

Воловик А. Ю., доктор технічних наук, доцент, доцент кафедри інформаційних радіоелектронних технологій і систем Вінницького національного технічного університету
ORCID: 0000-0002-8772-9843

Кичак В. М., доктор технічних наук, професор, завідувач кафедри інфокомунікаційних систем і технологій Вінницького національного технічного університету
ORCID: 0000-0001-7013-3261

Савицький А. Ю., кандидат технічних наук, доцент, доцент кафедри інформаційних радіоелектронних технологій і систем Вінницького національного технічного університету
ORCID: 0009-0000-3490-6300

Макогон В. І., кандидат технічних наук, старший викладач кафедри інфокомунікаційних систем і технологій Вінницького національного технічного університету
ORCID: 0000-0001-7176-2676

ОЦІНЮВАННЯ ДАНИХ В ТЕЛЕМЕТРИЧНОМУ КАНАЛІ, ВРАЖЕНОМУ ХАОТИЧНО-ІМПУЛЬСНИМИ ПЕРЕШКОДАМИ

Проблемою багатьох телеметричних систем є невідповідність між високою швидкістю передачі даних і достовірністю їх прийому в умовах впливу імпульсних перешкод, характерних для різноманітних середовищ передачі інформації. Оскільки, завдяки стрімкому розвитку технологій, телеметрія додатково стала відігравати ключову роль в забезпеченні належного рівня надійності та гарантуванні заданого ступеня безпеки складних технологічних об'єктів та систем, така невідповідність стає все більш критичною.

Стаття присвячена проблемі синтезу пристроїв оцінювання стану лінійних стаціонарних динамічних систем, що працюють в умовах шуму та збурень у каналі спостережень. В роботі розглядається комбінований вплив гаусівського шуму та хаотичних імпульсних перешкод на точність фільтрації повідомлень у цифровому телеметричному каналі. Метою дослідження є підвищення точності оцінювання повідомлень в телеметричному каналі, враженому хаотично-імпульсними перешкодами з помірним зростанням обчислювальних витрат.

В загальному випадку, ефективність використання методів синтезу пристроїв оптимального оцінювання залежить від повноти апріорної інформації відносно математичної моделі процесів, що мають місце у об'єкті контролю, статистичної інформації щодо властивостей діючих завад та механізму утворення вихідних даних. Для задач такого класу стандартним рішенням є оптимальний фільтр Калмана, який демонструє найвищу якість збіжності оцінок до істинних значень. Якщо дані поточного стану системи спостережень відсутні, малодостовірні або не відповідають прийняттю моделям то задача синтезу стає не некоректно сформованою. Для вирішення цього протиріччя, в представленій роботі запропонована адаптація моделі каналу спостережень до умов появи різноточних вихідних даних включно з аномальними. На основі скоректованої моделі синтезовано псевдобайєсівський мультигіпотезний алгоритм оцінювання в якому закладений механізм розрахунку апостеріорної ймовірності появи ХП, а на його основі запроваджено пропорційне зважування вихідних оцінок. На основі результатів цифрового статистичного моделювання проведено порівняльний аналіз точності розглянутих алгоритмів оцінювання. Інформаційним джерелом для оцінки відносної точності вибраний сигнальний залишок, що утворюється, як різниця між еталонним телеметричним сигналом та оцінкою враженою ХП, отриманою за допомогою відповідних фільтрів. Результати чисельного моделювання підтверджують ефективність запропонованого підходу.

Ключові слова: лінійна динамічна система, хаотична імпульсна перешкода псевдобайєсівський фільтр, субоптимальна процедура оцінювання.

Volovyk A. Yu., Kychak V. M., Savytskyi A. Yu., Makohon V. I. Telemetry channel data estimation exposed to chaotic impulse-pulse disturbances

The paper is devoted to the problem of devices synthesis for estimating the linear stationary dynamic systems state operating under conditions of noise and perturbations in the observation channel. The paper considers the joint influence of Gaussian noise and chaotic pulse disturbance on the accuracy of message filtering in a digital telemetry channel.

The problem of many telemetry systems is the disparity between high data rate and reliability of their reception under the influence of impulse noise, which is typical for various medium information transmission. Since, due to the rapid development of technology, telemetry has become crucial to ensure the proper level of reliability and guarantee a given degree of safety of complex technological facilities and systems, such discrepancy is becoming more and more critical.

The aim of the study is to improve the accuracy of message estimation in a telemetry channel exposed to chaotic-pulse disturbances against the background of a moderate increase in computational cost.

