Владислав Сергійович – викладач кафедри інформаційно–обчислювальних систем і управління, Західноукраїнський національний університет, м. Тернопіль.
ORCID: https://orcid.org/0009–0007–5290–051X

Lipianina–Honcharenko Khrystyna Volodymyrivna – doctor of technical sciences, associate professor at the department of information computer systems and control, West Ukrainian National University, Ternopil.
ORCID: https://orcid.org/0000–0002–2441–6292

Ihnatyev Ihor Vasylovych – lecturer at the department of cybersecurity, West Ukrainian National University, Ternopil.
https://orcid.org/0000–0003–0729–9247

Komar Myroslav Petrovych – doctor of technical sciences, professor at the department of information computer systems and control, West Ukrainian National University, Ternopil.
ORCID: https://orcid.org/0000–0001–6541–0359

Poidych Vladyslav Serhiiovych – lecturer at the department of information computer systems and control, West Ukrainian National University, Ternopil.
ORCID: https://orcid.org/0009–0007–5290–051X

DOI 10.34185/1562–9945–5–166–2026–14
УДК 004.93

Ю.В. Киричук, А.П. Стахова, Н.М. Назаренко

АВТОМАТИЗОВАНА СИСТЕМА КОНТРОЛЮ ЯКОСТІ ДЕТАЛЕЙ НА ОСНОВІ ТЕХНОЛОГІЇ МАШИННОГО ЗОРУ

Анотація. У роботі розглянуто питання розроблення автоматизованої системи контролю якості деталей на основі технології машинного зору для використання в умовах сучасного промислового виробництва. Проведено аналіз існуючої організації процесу контролю якості, визначено її основні недоліки, пов'язані зі значним впливом людського фактора, високими витратами часу на виконання контрольних операцій, відсутністю централізованого накопичення результатів перевірки та недостатньою повторюваністю отриманих результатів. Обґрунтовано доцільність впровадження автоматизованої системи візуального контролю як засобу підвищення ефективності виробничого процесу та забезпечення стабільної якості продукції.

Запропоновано структуру автоматизованої системи, що включає транспортний модуль, три інспекційні станції з камерами машинного зору, спеціалізовані системи освітлення, обчислювальний модуль, програмований логічний контролер, механізм автоматичного відбракування та централізовану базу даних. Розроблено загальну логіку функціонування системи, яка забезпечує синхронізовану взаємодію всіх її компонентів, автоматичне захоплення та оброблення зображень, формування результатів контролю й передачу керуючих команд до виконавчих механізмів у режимі реального часу.

У роботі детально описано три інспекційні зони контролю виробу. Верхня зона призначена для перевірки силових і допоміжних терміналів, кріпильних та центрувальних елементів, а також виявлення геометричних відхилень і механічних пошкоджень. У фронтальній зоні реалізовано контроль маркування, логотипів, двовимірного коду Data Matrix, розпізнавання текстової інформації за допомогою алгоритмів OCR та оцінювання окремих геометричних параметрів виробу. Нижня зона забезпечує виявлення поверхневих дефектів заземлювальної пластини із застосуванням спеціалізованого освітлення та методів цифрової обробки зображень для підвищення контрастності пошкоджень.

Запропонована система забезпечує комплексний контроль виробів без зміни їх просторової орієнтації, автоматичне прийняття рішень щодо відповідності встановленим технічним вимогам, централізоване накопичення результатів контролю та простежуваність виробничого процесу. Використання технології машинного зору дозволяє підвищити точність і швидкодію контролю, мінімізувати вплив людського фактора, зменшити кількість пропущених дефектів, скоротити виробничі витрати та підвищити ефективність функціонування автоматизованих виробничих ліній.

© Киричук Ю.В., Стахова А.П., Назаренко Н.М., 2026
Copyright for this paper by its authors. Use permitted under License CC BY 4.0.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Ключові слова: машинний зір, автоматизований візуальний контроль, контроль якості, цифрова обробка зображень, PLC, OCR, Data Matrix, виявлення дефектів, система технічного зору.

Постановка проблеми. Проблема, що розглядається в дослідженні, полягає в недостатній ефективності традиційних методів контролю якості деталей у промисловому виробництві, які характеризуються значним впливом людського фактора, обмеженою продуктивністю, недостатньою повторюваністю результатів та відсутністю комплексної автоматизації процесу інспекції. Для її вирішення запропоновано автоматизовану систему візуального контролю на основі технологій машинного зору, що забезпечує комплексне інспектування виробів, автоматичне виявлення дефектів, централізоване збереження результатів контролю та інтеграцію із виробничою лінією.

Аналіз останніх досліджень. На сучасному етапі розвитку промисловості забезпечення високої якості продукції є одним із визначальних чинників ефективної діяльності та конкурентоспроможності підприємств. Постійне ускладнення конструкції виробів, підвищення вимог до точності їх виготовлення, а також необхідність скорочення тривалості виробничих циклів зумовлюють потребу у впровадженні сучасних технологій автоматизованого контролю якості [1]. Особливої актуальності це питання набуває у машинобудуванні, приладобудуванні та електротехнічній галузі, де навіть незначні відхилення геометричних параметрів або наявність поверхневих дефектів можуть негативно впливати на працездатність, надійність і довговічність готової продукції.

Традиційно контроль якості виробів здійснюється шляхом візуального огляду оператором або із застосуванням контактних вимірювальних засобів. Незважаючи на широке використання таких методів, їх ефективність істотно залежить від людського фактора. На точність контролю впливають кваліфікація персоналу, рівень концентрації уваги, фізична втома, а також умови виконання перевірки. Це може призводити як до пропуску дефектних виробів, так і до помилкового відбракування продукції, що відповідає встановленим вимогам [2].

Активний розвиток цифрових технологій, засобів комп'ютерної обробки інформації та інтелектуальних алгоритмів створив передумови для широкого впровадження автоматизованих систем контролю. Одним із найбільш перспективних напрямів є використання систем машинного зору, які забезпечують безконтактний аналіз виробів у режимі реального часу. Такі системи дозволяють автоматично визначати геометричні параметри деталей, виявляти поверхневі дефекти, контролювати якість нанесення маркування, а також перевіряти правильність складання вузлів і механізмів [3].

Функціонування систем машинного зору ґрунтується на комплексному використанні цифрових камер, оптичних систем, спеціалізованих джерел освітлення та програмних алгоритмів обробки зображень. Отримані цифрові дані аналізуються за допомогою сучасних методів комп'ютерного зору, що дає можливість автоматично ідентифікувати дефекти, виконувати точні вимірювання та приймати рішення щодо відповідності виробів установленим технічним вимогам без участі оператора.

Важливою перевагою автоматизованого візуального контролю є висока швидкодія, повторюваність результатів і можливість безперервної роботи у складі виробничих ліній. На відміну від традиційних методів, системи машинного зору забезпечують стабільну якість контролю незалежно від людського фактора, дозволяють накопичувати статистичну інформацію про результати перевірки та інтегруватися із сучасними системами керування виробництвом.

Упровадження технологій машинного зору сприяє підвищенню ефективності виробничих процесів, зменшенню кількості браку, скороченню витрат на контроль якості та підвищенню рівня автоматизації підприємств. Саме тому дослідження принципів побудови таких систем, вибір їх апаратних і програмних компонентів, а також розроблення алгоритмів автоматизованого контролю є актуальним науково–технічним завданням.

Мета досліджень. Метою – є дослідження принципів побудови систем машинного зору та розроблення автоматизованої системи контролю якості деталей, здатної забезпечити високоточне виявлення дефектів і перевірку геометричних параметрів виробів у режимі реального часу.

Для досягнення поставленої мети необхідно вирішити такі завдання:

- дослідити принципи функціонування систем машинного зору та особливості їх використання у промисловості;
- розробити структурну схему автоматизованої системи візуального контролю;

Викладення основного матеріалу дослідження. *Стан виробництва до впровадження автоматизованої системи візуального контролю.* Перед розробленням автоматизованої системи візуального контролю було виконано дослідження існуючої організації процесу контролю якості на підприємстві. Основною метою цього аналізу стало виявлення недоліків діючої системи, оцінювання її ефективності та визначення чинників, які негативно впливають на продуктивність виробництва й достовірність контролю.

Проведений аналіз показав, що у початковому стані контроль якості здійснювався на декількох окремих робочих постах, розташованих у різних виробничих зонах. Така організація вимагала багаторазового транспортування деталей між місцями виконання контрольних операцій, що призводило до збільшення внутрішньовиробничих логістичних витрат, необхідності створення проміжних накопичувальних запасів та збільшення тривалості виробничого циклу. Крім того, накопичення виробів між окремими етапами контролю зумовлювало додаткове відволікання обігових коштів у незавершене виробництво, що негативно впливало на економічну ефективність підприємства.

Обслуговування контрольних операцій виконували три оператори. Подібна організація роботи потребувала значних витрат на персонал і водночас не забезпечувала стабільності результатів через залежність від людського фактора. Будь–яке скорочення чисельності працівників без модернізації технологічного процесу неминуче призводило б або до зменшення пропускної здатності системи контролю, або до збільшення ймовірності пропуску дефектної продукції.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Завершальним етапом виробничого процесу був суцільний візуальний контроль зовнішнього вигляду деталей перед їх пакуванням. Незважаючи на проведення перевірки кожного виробу, ручний огляд не забезпечував гарантованого виявлення всіх дефектів. Це пояснюється фізіологічними особливостями людини, зниженням концентрації уваги під час тривалої роботи, накопиченням втоми та суб'єктивністю оцінювання. Додатковим недоліком була необхідність багаторазового ручного переміщення деталей, що збільшувало ризик їх випадкового механічного пошкодження на завершальних етапах виробництва.

Дослідження статистичних даних щодо рекламацій засвідчило, що окремі візуальні дефекти залишалися невиявленими до моменту відвантаження продукції споживачеві. Після впровадження камерної системи контролю для відповідних параметрів кількість таких випадків була практично зведена до нуля, що підтвердило високу ефективність використання автоматизованих засобів візуального контролю та їх здатність забезпечувати стабільно високий рівень якості перевірки.

Ще одним суттєвим недоліком існуючої організації контролю була відсутність єдиної інформаційної системи для накопичення результатів перевірок. Частина вимірювального обладнання зберігала дані лише локально, тоді як окремі прилади взагалі не передбачали можливості їх архівування. Унаслідок цього значно ускладнювалися аналіз причин виникнення дефектів, ведення статистики якості продукції та забезпечення простежуваності виробів на всіх етапах виробничого циклу.

Упровадження автоматизованої системи візуального контролю дозволяє суттєво вдосконалити організацію виробничого процесу. Насамперед це забезпечує об'єднання всіх контрольних операцій у межах єдиного технологічного потоку, що усуває необхідність зайвого транспортування деталей між окремими робочими місцями. Крім того, автоматизація сприяє скороченню логістичних витрат і обсягів незавершеного виробництва, зменшенню потреби в обслуговуючому персоналі, підвищенню повторюваності та достовірності результатів контролю, а також створенню централізованої бази даних для зберігання результатів перевірок і цифрових зображень кожного виробу.

Таким чином, проведений аналіз існуючого стану виробництва свідчить, що традиційна організація контролю якості не повною мірою відповідає сучасним вимогам щодо продуктивності, точності та автоматизації виробничих процесів. Застосування інтегрованої системи візуального контролю створює передумови для підвищення ефективності виробництва, скорочення виробничих витрат, покращення простежуваності продукції та забезпечення стабільно високого рівня її якості.

Структурна схема системи машинного зору. На основі вимог до контролю якості виробів та необхідності інспектування деталей із трьох різних ракурсів було розроблено структурну схему автоматизованої системи машинного зору. Запропонована архітектура передбачає об'єднання трьох незалежних інспекційних зон у межах єдиного технологічного процесу, що забезпечує послідовний контроль виробу без порушення безперервності виробництва.

Процес перевірки організовано таким чином, щоб деталь проходила всі етапи інспекції без зміни свого положення. Для цього вздовж транспортної лінії розміщено три

стаціонарні зони контролю, через які виріб переміщується послідовно. Відмова від додаткових механізмів перевертання або переорієнтації деталей дозволяє зменшити кількість механічних операцій, мінімізувати ризик пошкодження виробу та забезпечити стабільне позиціонування під час виконання контролю.

Структурну схему автоматизованої системи візуального контролю наведено на рисунку 1. Її побудова орієнтована на забезпечення безперервного функціонування виробничої лінії, централізованого опрацювання інформації та можливості інтеграції із загальною системою керування технологічним процесом підприємства.

До складу розробленої системи входять транспортний модуль для переміщення деталей, три інспекційні станції, оснащені камерами машинного зору, спеціалізовані системи освітлення для кожної контрольної зони, обчислювальний модуль, що виконує обробку отриманих зображень, програмований логічний контролер, механізм автоматичного відбракування продукції, а також підсистема накопичення, збереження та архівування результатів контролю.

На початку технологічного процесу виріб надходить на конвеєр, який забезпечує його транспортування між інспекційними станціями. Крім функції переміщення, транспортний механізм виконує точне позиціонування деталі у визначених контрольних точках та синхронізує її рух із роботою камер, освітлювальних пристроїв і системи керування, що гарантує стабільність процесу отримання зображень.

Перша інспекційна станція призначена для перевірки верхньої поверхні виробу. У цій зоні встановлено камеру машинного зору та систему освітлення, параметри якої підібрано відповідно до особливостей контрольованого об'єкта. Отримані зображення використовуються для автоматичного виявлення механічних пошкоджень, контролю наявності конструктивних елементів і перевірки відповідності їх геометричних характеристик установленим вимогам.

На другій інспекційній станції здійснюється контроль фронтальної частини виробу. Основними завданнями цієї зони є розпізнавання текстової інформації, перевірка якості нанесеного маркування, декодування двовимірного коду Data Matrix, а також визначення висотних параметрів терміналів і центрувальних елементів. Виконання зазначених операцій дозволяє оцінити правильність виготовлення виробу та його відповідність технічній документації.

Третя інспекційна станція забезпечує контроль бокової частини виробу. У цій зоні здійснюється перевірка геометричних параметрів, виявлення можливих механічних пошкоджень, контроль правильності розташування конструктивних елементів та оцінювання їх відповідності встановленим технічним вимогам. Інформація, отримана під час контролю з трьох ракурсів, передається до обчислювального модуля, де виконується комплексний аналіз результатів перевірки.

Усі цифрові зображення та результати обробки централізовано надходять до обчислювального модуля. За допомогою алгоритмів машинного зору здійснюється аналіз отриманої інформації, формуються висновки щодо відповідності виробу встановленим критеріям якості та передаються керувальні сигнали до програмованого логічного кон-

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

тролера. У разі виявлення дефектів контролер активує механізм автоматичного відбракування, який вилучає непридатний виріб із технологічного потоку.

Результати перевірки кожної деталі разом із відповідними зображеннями автоматично зберігаються в централізованій базі даних. Це забезпечує можливість ведення статистики якості, аналізу причин виникнення дефектів, простежуваності виробничого процесу та формування звітної документації.

Запропонована структурна схема дозволяє об'єднати всі операції контролю в єдину автоматизовану систему, забезпечити високу швидкодію процесу перевірки, підвищити повторюваність результатів і мінімізувати вплив людського фактора. Завдяки цьому досягається підвищення ефективності виробництва та стабільності контролю якості готової продукції.

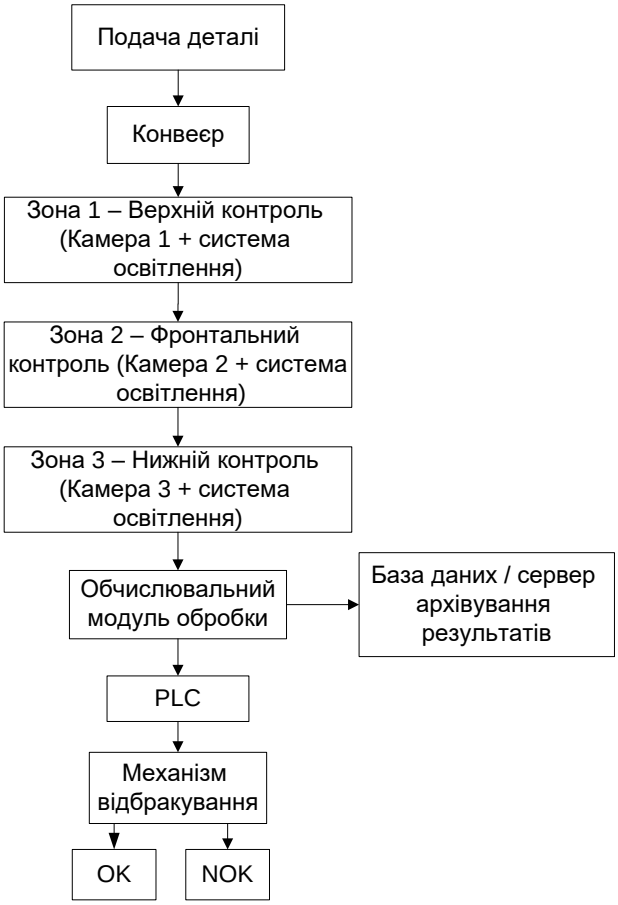


Рисунок 1 – Структурна схема автоматизованої системи візуального контролю

Третя інспекційна станція призначена для перевірки нижньої поверхні виробу, основним об'єктом контролю якої є заземлювальна пластина. Для підвищення ефективності виявлення механічних пошкоджень у цій зоні використовується спеціалізована система освітлення, яка забезпечує збільшення контрастності дефектів за рахунок особливостей відбиття світлового потоку від поверхні деталі.

Після проходження всіх етапів інспекції цифрові зображення, отримані з трьох камер машинного зору, надходять до обчислювального модуля. На цьому етапі виконуються алгоритми цифрової обробки зображень, які забезпечують комплексне

оцінювання стану виробу. Під час аналізу визначаються геометричні параметри деталей, виявляються поверхневі пошкодження, перевіряється якість нанесення маркування та виконується декодування ідентифікаційних кодів. За результатами опрацювання інформації система автоматично формує висновок щодо відповідності виробу встановленим критеріям якості.

Сформоване рішення передається до програмованого логічного контролера, який координує роботу виконавчих механізмів виробничої лінії. Якщо всі контрольовані параметри відповідають нормативним вимогам, деталь безперешкодно продовжує переміщення конвеєром. У разі виявлення будь–яких відхилень контролер формує команду на спрацювання механізму автоматичного відбракування, який вилучає дефектний виріб із загального технологічного потоку.

Одночасно з керуванням виконавчими пристроями результати контролю та цифрові зображення кожної перевіреної деталі автоматично записуються до централізованої бази даних підприємства. Накопичення цієї інформації забезпечує простежуваність виробничого процесу, створює можливість проведення статистичного аналізу показників якості, спрощує пошук причин виникнення дефектів і формування звітної документації.

Таким чином, запропонована структура автоматизованої системи машинного зору забезпечує комплексний контроль виробу з трьох різних ракурсів, централізоване опрацювання отриманої інформації та автоматичне прийняття рішень щодо якості продукції в режимі реального часу. Реалізація такої архітектури дозволяє підвищити достовірність контролю, скоротити тривалість виробничого циклу, мінімізувати вплив людського фактора та забезпечити інтеграцію системи контролю з іншими компонентами автоматизованого виробництва.