In general, the efficiency of using methods for synthesizing optimal estimation devices depends on the completeness of a priori information about the processes mathematical model occurring in the control object, statistical information about the existing disturbances properties and the initial data formation mechanism. For problems of this class, the standard solution is the optimal Kalman filter demonstrating the highest quality of convergence of estimates to true values. If data on the current state of the observation system is missing, unreliable, or does not correspond to the accepted models, then the synthesis problem becomes incorrectly formulated. To resolve this contradiction, the presented work proposes a correction of the telemetry observation channel mathematical model, taking into account the appearance of differently accurate initial data, including anomalous ones. Based on the adjusted model, a pseudo-Bayesian algorithm for multi-hypothesis estimation is synthesized. It includes a mechanism for calculating the posterior probability of chaotic impulse noise and proportional weighting of the initial estimates based on it. Based on the results of digital statistical modeling, a comparative analysis of the accuracy of the considered evaluation algorithms was carried out. The residual of the signal generated as a difference between the telemetry reference signal and the estimate of the affected chaotic pulse interference obtained with the help of appropriate filters was chosen as a source of information for the relative accuracy estimation. The source of information for assessing the relative accuracy was the signal residual. It was generated as the difference between the reference telemetry signal and the estimate of the affected chaotic impulse disturbances obtained using the appropriate filters. Numerical simulation results confirm the effectiveness of the proposed approach.

Key words: linear dynamic system, chaotic impulse noise, pseudo-Bayesian filter, suboptimal estimation procedure.

Постановка проблеми. Телеметричні системи знайшли поширення в різноманітних галузях народного господарства, науки і техніки. Аналіз наявних на сьогодні публікацій свідчить про широкий попит та велику зацікавленість до питань побудови каналів управління та інформаційного обміну в напрямках геофізики, океанології, метеорології, медицини, авіаційної та космічної техніки, систем керування промисловими підприємствами і технологічними процесами [1-3]. Стрімко зростає кількість публікацій стосовно систем керування та моніторингу безпілотних автономних систем, роботизованих пристроїв, малогабаритних безпілотних літальних апаратів цивільного та військового призначення [4,5].

Телеметрична інформація використовується для вивчення властивостей процесів в об'єкті телеметрії, управління станом його систем та контролю в реальному часі. Характерною рисою цих систем є велика кількість і різноманітність вимірюваних фізичних величин, що потребують передачі на великі відстані з високою точністю та швидкістю. В низці випадків похибка передачі не повинна перевищувати 0,5% повної шкали динамічного діапазону вимірюваної фізичної величини при швидкості передачі інформаційного потоку порядку $10^6 - 10^7$ біт/сек і більше, з допустимою імовірністю помилки $10^{-4} - 10^{-6}$ [6, 7].

Проблемою багатьох телеметричних систем є невідповідність між високою швидкістю передачі даних і достовірністю їх прийому в умовах впливу імпульсних перешкод, характерних для різноманітних середовищ передачі інформації. Такі перешкоди чинять суттєвий вплив на передачу даних систем керування та прийняття рішень. При цьому слід зазначити, що до недавнього часу питанням вдосконалення підсистеми завадостійкості, відносно імпульсних перешкод, особливої уваги не приділялося. Це явище пов'язане з тим, що тенденція технологічного ускладнення об'єктів контролю, в першу чергу, спрямовує існуючі підходи на збільшення ефективної швидкості передачі інформації та збереження її конфіденційності при цьому, питаннями забезпечення заданого рівня надійності трансмісії даних в конкретних умовах використання нехтували. Сучасний розвиток технологій змінив світ. Складні технологічні об'єкти та високо-інтегровані системи набули масовості, а в наслідок їх діяльності почали утворюватися інтенсивні електромагнітні перешкоди. Одночасно, телеметрія додатково стала відігравати ключову роль в забезпеченні належного рівня надійності та гарантуванні заданого ступеню безпеки. Ситуація, що склалася спонукає до необхідності модернізації існуючих та розробки нових спеціалізованих методів та алгоритмів захисту телеметричної інформації від хаотичних імпульсних перешкод (ХІП). Враховуючи вище сказане, розробка таких пристроїв та алгоритмів наразі є актуальною.