Загальна логіка функціонування системи. Загальна логіка функціонування автоматизованої системи візуального контролю визначає послідовність виконання технологічних операцій, принцип взаємодії між її основними компонентами та механізм формування керуючих команд для виробничого процесу. На відміну від структурної схеми, яка демонструє склад і взаємозв'язок елементів системи, логічна схема відображає алгоритм її роботи в реальному часі та послідовність виконання всіх етапів контролю. Загальну логіку функціонування автоматизованої системи візуального контролю наведено на рисунку 2.

Функціонування системи починається з переміщення виробу до зони інспекції за допомогою транспортного механізму. Коли деталь займає положення першої контрольної станції, датчик присутності реєструє її появу та передає відповідний сигнал до програмованого логічного контролера (PLC). Отримавши цей сигнал, контролер формує команду на одночасне ввімкнення камери машинного зору та системи освітлення відповідної зони контролю, забезпечуючи синхронізовану роботу обладнання для подальшого аналізу виробу.

Після фіксації виробу в необхідному положенні камера машинного зору виконує захоплення його зображення. Сформоване цифрове зображення надходить до обчислю-

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

вального модуля, де проходить етап попередньої обробки. На цьому етапі здійснюється корекція рівня яскравості, придушення шумів, нормалізація контрастності та інші операції, необхідні для підвищення якості вхідних даних. Після цього запускаються алгоритми комп'ютерного аналізу, які виконують оцінювання контрольованих характеристик виробу відповідно до встановлених критеріїв.

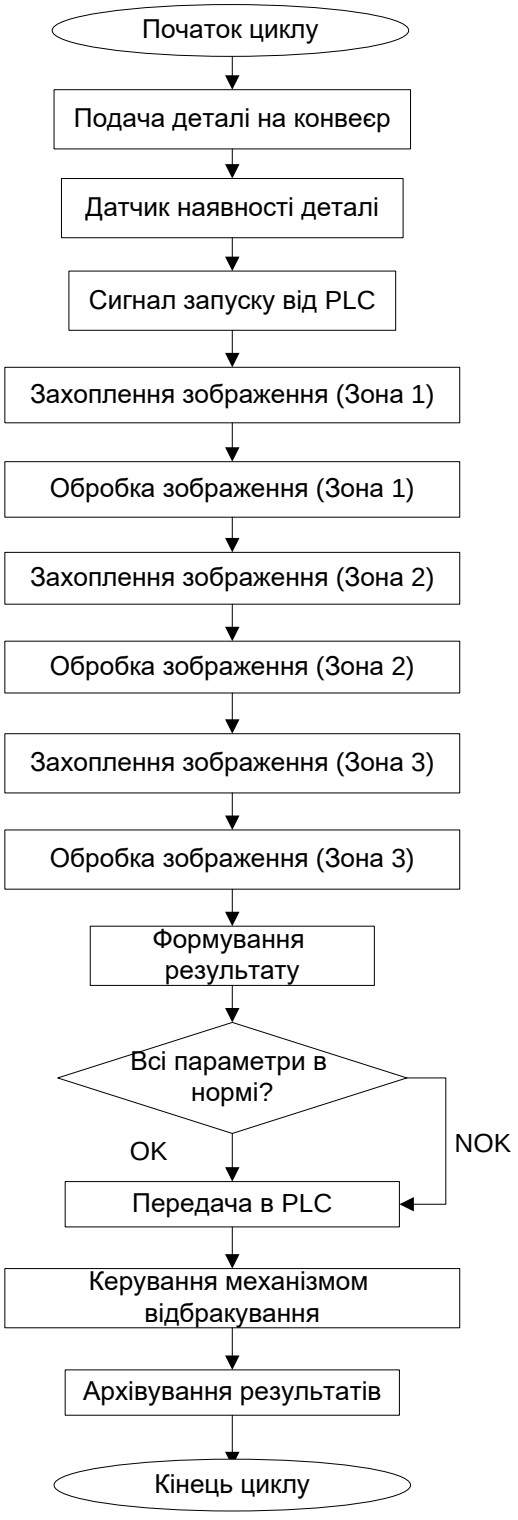


Рисунок 2 – Загальна логіка функціонування автоматизованої системи візуального контролю

Аналогічний алгоритм реалізується для другої та третьої інспекційних станцій. Координацію роботи всіх камер забезпечує система керування, яка синхронізує процес захоплення зображень і запобігає взаємному накладанню сигналів. Отримані результати перевірки з кожної контрольної позиції накопичуються в пам'яті обчислювального модуля до завершення повного циклу інспектування виробу.

Після завершення аналізу зображень, отриманих із трьох ракурсів, формується підсумковий висновок щодо якості виробу. Якщо хоча б один із контрольованих параметрів виходить за межі допустимих значень, система генерує результат **«NOK»**. За умови відповідності всіх параметрів установленим вимогам формується сигнал **«OK»**. Сформований висновок передається до програмованого логічного контролера через промисловий інтерфейс зв'язку.

Після отримання результату контролю PLC генерує відповідну команду для виконавчого механізму. У випадку формування сигналу **«NOK»** активується система відбракування, яка автоматично вилучає дефектний виріб із транспортної лінії. Якщо результат контролю має значення **«OK»**, деталь безперешкодно переміщується до наступного етапу виробничого процесу.

Одночасно з передаванням інформації до програмованого логічного контролера всі результати контролю реєструються в централізованій базі даних. До архіву записуються зображення з кожної інспекційної станції, результати вимірювань, часові позначки виконання контролю, а також ідентифікаційні відомості про виріб. Збереження цих даних створює основу для статистичного аналізу дефектів, оцінювання стабільності технологічного процесу та забезпечення простежуваності продукції на всіх етапах виробництва.

Отже, логіка функціонування автоматизованої системи візуального контролю ґрунтується на узгодженій роботі транспортного механізму, камер машинного зору, обчислювального модуля та програмованого логічного контролера. Така організація процесу забезпечує автоматизоване прийняття рішень у реальному масштабі часу, підвищує точність контролю та зменшує вплив людського фактора на результати оцінювання якості виробів.

Опис зон контролю виробу. У розробленій автоматизованій системі візуального контролю інспектування виробів здійснюється за трьома основними ракурсами, що дає змогу забезпечити комплексну перевірку всіх конструктивно важливих елементів модуля. Контроль виконується без зміни просторової орієнтації виробу: деталь послідовно переміщується через три інспекційні зони, у кожній з яких оцінюються визначені параметри.

Виробнича лінія призначена для контролю двох типів модулів, які мають однакові геометричні розміри, проте відрізняються окремими конструктивними особливостями. Основні відмінності між виробами полягають у конструкції допоміжних терміналів, а також у наявності або відсутності центрувального пластикового елемента. Незважаючи на ці особливості, більшість контрольованих характеристик для обох типів модулів є

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

однаковими, що дає можливість застосувати єдиний алгоритм перевірки та уніфікувати структуру автоматизованої системи візуального контролю.

Загальний вигляд виробів, що підлягають контролю, наведено на рисунку 3.

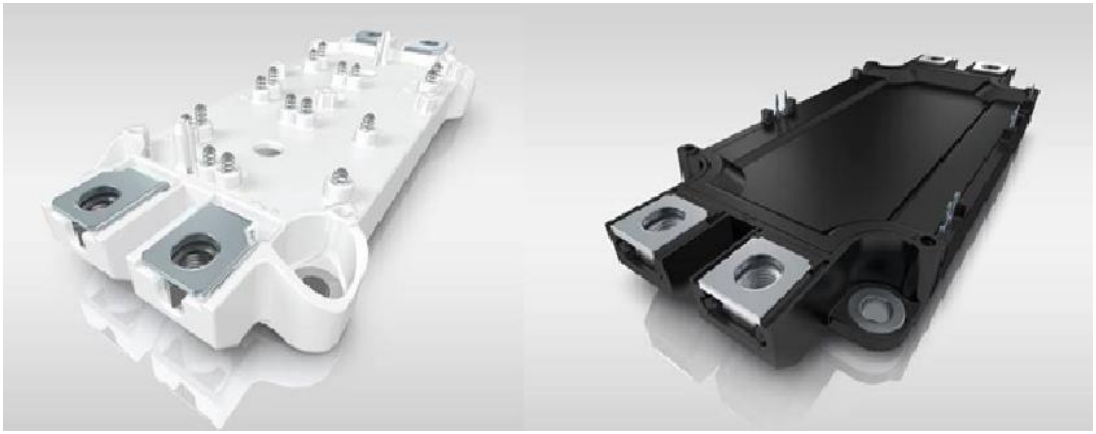
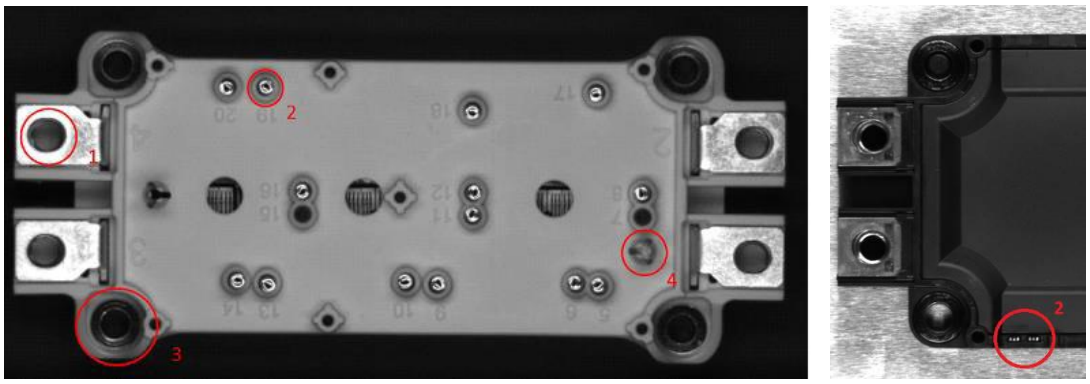


Рисунок 3 – Контрольовані вироби

Контроль верхньої поверхні виробу є одним із найважливіших етапів автоматизованої візуальної інспекції, оскільки саме в цій зоні розміщені основні електричні контакти та конструктивні елементи модуля, від правильності встановлення яких залежить його подальша працездатність. Аналіз верхнього ракурсу дозволяє своєчасно виявити дефекти складання, відсутність окремих компонентів, їх неправильне розташування або інші відхилення від установлених вимог.