Аналіз останніх досліджень та публікацій. Без сумніву залишається той факт, що стрімкий технологічний прогрес проникаючи у різні сфери життя покращує його якість, водночас збільшуючи вразливість до широкого спектру завад, які можуть становити загрозу для інфраструктури суспільства. З метою спроби розуміння впливу таких середовищ на електричні системи, в роботі [8] розглянуті методи класифікації ХІП у вигляді електромагнітних завад різноманітного походження. В роботах [9-10], на основі відомої топології електромагнітних завад обґрунтовані їх фізичні параметри, на системному рівні розглянуті можливі наслідки їх впливу. В [11] моделюються комплексні сценарії складних електромагнітних завад в умовах яких телеметричні пристрої працюють на практиці. David Yang у співавторстві, в своїй роботі [12] надав ретельний аналіз впливу потужних радіочастотних завад на функціонування цифрових схем та пристроїв.

Питання оптимального прийому даних по радіотелеметричним каналам зв'язку в умовах діяння хаотичних імпульсних перешкод (ХІП) розглядалися в низці робіт і головним чином, зводились до синтезу оціночно-компенсаційних процедур фільтрації [13, 14] та методів адаптивної фільтрації [15, 16].

Проблема синтезу алгоритмів оцінювання вектора стану динамічних системи знаходиться в центрі уваги багатьох авторів протягом тривалого часу. Досить ретельно теоретичні аспекти з цього напрямку розглянуті у [17]. Незважаючи на те, що проблема синтезу відновників стану добре досліджена, вона залишається актуальною, як для лінійних, так і для нелінійних об'єктів [18, 21]. На сьогодні розроблено достатня кількість конструктивних методів синтезу приладів оцінювання повної та зменшеної розмірності для лінійних стаціонарних динамічних систем де збурення відокремлюються від корисного сигналу. Це дозволяє відновити нормальну працездатність фільтра Калмана оцінки якого втрачають коректність при наявності збурень [19, 20].

На жаль, реалізація сучасних алгоритмів багато ступінчатих оптимальних процедур лінійної фільтрації та модельно-орієнтованих пристроїв з нелінійною залежністю, в практичних доданках досить часто нашттовхується на значні труднощі, що обумовлені обмеженнями на об'єм пам'яті, швидкодію промислових мікропроцесорних засобів та часовою затримкою. В даній роботі зроблено спробу обійти ці обмеження за рахунок відмови від строгої теоретичної оптимальності, тобто по суті, пропонуються субоптимальні процедури оцінювання телеметричних даних. Запропоновано новий підхід до синтезу відновника даних телеметричного каналу на основі лінійної стаціонарної системи в умовах впливу ХІП. Отриманий результат ґрунтується на засадах теорії псевдобайєсівських оцінок, у припущенні щодо наявності певної апріорної інформації відносно ХІП.

Отже, **мета дослідження** полягає у підвищенні точності оцінювання даних в телеметричному каналі, враженому хаотично-імпульсними перешкодами з помірним обчислювальним ускладненням отриманого алгоритму.

Виклад основного матеріалу. Розглянемо лінійну дискретну динамічну систему, яка описує інформаційне повідомлення, що транслюється по радіотелеметричному каналу передачі, на фоні загальних шумів природнього походження

$$\mathbf{x}_{k+1} = \mathbf{A}_k \mathbf{x}_k + \mathbf{B}_k \mathbf{w}_k, \quad (1)$$

$$\mathbf{y}_k = \mathbf{C}_k \mathbf{x}_k + \xi_k \quad (2)$$

де, \mathbf{x}_k – n -мірний вектор стану динамічної системи; \mathbf{y}_k – m -мірний вектор спостереження; $\mathbf{A}_k, \mathbf{B}_k, \mathbf{C}_k$ – системні матриці відповідних розмірів; \mathbf{w}_k, ξ_k – білі гаусівські шуми з нульовими середніми значеннями та коваріаційними матрицями $\mathbf{Q}_k, \mathbf{R}_k$ відповідно.

В загальному випадку, ефективність використання методів синтезу пристроїв оптимального прийому телеметричних даних за результатами спостережень залежить від повноти апріорної інформації щодо математичної моделі процесів, що мають місце у об'єкті контролю, статистичної інформації щодо властивостей діючих завод та механізму утворення вихідних даних. За даних обставин, оптимальним рішенням для оцінювання невідомих параметрів є стандартний фільтр Калмана. Якщо дані поточного стану системи спостережень відсутні, малодостовірні або не відповідають прийнятим моделям (поява ХІП), то задача синтезу стає некоректно сформованою. У такому випадку доцільно перейти до пошуку більш розширених методів оцінювання, як параметрів системи так і стану каналу спостережень [20].