Зображення верхньої частини виробів для різних типів модулів наведено на рисунку 4.



а *б*

а – модуль типу Semix 3S; б – модуль типу Semix 3 PF

Рисунок 4 – Контроль верхньої частини виробу

У межах цієї інспекційної зони здійснюється контроль основних силових терміналів, допоміжних контактів, кріпильних елементів і центрувальних деталей конструкції. Основною метою перевірки є підтвердження їх наявності, правильності встановлення, просторового розташування та відсутності механічних пошкоджень, які можуть негативно вплинути на експлуатаційні характеристики виробу.

Під час контролю головних терміналів система аналізує їхній зовнішній стан, виявляючи такі дефекти, як подряпини, вм'ятини, деформації або інші пошкодження поверхні. Додатково перевіряється правильність взаємного розташування терміналів відносно внутрішньої різьбової частини. Для цього виконуються вимірювання геометричних параметрів, зокрема співвісності та координатного положення елементів, після чого отримані значення порівнюються з установленими допусками.

Алгоритм перевірки допоміжних терміналів визначається конструкцією конкретного типу модуля. Для виробів, оснащених пружинними контактами, контролюються кількість контактних елементів, їх геометричні розміри, правильність монтажу та орієнтація. У модулях із контактними пинами перевіряються кількість контактів, їх розташування та відповідність проєктним параметрам.

Окремим етапом є контроль кріпильних заклепок і пластикових центрувальних елементів корпусу. Система машинного зору визначає наявність усіх необхідних компонентів, а також виявляє їх можливі механічні пошкодження, зміщення або відсутність.

Отже, інспекція верхньої частини виробу забезпечує комплексну оцінку найбільш відповідальних конструктивних елементів, дозволяючи своєчасно виявляти як геометричні відхилення, так і дефекти поверхні, що можуть вплинути на якість та надійність готового виробу.

Контроль фронтальної частини виробу призначений для перевірки інформаційних, маркувальних та ідентифікаційних елементів, а також оцінювання окремих геометричних характеристик конструкції. Аналіз цієї зони дає змогу підтвердити правильність нанесення маркування, його читабельність і відповідність встановленим вимогам, а також виявити можливі відхилення у розташуванні окремих елементів виробу. Зображення виробу у фронтальній проєкції наведено на рисунку 5.

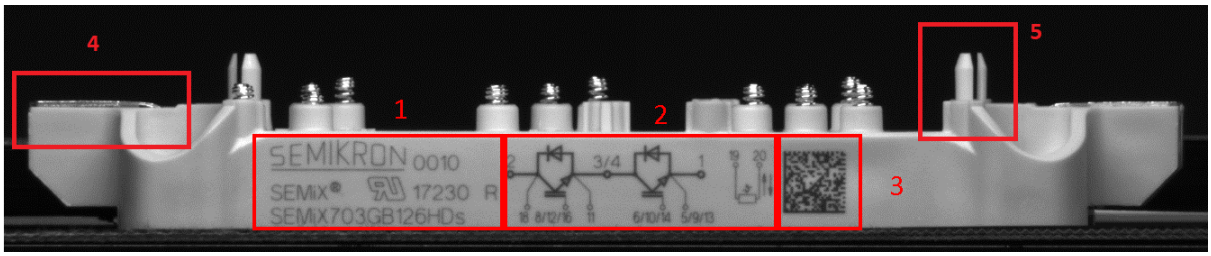


Рисунок 5 – Контроль фронтальної частини виробу

У фронтальній зоні контролю виконується перевірка текстового маркування, логотипів, умовних позначень, а також ідентифікаційної інформації, нанесеної на поверхню виробу. Основною метою цього етапу є підтвердження правильності маркування, його відповідності еталонним даним і забезпечення можливості однозначної ідентифікації виробу. Особлива увага приділяється якості нанесення символів, зокрема їх контрастності, повноті відображення, чіткості контурів та відсутності дефектів друку.

Після отримання зображення система машинного зору виконує розпізнавання текстової інформації за допомогою алгоритмів оптичного розпізнавання символів (OCR). Отримані дані передаються до обчислювального модуля, де здійснюється їх порівняння

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

з еталонними значеннями. Якщо символи розпізнаються некоректно, частково відсутні або якість зображення не дозволяє виконати достовірну ідентифікацію, виріб класифікується як такий, що не відповідає встановленим вимогам.

Важливою складовою фронтального контролю є декодування двовимірного коду **Data Matrix**, який містить службову інформацію про виріб, зокрема серійний номер, дату виготовлення або інші виробничі дані. Успішне зчитування коду є обов'язковою умовою проходження контролю. Якщо код не може бути декодований через недостатню якість друку, пошкодження поверхні або недостатній контраст, система формує негативний результат контролю та передає виріб на відбракування.

Крім перевірки інформаційних елементів, у цій зоні здійснюється контроль окремих геометричних параметрів виробу. Зокрема, оцінюється висота розташування головних терміналів і центрувальних елементів відносно базових поверхонь. Визначення відхилень виконується шляхом аналізу геометричних характеристик отриманого зображення та порівняння результатів вимірювання з допустимими значеннями.

Отже, контроль фронтальної частини виробу забезпечує комплексну перевірку якості маркування, правильності ідентифікації та відповідності основних геометричних параметрів установленим вимогам, що є необхідною умовою забезпечення простежуваності продукції та її функціональної придатності.

Контроль нижньої частини виробу призначений для оцінювання стану функціональної поверхні, насамперед заземлювальної пластини, яка відіграє важливу роль у забезпеченні надійних електричних характеристик виробу. Зображення нижньої частини виробу наведено на рисунку 6.

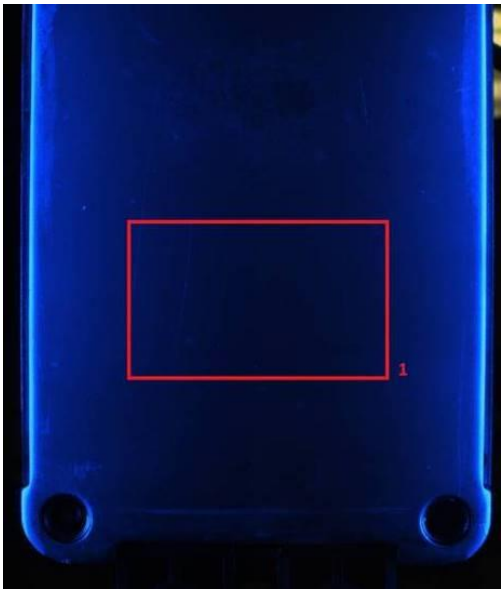


Рисунок 6 – Контроль нижньої частини виробу

У межах цієї інспекційної зони система машинного зору виконує пошук поверхневих дефектів, серед яких подряпини, вм'ятини, потертості, тріщини та інші механічні пошкодження. Особлива увага приділяється дефектам, здатним порушити цілісність

захисного покриття та досягти струмопровідного шару, що може негативно вплинути на електричні та експлуатаційні характеристики виробу.

Для підвищення ефективності виявлення дефектів застосовуються методи попередньої обробки зображень і спеціалізовані схеми освітлення, які забезпечують підсилення контрастності поверхневих пошкоджень. Завдяки цьому система здатна виявляти навіть малопомітні дефекти, що практично не розрізняються під час звичайного візуального огляду.

Рішення про придатність виробу приймається на підставі результатів аналізу виявлених дефектів. Виріб вважається бракованим у разі, якщо розміри пошкоджень перевищують установлені допустимі значення або якщо характер дефектів може призвести до погіршення функціональних властивостей, зниження надійності чи скорочення терміну експлуатації виробу.

Отже, контроль нижньої частини виробу забезпечує комплексну оцінку стану критично важливої функціональної поверхні, що безпосередньо впливає на електричні та експлуатаційні характеристики готового виробу. Своєчасне виявлення механічних пошкоджень і поверхневих дефектів на цьому етапі дає змогу виключити потрапляння виробів, які не відповідають встановленим вимогам, до наступних стадій технологічного процесу або до кінцевого споживача. Завдяки автоматизованому контролю забезпечується підвищення якості продукції, зменшення кількості прихованих дефектів і підтримання стабільності виробництва.

Висновки. Проведений аналіз зон контролю виробу показав, що запропонована автоматизована система візуального контролю забезпечує комплексне інспектування виробу за трьома взаємодоповнювальними ракурсами без зміни його просторової орієнтації. Такий підхід дозволяє виконувати перевірку як конструктивних і геометричних параметрів, так і інформаційних елементів, включаючи маркування, ідентифікаційні коди та стан функціональних поверхонь.

Розподіл контролю між трьома інспекційними зонами дає змогу оптимізувати процес оброблення зображень, підвищити достовірність виявлення дефектів і забезпечити повне охоплення всіх критично важливих елементів виробу. Використання спеціалізованих алгоритмів машинного зору, методів цифрової обробки зображень, технологій OCR і декодування Data Matrix забезпечує автоматичне оцінювання відповідності виробів установленим технічним вимогам.