В представленій роботі запропонована корекція математичної моделі каналу телеметричних спостережень з урахуванням появи різноточних вихідних даних включно з аномальними. Для цього рівняння (2) подамо у іншому вигляді

$$\mathbf{y}_k = \mathbf{C}_k \mathbf{x}_k + \gamma_k \theta_k + \xi_k \quad (3)$$

де нові невідомі мають наступне значення: γ_k – випадкова послідовність, яка характеризує процес появи імпульсних перешкод; θ_k – стрибкоподібний процес з ліченим числом станів $\sigma_i, i = 1, \dots, N$, який описує можливі значення величини імпульсних перешкод. У подальшому, для спрощення, складову $\gamma_k \theta_k + \xi_k$ будемо враховувати як шумову складову $\gamma_k \mathbf{v}_k$ інтенсивність якої залежить від амплітуди імпульсної перешкоди, вираз (3) подамо у вигляді

$$\mathbf{y}_k = \mathbf{C}_k \mathbf{x}_k + \gamma_k \mathbf{v}_k, \quad (4)$$

Як відомо, оптимальна оцінка $\hat{\mathbf{x}}^{(k+1|k)}$ яка мінімізує багатокроковий байєсівський ризик, за умови, що вектор спостережень $\mathbf{Y}_k^m = \{y_1, \dots, y_k\}$ залежить від m -конкретної реалізації послідовності $\Gamma_k^m = \{\gamma_1, \dots, \gamma_k\}$ являє собою апостеріорне середне

$$\hat{\mathbf{x}}^{(k+1|k)} = \mathbb{E} \left\{ \mathbf{x}_{(k+1)} \mid \mathbf{Y}_k^m \right\} = \int \mathbf{x}_{(k+1)} f \left[\mathbf{x}_{(k+1)} \mid \mathbf{Y}_k^m \right] d\mathbf{x}_k$$

Скористаємось методом математичної індукції та властивостями згладжування умовного середнього. Неважко показати, що апостеріорна густина розподілу ймовірностей $f \left[\mathbf{x}_k \mid \mathbf{Y}_k^m \right]$ може бути апроксимована зваженою сумою 2^n гаусівських густин розподілу для усіх $k=0, 1 \dots$ [22].

$$\hat{\mathbf{x}}^{(k+1|k)} = \sum_{r=1}^{\sigma}, \dots, \sum_{r=1}^{\sigma} \int_{-\infty}^{+\infty} \left\{ \mathbf{x}_{(k+1)} f \left[\mathbf{x}_{(k+1)} \mid \mathbf{Y}_k^m, \Gamma_k^m \right] d\mathbf{x}_{(k+1)} \right\} p \left(\mathbf{Y}_k^m, \Gamma_k^m \right),$$

де $p \left(\mathbf{Y}_k^m, \Gamma_k^m \right)$ – апостеріорна імовірність реалізації конкретної параметричної ланки Γ_k^m . Зауважимо, що для практичних обчислень оцінка $\hat{\mathbf{x}}^{(k+1|k)}$ малоприматна, так як зі збільшенням k потреба в об’ємі оперативної пам’яті процесора зростає у відповідності до закону 2^k . З метою одержання оцінок $\hat{\mathbf{x}}^{(k+1|k)}$ у формі, прийнятній для реалізації на мікро-ЕОМ будемо обмежувати на кожному тактові число параметричних гілок. Для цього припустимо, що осереднення по $\Gamma_{(k-1)}^m$ на $(k-1)$ тактові вже виконано, а густина розподілу імовірностей $f \left[\mathbf{x}_k \mid \mathbf{Y}_{(k-1)}^m \right]$ апроксимована гаусівською з еквівалентними параметрами $\hat{\mathbf{x}}^{(k|k-1)}, \mathbf{P}_{(k|k-1)}$. Тоді субоптимальна оцінка, яку в подальшому будемо називати псевдобайєсівською, може бути обчислена рекурентно на основі співвідношення

$$\hat{\mathbf{x}}^{(k+1|k)} = \sum_{r=1}^{\sigma} \mathbf{x}_{(k+1)} f \left[\mathbf{x}_{(k+1)} \mid \mathbf{Y}_k^m, \gamma_k = i \right] p \left(\gamma_k = i \mid \mathbf{Y}_k^m \right), \quad (5)$$