Запропонована організація контролю створює передумови для підвищення точності та повторюваності результатів інспектування, скорочення впливу людського фактора, зменшення кількості пропущених дефектів і забезпечення стабільної якості готової продукції. Крім того, централізоване накопичення результатів перевірки та цифрових зображень забезпечує простежуваність виробничого процесу, можливість статистичного аналізу якості та подальшої оптимізації технології контролю.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

ЛІТЕРАТУРА/REFERENCES

1. E.R. Davies, Machine Vision: Theory, Algorithms, Practicalities, 4th ed. Oxford, U.K.: Academic Press, 2012, 912 pp. [Online]. Available: https://www.sciencedirect.com/book/monograph/9780123869081/computer–and–machine–vision

2. M. Sonka, V. Hlavac, and R. Boyle, Image Processing, Analysis, and Machine Vision, 4th ed. Stamford, CT, USA: Cengage Learning, 2014, 944 pp. [Online]. Available: https://www.researchgate.net/publication/31734634_Image_Processing_Analysis_and_Machine_Vision_M_Sonka_V_Hlavac_R_Boyle

3. C. Steger, M. Ulrich, and C. Wiedemann, Machine Vision Algorithms and Applications. Weinheim, Germany: Wiley–VCH, 2018, 514 pp. [Online]. Available: https://www.researchgate.net/publication/322754740_Machine_Vision_Algorithms_and_Applications

4. R.C. Gonzalez and R. E. Woods, Digital Image Processing, 4th ed. Hoboken, NJ, USA: Pearson, 2018, 1024 pp. [Online]. Available: https://www.cl72.org/090imagePLib/books/Gonzales,Woods–Digital.Image.Processing.4th.Edition.pdf

5. A. Hornberg, Handbook of Machine and Computer Vision: The Guide for Developers and Users, 2nd ed. Weinheim, Germany: Wiley–VCH, 2017, 848 pp. [Online]. Available: https://soclibrary.futa.edu.ng/books/handbook–of–machine–and–computer–vision–the–guide–for–developers–and–users.9783527413393.78111.pdf

6. J. Beyerer, F. Puente León, and C. Frese, Machine Vision: Automated Visual Inspection—Theory, Practice and Applications. Berlin, Germany: Springer Vieweg, 2016, 788 pp. [Online]. Available: https://www.researchgate.net/publication/283882664_Machine_vision_Automated_visual_inspection_Theory_practice_and_applications

7. E.R. Fossum, “CMOS Image Sensors: Electronic Camera–on–a–Chip,” IEEE Transactions on Electron Devices, vol. 44, no. 10, pp. 1689–1698, Oct. 1997, doi: 10.1109/16.628824.

8. J. R. Janesick, Scientific Charge–Coupled Devices. Bellingham, WA, USA: SPIE Press, 2001, 906 pp. [Online]. Available: https://www.researchgate.net/publication/259263395_Scientific_Charge–Couple_Devices

9. Advanced Illumination, A Practical Guide to Machine Vision Lighting. Rochester, VT, USA: Advanced Illumination, 2018, 84 pp. [Online]. Available: https://www.advancedillumination.com/

10. CCS Inc., Machine Vision Lighting Handbook. Kyoto, Japan: CCS Inc., 2015, 96 pp. [Online]. Available: https://www.ccs–grp.com/

11. Opto Engineering, Telecentric Lenses and Illumination Systems Technical Guide. Mantova, Italy: Opto Engineering, 2020, 132 pp. [Online]. Available: https://www.opto–e.com/

Received 16.06.2026.
Accepted 17.08.2026.
Published 30.10.2026

Automated part quality control system based on machine vision technology

Abstract. This paper addresses the development of an automated quality inspection system for industrial components based on machine vision technology intended for use in modern manufacturing environments. An analysis of the existing quality control process was carried out, identifying its main shortcomings associated with the significant influence of the human factor, excessive time required for inspection operations, the lack of centralized storage of inspection results, and insufficient repeatability of the obtained results. The feasibility of implementing an automated visual inspection system as a means of improving production efficiency and ensuring consistent product quality is substantiated.

The proposed system architecture includes a conveyor module, three inspection stations equipped with machine vision cameras, specialized lighting systems, an image processing module, a programmable logic controller (PLC), an automatic rejection mechanism, and a centralized database. The overall operating logic of the system has been developed to ensure synchronized interaction between all components, automatic image acquisition and processing, generation of inspection results, and transmission of control commands to actuating mechanisms in real time.

The paper provides a detailed description of the three inspection zones. The upper inspection zone is intended for checking power and auxiliary terminals, fastening and positioning elements, as well as detecting geometric deviations and mechanical defects. The front inspection zone performs verification of product markings, logos, the two–dimensional Data Matrix code, optical character recognition (OCR), and evaluation of selected geometric parameters. The lower inspection zone is designed to detect surface defects on the grounding plate using specialized illumination and digital image processing techniques to enhance defect contrast.

The proposed system provides comprehensive inspection of products without changing their spatial orientation, automatic decision–making regarding compliance with specified technical requirements, centralized storage of inspection results, and complete production traceability. The application of machine vision technology improves inspection accuracy and speed, minimizes the influence of the human factor, reduces the number of undetected defects, decreases production costs, and enhances the overall efficiency of automated manufacturing lines.

Keywords: machine vision, automated visual inspection, quality control, digital image processing, PLC, OCR, Data Matrix, defect detection, machine vision system.

Киричук Юрій Володимирович – д.т.н., доцент, професор кафедри автоматизації та систем неруйнівного контролю, Національний технічний університет України "Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського", Київ.
ORCID: https://orcid.org/0000–0001–8638–6060
Стахова Анжеліка Петрівна – к.т. н., доцент, доценткафедри системного аналізу та інформаційних технологій, Маріупольський державний університет, Київ.
ORCID: https://orcid.org/0000–0001–5171–6330

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Назаренко Наталія Миколаївна – к.т.н., старший викладач кафедри автоматизації та систем неруйнівного контролю, Національний технічний університет України "Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського", Київ.
ORCID: https://orcid.org/0000–0001–6533–7323

Kyrychuk Yurii – Dr. Sc. (Eng.), Professor of the Chair of Automation and Non–Destructive Testing Systems, National Technical University of Ukraine “Igor Sikorsky Kyiv Polytechnic Institute”.
ORCID: https://orcid.org/0000–0001–8638–6060

Stakhova Anzhelika – Candidate of Technical Sciences, Associate Professor department of system analysis and information technology, Mariupol State University.
ORCID: https://orcid.org/0000–0001–5171–6330

Nazarenko Natalia – Candidate of Technical Sciences, Assistant of the Chair of Automation and Non–Destructive Testing Systems, National Technical University of Ukraine “Igor Sikorsky Kyiv Polytechnic Institute”.
ORCID: https://orcid.org/0000–0001–8638–6060

ЗМІСТ

Зимогляд А.Ю.,
Гуда І., Селівьорстова Т.В.
Розробка, моделювання та дослідження підсилювача без пасивних елементів з використанням JFET 3

Тронь В.В.
Тактично–оперативна архітектура узгодження багатокритеріального Парето–планування з розподіленим модельно–прогнозним керуванням процесами збагачення залізної руди 16

Супрун О.В., Карпенко Н.В.
Сучасний стан та тенденції безагентного профілювання поведінки користувачів на основі мережевої телеметрії 27

Клименко О.Д., Вовк С.М.
Гібридна нейромережева модель ідентифікації ймовірнісних розподілів у задачах оцінки стану природних і технічних об’єктів 42

Єрмаков В.В., Мороз Б.І.
Моделювання та експериментальна оцінка пріоритетної обробки повідомлень в OLAP–системах за умов пікових навантажень 58

Резніченко О.В.,
Ляшенко О.А., Архипова В.В.
Математичне моделювання затримок реплікації у розподіленій базі даних MongoDB 75

CONTENTS

Zimoglyad A.,
Guda A., Selivyorstova T.
Development, modeling and research of an amplifier without passive elements using JFETs 3

Tron V.V.
Tactical–operational architecture for coordinating multi–criteria Pareto planning with distributed model predictive control of iron ore beneficiation processes 16

Suprun O.V., Karpenko N.V.
Current state and trends of agentless user behaviour profiling based on network telemetry 27

Klymenko O.D., Vovk S.M.
Hybrid neural network model for probability distribution identification in the assessment of the state of natural and technical objects 42

Yermakov V.V., Moroz B.I.
Modeling and experimental evaluation of priority–based message processing in OLAP systems under peak loads 58

Reznichenko O.V.,
Liashenko O.A., Arkhypova V.V.
Mathematical modeling of replication lags in a distributed MongoDB database 75

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Новосьолов О.А.
Визначення придатності робочих еталонів до застосування у метрологічній діяльності 94

Іванько А.М.
Спільне узгодження кількох ASR–транскриптів великою мовною моделлю для виявлення ознак дотримання скрипту в контакт–центрах 104

Цвіркун Л.І., Миронов Ю.А.
Керування активацією робочих процесів за умов блокування через обмежені ресурси багаторазового використання в розподілених системах виконання спрямованих ациклічних графів 121

Клименко І.В., Лебідь Є.А.
Методи захисту та псевдонімізації даних у системах формування крос–функціональних команд ІТ–проєктів 138

Іващев Д. В., Герасимов В. В.
Комплексна методологія обробки телеметричних даних рівня палива маневрових локомотивів: нелінійний аналіз шуму та детекція подій заправки 155

Прядко Н.С., Іванов Д.Д.
Автоматичне керування процесом струминного подрібнення за акустичними інформаційними ознаками: стан та завдання дослідження 173

Novoselov O.A.
Determination of the suitability of working standards for use in metrological activities 94

Ivanko A.M.
Joint LLM reconciliation of multiple ASR transcripts for script–compliance cue detection in contact centers 104

Tsvirkun L., Myronov Y.
Workflow activation control under blocking caused by limited reusable resources in distributed dag execution systems 121

Klymenko I.V., Lebid Y.A.
Methods for protecting and pseudonymizing personal data in systems for forming cross – functional IT project teams 138

Ivashchev D.V., Herasymov V.V.
A comprehensive methodology for processing fuel–level telemetry data of shunting locomotives: nonlinear noise analysis and refueling event detection 155

Priadko N.S., Ivanov D.D.
Automatic control of the jet milling process based on acoustic informative features: state and research objectives 173

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Ліп'яніна–Гончаренко Х.В., Ігнатєв І.В., Комар М.П., Юрків Х.В.
Інформаційна модель даних, відтворюваність і процедурна підзвітність у системі моніторингу інформаційних загроз 185

Киричук Ю.В., Стахова А.П., Назаренко Н.М.
Автоматизована система контролю якості деталей на основі технології машинного зору 198

Lipianina–Honcharenko Kh.V., Ihnatyev I.V., Komar M.P., Yurkiv Kh.V.
Data information model, reproducibility and procedural accountability in the information threat monitoring system 185

Kyrychuk Yu.V., Stakhova A.P., Nazarenko N.M.
Automated system for quality control of parts based on machine vision technology 198

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

РЕФЕРАТИ

УДК 004.94:621.375:621.382.3

Зимогляд А.Ю., Гуда А.І., Селівьорстова Т.В. **Розробка, моделювання та дослідження підсилювача без пасивних елементів з використанням JFET** // Системні технології. Регіональний міжвузівський збірник наукових праць. – Випуск 5(166). – Том 1. – Дніпро, 2026. – С.3 – 15.

В статті проводилось дослідження по створенню схеми буферу без використання пасивних елементів PAA (pure active amplifier).

Проведено серію лабораторних досліджень на працездатність розробленої схеми PAA (pure active amplifier) буферу, а також зняті її параметри. Схема показала свою працездатність і може бути використана в задачах де потрібна розв'язка каскадів, узгодження імпедансів, захист від просадки сигналу при малих розмірах та низькій вартості.

В перспективі при подальших дослідах можливо її використати для створення інтегрованих схем, де основними перевагами будуть: мінімальна площа на кристалі, широка смуга пропускання, технологічність виробництва та низький рівень шуму.

Бібл.5, іл.14.

УДК 681.5:622.7

Тронь В.В. **Тактично–оперативна архітектура узгодження багатокритеріального Парето–планування з розподіленим модельно–прогнозним керуванням процесами збагачення залізної руди** // Системні технології. Регіональний міжвузівський збірник наукових праць. – Випуск 5(166). – Том 1. – Дніпро, 2026. – С.16 – 26.

Запропоновано тактично–оперативну архітектуру керування процесами збагачення залізної руди, що поєднує статичне багатокритеріальне Парето–планування (NSGA–II/III) з розподіленим модельно–прогнозним керуванням через регламентований двосторонній інтерфейс. Прямий потік передає Парето–оптимальні уставки та зони допустимих відхилень, обчислені з бутстреп–довірчих інтервалів параметрів моделі сепарації, а зворотний – статистики виконання та оновлені коваріаційні матриці. Реакцію верхнього рівня визначає трипороговий регламент. Числовий експеримент підтвердив працездатність архітектури та наскрізне обчислення невизначеності.

Бібл.9, іл. 4, табл. 2.

УДК 004.7.056

Супрун О.В., Карпенко Н.В. **Сучасний стан та тенденції безагентного профілювання поведінки користувачів на основі мережевої телеметрії** // Системні технології. Регіональний міжвузівський збірник наукових праць. – Випуск 5(166). – Том 1. – Дніпро, 2026. – С.27 – 41.

Розглядаються сучасний стан та тенденції розвитку безагентного профілювання поведінки користувачів у корпоративних мережах на основі мережевої телеметрії. Побудовано діаграму еволюції технологій кіберзахисту до рівня UEBA/SOAR. За методологією B. Kitchenham проведено огляд праць за період з 2010 по 2025 рік з метою систематизації підходів щодо використання NetFlow/IPFIX для виявлення аномальної поведінки та профілювання користувачів. Визначено переваги й обмеження мережевого

моніторингу для аналізу дій користувачів. Обґрунтовано доцільність контекстного збагачення NetFlow/IPFIX в межах UEBA/SIEM із застосуванням адаптивного машинного навчання.

Бібл. 29, іл. 9.

УДК 681.5:004.89:004.942:622.24

Клименко О.Д., Вовк С.М. **Гібридна нейромережева модель ідентифікації ймовірнісних розподілів у задачах оцінки стану природних і технічних об'єктів** // Системні технології. Регіональний міжвузівський збірник наукових праць. – Випуск 5(166). – Том 1. – Дніпро, 2026. – С.42 – 57.

Запропонована гібридна нейромережева модель ідентифікації ймовірнісних розподілів у задачах оцінки стану природних і технічних об'єктів, архітектура якої поєднує одновимірну згорткову нейронну мережу (1D CNN) для аналізу форми розподілу та багатошаровий перцептрон (MLP) для обробки 12 робастних статистичних ознак. Для навчання та тестування використано 60 000 синтетичних вибірок обсягом від 20 до 1000 елементів. Отримані результати показали точність класифікації 97,8 % на тестовому наборі з 18 000 вибірок, що перевищує показники окремих моделей CNN, MLP та класичних статистичних критеріїв. Доведено, що представлена архітектура є більш ефективною для автоматичної ідентифікації законів розподілу в умовах обмеженого обсягу даних.

Бібл. 14, іл. 3, табл. 3.

УДК 004.415.3:681.6

Єрмаков В.В., Мороз Б.І. **Моделювання та експериментальна оцінка пріоритетної обробки повідомлень в OLAP–системах за умов пікових навантажень** // Системні технології. Регіональний міжвузівський збірник наукових праць. – Випуск 5(166). – Том 1. – Дніпро, 2026. – С.58 – 74.

Розглянуто керовану дисципліну обробки повідомлень в OLAP–системах, що враховує цінність і старіння інформації, дедлайни, вартість обробки та стан аналітичного сховища. Побудовано імітаційну модель конвеєра broker–ETL–micro–batching–OLAP і порівняно політики FIFO, статичних пріоритетів, EDF та SCORE. Для чотирьох сценаріїв пікового навантаження SCORE забезпечила найменший агрегований критерій втрат і високий рівень виконання SLO для критичних повідомлень. Результати підтверджують доцільність міжрівневого керування чергою мікропакетів у режимах дефіциту ресурсів.

Бібл. 28, іл. 7, табл. 5.

УДК 004.65

Резніченко О.В., Ляшенко О.А., Архипова В.В. **Математичне моделювання затримок реплікації у розподіленій базі даних MongoDB** // Системні технології. Регіональний міжвузівський збірник наукових праць. – Випуск 5(166). – Том 1. – Дніпро, 2026. – С.75 – 93.

За допомогою методу активного зондування отримано експериментальні дані щодо виникнення затримок реплікації. Використовуючи градієнтний бустинг, проведено

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

оцінку значущості факторів і встановлено, що найбільший вплив мають кількість паралельних з'єднань, кількість документів у пакеті та інтервал між операціями запису. Побудовано нелінійну математичну модель роботи кластера.

Бібл. 27, іл. 10, табл. 9.

УДК 53.089.6

Новосьолов О.А. **Визначення придатності робочих еталонів до застосування у метрологічній діяльності** // Системні технології. Регіональний міжвузівський збірник наукових праць. – Випуск 5(166). – Том 1. – Дніпро, 2026. – С.94 – 103.

Розглядається питання визначення придатності робочих еталонів вимогам технічної специфікації за результатами їх калібрування. Розглянуто правило прийняття рішень для підтвердження відповідності або невідповідності технічним вимогам робочих еталонів до застосування у метрологічній діяльності акредитованих калібрувальних лабораторіях. Проаналізовано правило визначення придатності робочих еталонів в сфері вимірювання геометричних параметрів продукції. На прикладі калібрування мір довжини кінцевих плоскопаралельних розглянуто варіант визначення відповідності мір вимогам технічної специфікації. Запропоновано для калібрування робочих еталонів встановлювати цільову невизначеність вимірювання, яка повинна бути не більш ніж 1/5 від максимально допустимої похибки.

Бібл. 16, іл. 1, табл. 1.

УДК 004.934:004.89

Іванько А.М. **Спільне узгодження кількох ASR–транскриптів великою мовною моделлю для виявлення ознак дотримання скрипту в контакт–центрах** // Системні технології. Регіональний міжвузівський збірник наукових праць. – Випуск 5(166). – Том 1. – Дніпро, 2026. – С.104 – 120.

Розглянуто задачу виявлення ознак дотримання скрипту оператором контакт–центру за транскриптами автоматичного розпізнавання мовлення. Показано, що класичне комбінування систем на рівні токенів оптимізує частоту помилок на слові й здатне вилучати слова, критичні для перевірки. Порівняно чотири точки злиття двох розпізнавачів під керуванням однієї моделі–судді: одиночний транскрипт, рівень токенів, рівень рішень і рівень гіпотез. Найкращою є стратегія злиття на рівні гіпотез, за якої суддя читає обидва транскрипти й узгоджує їх (macro–F1 0,913). Трьома контрольними експериментами встановлено, що приріст зумовлений доказом, наявним лише у другому транскрипті, а не властивостями підказки чи поблажливістю судді.

Бібл. 21, іл. 2, табл. 5.

УДК 004.75

Цвіркун Л.І., Миронов Ю.А. **Керування активацією робочих процесів за умов блокування через обмежені ресурси багаторазового використання в розподілених системах виконання спрямованих ациклічних графів** // Системні технології. Регіональний міжвузівський збірник наукових праць. – Випуск 5(166). – Том 1. – Дніпро, 2026. – С.121 – 137.

Досліджено керування активацією відкритих САГ–робочих процесів за наявності обмеженого ресурсу багаторазового використання. У 800 прогонах дискретно–

подійного моделювання показано, що за блокування за схемою «спочатку виконавець» прості засоби керування WIP зменшують p95 часу відгуку приблизно на 23–36% без практично значущої втрати пропускної здатності. За атомарного отримання ресурсів великий виграш зникає. DTR з урахуванням CAG не демонструє практично значущої загальної переваги над сильнішими простими контролерами. Основним механізмом є утримання дефіцитної потужності виконавця під час очікування токена.

Бібл. 13, іл. 7, табл. 4.

УДК 004.056; 004.62

Клименко І.В., Лебідь Є.А. **Методи захисту та псевдонімізації даних у системах формування крос–функціональних команд ІТ–проєктів** // Системні технології. Регіональний міжвузівський збірник наукових праць. – Випуск 5(166). – Том 1. – Дніпро, 2026. – С.138 – 154.

У статті досліджено комплексний підхід до захисту персональних даних у HR–системах формування команд ІТ–проєктів. Систематизовано прямі та квазіідентифікатори, визначено основні загрози й безпекові вимоги, зокрема мінімізацію даних, контроль доступу, принцип найменших привілеїв, аудит і DLP. Порівняно маскування, токенізацію, анонімізацію, диференційну приватність і псевдонімізацію. Обґрунтовано, що псевдонімізація найкраще поєднує конфіденційність із збереженням аналітичної цінності профілів. Запропоновано розділення ідентифікаційного та аналітичного контурів, автоматизоване виявлення PII і методику експериментального оцінювання захисту та стабільності ранжування кандидатів.

Бібл. 17, іл. 3.

УДК 681.128+681.518.2

Іващев Д. В., Герасимов В. В. **Комплексна методологія обробки телеметричних даних рівня палива маневрових локомотивів: нелінійний аналіз шуму та детекція подій заправки** // Системні технології. Регіональний міжвузівський збірник наукових праць. – Випуск 5(166). – Том 1. – Дніпро, 2026. – С.155 – 172.

Запропоновано комплексну методологію обробки телеметричних даних рівня палива маневрових локомотивів, яка об'єднує в єдиний конвеєр сегментацію ряду, диференційоване адаптивне згладжування з детекцією заправок і класифікацію нелінійного шуму. Додано формалізовану оцінку довіри до кожної виявленої події та порівняння чотирьох методів усунення шуму за приростом сигнал/шум. На даних шести локомотивів виявлено 280 заправок із середньою довірою 0,83; серед класифікованих сегментів (з 27 792 оброблених) переважає кольоровий гаусівський шум. Балансова модель витрати палива пояснює 19–52% дисперсії погодинної витрати для п'яти локомотивів вибірки.

Бібл. 9, рис. 4, табл. 3.

УДК 622.776

Прядко Н.С., Іванов Д.Д. **Автоматичне керування процесом струминного подрібнення за акустичними інформаційними ознаками: стан та завдання до-**

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

слідження // Системні технології. Регіональний міжвузівський збірник наукових праць. – Випуск 5(166). – Том 1. – Дніпро, 2026. – С.173 – 184.

Проведено критичний аналіз передумов розвитку автоматичного керування процесом струминного подрібнення за акустичним зворотним зв'язком. Показано, що відомі акустичні інформаційні ознаки дають змогу ідентифікувати режими роботи подрібнювальної установки, а релейне керування подаванням матеріалу забезпечує підтримання завантаження камери поблизу раціональної області.

Бібл. 11.

УДК 004.056

Ліп'яніна–Гончаренко Х.В., Ігнатєв І.В., Комар М.П., Юрків Х.В. **Інформаційна модель даних, відтворюваність і процедурна підзвітність у системі моніторингу інформаційних загроз** // Системні технології. Регіональний міжвузівський збірник наукових праць. – Випуск 5(166). – Том 1. – Дніпро, 2026. – С.185 – 197.

У статті обґрунтовано інформаційну модель даних для систем моніторингу інформаційних загроз, яка забезпечує відтворюваність обчислень і процедурну підзвітність. Запропоновано розглядати збагачений запис новинного повідомлення як чотиришаровий інтеграційний каркас, що поєднує первинні тексти, метадані, результати аналітики та параметри якості. Показано, що відтворюваність досягається через фіксацію конфігурацій, технічних підстав і версійності компонентів. Доведено необхідність формування наскрізного аудитного сліду на всіх етапах обробки даних. Визначено роль контуру «людина–система» для верифікації чутливого контенту. Встановлено, що практична цінність результатів полягає у створенні методологічної та програмно–організаційної основи для побудови прозорих і підзвітних комплексів медіамоніторингу.

Бібл. 10, іл. 2.

УДК 004.93

Киричук Ю.В., Стахова А.П., Назаренко Н.М. **Автоматизована система контролю якості деталей на основі технології машинного зору** // Системні технології. Регіональний міжвузівський збірник наукових праць. – Випуск 5(166). – Том 1. – Дніпро, 2026. – С.198 – 213.

У статті розглянуто розроблення автоматизованої системи контролю якості деталей на основі технології машинного зору для промислового виробництва. Проаналізовано недоліки традиційних методів контролю та обґрунтовано необхідність їх автоматизації. Запропоновано структуру системи, що включає три інспекційні зони, камери машинного зору, спеціалізоване освітлення, обчислювальний модуль, програмований логічний контролер і механізм автоматичного відбракування. Описано алгоритм функціонування системи та особливості контролю верхньої, фронтальної й нижньої частин виробу. Запропоноване рішення забезпечує підвищення точності та швидкодії контролю, зменшення впливу людського фактора, автоматичне виявлення дефектів і підвищення ефективності виробничого процесу.

Бібл. 11, іл. 6.

UDC 004.94:621.375:621.382.3

Zimoglyad A., Guda, Selivyorstova T. **Development, modeling and research of an amplifier without passive elements using JFETs** // System technologies. № 5(166). – Part 1. – Dnipro, 2026.– P.3 – 15.

The article conducted research on the creation of a buffer circuit without the use of passive elements PAA (pure active amplifier). A series of laboratory studies were conducted on the operability of the developed PAA (pure active amplifier) buffer circuit, as well as its parameters were measured.

The circuit showed its operability and can be used in tasks where cascade decoupling, impedance matching, protection against signal dropout at small sizes and low cost are required.

In the future, with further experiments, it is possible to use it to create integrated circuits, where the main advantages will be: minimal area on the crystal, wide bandwidth, manufacturability of production and low noise level.

Bible. 5, fig.14.

UDC 681.5:622.7

Tron V.V. **Tactical–operational architecture for coordinating multi–criteria Pareto planning with distributed model predictive control of iron ore beneficiation processes** // System technologies. № 5(166). – Part 1. – Dnipro, 2026.– P.16 – 26.

A tactical–operational control architecture for iron ore beneficiation processes is proposed, combining static multi–criteria Pareto planning (NSGA–II/III) with distributed model predictive control through a regulated two–way interface. The forward flow transmits Pareto–optimal set–points and admissible deviation zones computed from bootstrap confidence intervals of the separation–model coefficients, while the backward flow returns execution statistics and updated covariance matrices. The upper–level reaction is governed by a three–threshold regulation. A numerical experiment confirmed the operability of the architecture and end–to–end uncertainty computation.

Ref. 9, il. 4, tab. 2.

UDC 004.7.056

Suprun O.V., Karpenko N.V. **Current state and trends of agentless user behaviour profiling based on network telemetry** // System technologies. № 5(166). – Part 1. – Dnipro, 2026.– P.27 – 41.

This paper examines the current state and development trends of agentless user behaviour profiling in corporate networks based on network telemetry. A diagram illustrating the evolution of cyber security technologies up to the UEBA/SOAR level has been constructed. Following B. Kitchenham’s methodology, a review of works from 2010 to 2025 was conducted to systematize approaches to using NetFlow/IPFIX for detecting anomalous behaviour and user profiling. The advantages and limitations of network monitoring for analysing user actions have been identified. The feasibility of context–based enrichment of NetFlow/IPFIX within the UEBA/SIEM framework, using adaptive machine learning, has been substantiated.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Ref. 29, fig. 9.

UDC 681.5:004.89:004.942:622.24

Klymenko O.D., Vovk S.M. **Hybrid neural network model for probability distribution identification in the assessment of the state of natural and technical objects** // System technologies. № 5(166). – Part 1. – Dnipro, 2026.– P.42 – 57.

A hybrid neural network model for probability distribution identification in tasks of assessing the state of natural and technical objects is proposed. The model architecture combines a one–dimensional convolutional neural network (1D CNN) for analyzing the shape of the probability distribution with a multilayer perceptron (MLP) for processing a vector of 12 robust statistical features. A dataset of 60,000 synthetic samples with sizes ranging from 20 to 1000 observations was generated for model training and testing. The experimental results demonstrated a classification accuracy of 97.8% on an independent test dataset comprising 18,000 samples, outperforming standalone CNN and MLP models as well as conventional statistical hypothesis tests. It has been demonstrated that the proposed architecture provides a more effective solution for the automatic identification of probability distributions under conditions of limited data availability.

Refs. 14, Figs. 3, Tabs. 3.

UDC 004.415.3:681.6

Yermakov V.V., Moroz B.I. **Modeling and experimental evaluation of priority–based message processing in OLAP systems under peak loads** // System technologies. № 5(166). – Part 1. – Dnipro, 2026.– P.58 – 74.

The paper examines a controlled message–processing discipline for OLAP systems that considers information value and ageing, deadlines, processing cost, and warehouse state. A simulation model of the broker–ETL–micro–batching–OLAP pipeline is developed, and FIFO, static–priority, EDF, and SCORE policies are compared. Across four peak–load scenarios, SCORE achieved the lowest aggregated loss criterion while maintaining a high SLO fulfilment rate for critical messages. The results support cross–layer micro–batch queue management under constrained analytical–pipeline capacity.

Refs. 28, fig. 7, tables 5.

UDC 004.65

Reznichenko O.V., Liashenko O.A., Arkhypova V.V. **Mathematical modeling of replication lags in a distributed MongoDB database** // System technologies. № 5(166). – Part 1. – Dnipro, 2026.– P.75 – 93.

Using the active probing method, experimental data on the occurrence of replication lags were obtained. Using gradient boosting, the significance of various factors was assessed, and it was determined that the number of parallel connections, the number of documents in a batch, and the interval between write operations have the greatest impact. A nonlinear mathematical model of the cluster’s operation was constructed.

Refs. 27, figs. 10, tabs. 9.

UDK 53.089.6

Novoselov O.A. **Determination of the suitability of working standards for use in metrological activities** // System technologies. № 5(166). – Part 1. – Dnipro, 2026.– P.94 – 103.

The issue of determining the suitability of working standards for use in metrological activities based on the results of their calibration is considered. The decision–making rule for confirming compliance or non–compliance with the technical requirements of working standards for use in metrological activities in accredited calibration laboratories is considered. The rule for determining the suitability of working standards in the field of measuring geometric parameters of products is analyzed. Using the example of calibrating finite plane–parallel length measures, the option of determining the compliance of measures with the requirements of the technical specification is considered. It is proposed to establish a target measurement uncertainty for the calibration of working standards, which should be no more than 1/5 of the maximum permissible error.

Bibl. 16, ill. 1, table. 1.

UDC 004.934:004.89

Ivanko A.M. **Joint LLM reconciliation of multiple ASR transcripts for script–compliance cue detection in contact centers** // System technologies. № 5(166). – Part 1. – Dnipro, 2026.– P.104 – 120.

Script–compliance cues in contact–center calls are detected from automatic speech recognition transcripts. Classic token–level system combination optimizes word error rate and can delete the very words a compliance check needs. Four fusion points for two recognizers are compared under one LLM judge: a single transcript, the token level, the decision level, and the hypothesis level. Joint reconciliation, in which the judge reads both transcripts and reconciles them in one call, is the best arm (macro–F1 0.913). Three controls establish that the gain comes from evidence carried only by the second transcript, not from the prompt or a permissive judge.

Ref. 21, fig. 2, tab. 5.

UDC 004.75

Tsvirkun L., Myronov Y. **Workflow activation control under blocking caused by limited reusable resources in distributed dag execution systems** // System technologies. № 5(166). – Part 1. – Dnipro, 2026.– P.121 – 137.

Workflow activation control is studied in an open DAG execution system with a finite reusable resource. Across 800 discrete–event simulation runs, simple WIP controls reduce p95 response time by approximately 23–36% under worker–first blocking without a practically meaningful throughput loss. The large benefit disappears under atomic resource acquisition. DAG–aware DTR shows no generally practically meaningful advantage over the strongest simpler controls. The principal mechanism is the retention of scarce worker capacity while a task waits for a reusable–resource token.

Ref. 13, ill. 7, tab. 4.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

UDC 004.056; 004.62

Klymenko I.V., Lebid Y.A. **Methods for protecting and pseudonymizing personal data in systems for forming cross – functional IT project teams** // System technologies. № 5(166). – Part 1. – Dnipro, 2026.– P.138 – 154.

The article examines a comprehensive approach to protecting personal data in HR systems used to form teams for IT projects. It systematizes direct and quasi–identifiers, identifies major threats and security requirements, including data minimization, access control, least privilege, auditing, and DLP. Masking, tokenization, anonymization, differential privacy, and pseudonymization are compared. Pseudonymization is shown to provide the best balance between confidentiality and the analytical value of professional profiles. The study proposes separating identification and analytical processing layers, automating PII detection, and evaluating protection effectiveness through data–utility metrics and the stability of candidate rankings.

Ref. 17, Fig. 3.

UDC 681.128+681.518.2

Ivashchev D.V., Herasymov V.V. **A comprehensive methodology for processing fuel–level telemetry data of shunting locomotives: nonlinear noise analysis and refueling event detection** // System technologies. № 5(166). – Part 1. – Dnipro, 2026.– P.155 – 172.

A methodology for processing fuel–level telemetry data of shunting locomotives is proposed, combining time–series segmentation, differentiated adaptive smoothing with refueling detection, and nonlinear noise classification within a single pipeline. A formalized confidence estimate for every detected event and a comparison of four noise–removal methods by signal–to–noise gain are added. On data from six locomotives, 280 refueling events were detected with a mean confidence of 0.83; across 27,792 segments, colored Gaussian noise predominates. The fuel–balance model explains 19–52% of hourly consumption variance for five locomotives.

Ref. 9, fig. 4, tab. 3.

UDC 622.776

Priadko N.S., Ivanov D.D. **Automatic control of the jet milling process based on acoustic informative features: state and research objectives** // System technologies. № 5(166). – Part 1. – Dnipro, 2026.– P.173 – 184.

A critical analysis of the prerequisites for developing automatic control of the jet milling process using acoustic feedback is presented. It is shown that known acoustic informative features allow for the identification of the operating modes of the milling unit, while relay control of material feed ensures that the chamber load is maintained within an optimal range.

Refs. 11.

UDC 004.056

Lipianina–Honcharenko Kh.V., Ihnatyev I.V., Komar M.P., Yurkiv Kh.V. **Data information model, reproducibility and procedural accountability in the information threat monitoring system** // System technologies. № 5(166). – Part 1. – Dnipro, 2026.– P.185 – 197.

The article substantiates a data information model for information threat monitoring systems that ensures computational reproducibility and procedural accountability. It proposes considering an enriched news message record as a four–layer integration framework combining primary texts, metadata, analytical results, and quality parameters. It shows that reproducibility is achieved by fixing configurations, technical grounds, and component versions. The necessity of forming an end–to–end audit trail at all stages of data processing is proven. The role of the human–in–the–loop architecture for validating sensitive content is defined. It is established that the practical value of the results lies in creating a methodological, software, and organizational basis for building transparent and accountable media monitoring complexes.

Ref. 10, fig. 2.

UDC 004.93

Kyrychuk Yu.V., Stakhova A.P., Nazarenko N.M. **Automated system for quality control of parts based on machine vision technology** // System technologies. № 5(166). – Part 1. – Dnipro, 2026.– P.198 – 213.

This article discusses the development of an automated system for the quality control of parts, based on machine vision technology, for use in industrial manufacturing. The drawbacks of traditional inspection methods are analyzed, and the necessity for their automation is justified. A system structure is proposed, comprising three inspection zones, machine vision cameras, specialized lighting, a computing module, a programmable logic controller, and an automatic rejection mechanism. The system's operating algorithm is described, along with the specifics of inspecting the top, front, and bottom sections of a product. The proposed solution enhances inspection accuracy and speed, reduces the impact of the human factor, enables automatic defect detection, and improves the efficiency of the production process.

Refs. 11, Figs. 6.

ISSN 1562-9945 (Print)
ISSN 2707-7977 (Online)

Системні технології

ЗБІРНИК НАУКОВИХ ПРАЦЬ

Випуск 5 (166)
Том 1

Головний редактор: к.т.н., доц. Т.В. Селівьорстова

Відповідальний секретар та технічний редактор: к.т.н., доц. К.Ю. Островська

Здано до набору 19.10.2026. Підписано до друку 30.10.2026.
Формат 60x84 1/16. Друк - різограф. Папір типограф.
Умов. друк арк. – 16,14. Обл.– видавн. арк. – 14,125.
Тираж 300 прим. Замовл. – 05/26

Український державний університет науки і технологій,
ННІ «Дніпровський металургійний інститут»,
кафедра Інформаційних технологій та систем: ІВК «Системні технології»
49600, Дніпро, а/с 493
http://journals.nmetau.edu.ua/index.php/st
Свідоцтво про державну реєстрацію друкованого засобу масової інформації:
Серія КВ № 8684 від 23 квітня 2004 рік

Редакційна колегія

Селівьорстова Тетяна Віталіївна
(головний редактор)
доцент, кандидат технічних наук
Український державний університет науки і технологій, ННІ «Дніпровський металургійний інститут», Україна

Гнатушенко Вікторія Володимирівна
(заступник головного редактора)
професор, доктор технічних наук
Український державний університет науки і технологій, ННІ «Дніпровський металургійний інститут», Україна

Островська Катерина Юріївна
(відповідальний секретар)
доцент, кандидат технічних наук
Український державний університет науки і технологій, ННІ «Дніпровський металургійний інститут», Україна

Члени редакційної колегії

Бердник Михайло Геннадійович
професор, доктор технічних наук
Національний технічний університет «Дніпровська політехніка», Україна

Гвоздева Ірина Маратівна
професор, доктор технічних наук
Національний університет «Одеська морська академія», Україна

Гнатушенко Володимир Володимирович
професор, доктор технічних наук
Національний технічний університет «Дніпровська політехніка», Україна

Редчиць Дмитро Олександрович
професор, доктор технічних наук
Інститут транспортних систем і технологій НАНУ, Україна

Svyetlichnyy Dmytro
Ph.D, Professor, Full Professor
Akademia Górniczo-Hutnicza im. Stanisława Staszica, Poland

Heipke Christian
Dr.-Ing., Professor
Leibniz University Hannover, Germany

Шинкаренко Віктор Іванович
професор, доктор технічних наук
Український державний університет науки і технологій, ННІ «Дніпровський інститут інфраструктури і транспорту», Україна

Shults Roman
DSc, PhD, Associate Professor
Interdisciplinary Research Center for Aviation and Space Exploration, Kingdom of Saudi Arabia