$$\text{де } f \left[\mathbf{x}_{(k+1)} \mid \mathbf{Y}_k^m, \gamma_k = i \right] = \frac{f \left[\mathbf{x}_{(k+1)} \mid \mathbf{Y}_{(k-1)}^m, \gamma_k = i \right] f \left[\mathbf{y}_k \mid \mathbf{Y}_{(k-1)}^m, \mathbf{x}_{(k+1)}, \gamma_k = i \right]}{f \left[\mathbf{y}_k \mid \mathbf{Y}_{(k-1)}^m, \gamma_k = i \right]}, \quad (6)$$

$$f \left[\mathbf{x}_{(k+1)} \mid \mathbf{Y}_k^m, \gamma_k = i \right] = N \left[\mathbf{A}_k \hat{\mathbf{x}}^{(k+1)}, \mathbf{A}_k \mathbf{P}_{(k|k-1)} \mathbf{A}_k^T + \mathbf{B}_k \mathbf{Q}_k \mathbf{B}_k^T \right],$$

$$f \left[\mathbf{y}_{(k+1)} \mid \mathbf{Y}_{(k-1)}^m, \mathbf{x}_{(k+1)}, \gamma_k = i \right] = N \left[\mathbf{C}_k \mathbf{x}_k, i^2 \mathbf{R}_k \right],$$

$$f \left[\mathbf{y}_{(k+1)} \mid \mathbf{Y}_{(k-1)}^m, \gamma_k = i \right] = N \left[\mathbf{C}_k \hat{\mathbf{x}}^{(k|k-1)}, \mathbf{C}_k \mathbf{P}_{(k|k-1)} \mathbf{C}_k^T + i^2 \mathbf{R}_k \right],$$

$N[\cdot]$ – нормальна густина розподілу імовірностей, $i = 1, \sigma$.

Застосування правила Байєса до $p \left[\mathbf{y}_k = i \mid \mathbf{Y}_k^m \right]$ дає

$$p \left[\mathbf{y}_k = i \mid \mathbf{Y}_k^m \right] = \frac{p \left[\gamma_k = i \mid \mathbf{Y}_{(k-1)}^m \right] f \left[\mathbf{y}_k \mid \mathbf{Y}_{(k-1)}^m, \gamma_k = i \right]}{\sum_{r=1}^{\sigma} p \left[\gamma_k = i \mid \mathbf{Y}_{(k-1)}^m \right] f \left[\mathbf{y}_k \mid \mathbf{Y}_{(k-1)}^m, \gamma_k = i \right]},$$

$$\text{де } p \left[\gamma_k = i \mid \mathbf{Y}_{(k-1)}^m \right] = \sum_{r=1}^{\sigma} p \left[\gamma_{(k-1)} = i \mid \mathbf{Y}_{(k-1)}^m \right] p \left[\gamma_k = i \mid \gamma_{(k-1)} = i \right],$$

$p \left[\gamma_{(k-1)} = i \mid \mathbf{Y}_{(k-1)}^m \right]$ – величина відома з попередніх обчислень на $(k-1)$ тактові, $p \left[\gamma_k = i \mid \gamma_{(k-1)} = i \right]$ – елемент матриці перехідних імовірностей заданої априорно.

Відносно властивостей оцінок, які повністю визначаються співвідношеннями (5) – (6), корисно зробити наступні зауваження:

– оцінка (5) є нелінійною відносно спостережень, тому що ваговий коефіцієнт (6) безпосередньо залежить від поточного значення \mathbf{y}_k ;

– стійкість оцінок (5) до діяння імпульсних перешкод забезпечується природнім шляхом – поєднання функцій “виявлення – оцінювання”;

– до складу оцінки (5) входить банк оцінок, одержаних модельно-умовними фільтрами Калмана, число яких в кожний момент часу k незмінно і дорівнює числу висунутих гіпотез N відносно можливих значень амплітуди хаотичної імпульсної перешкоди. В роботі [22] показано, що для задач суто практичного характеру достатнім є 3 – 5 робочих гіпотез.

Для простоти подальшого аналізу обмежимося випадком, коли γ_k приймає значення 1, σ з відповідними ймовірностями p_k^1, p_k^σ . Як вже зазначалося, узагальнення на випадок $\gamma_k = \sigma_i, i = 1, \dots, N$ – принципових труднощів не викликає за винятком збільшення розмірності задачі. При $\gamma_k = 1$, що відповідає умовам роботи без впливу хаотичних імпульсних перешкод, коваріаційна матриця шумів спостережень \mathbf{v}_k дорівнює \mathbf{R}_k і визначається якісними показниками каналу передачі інформації. Випадкові появи імпульсних перешкод в каналі спостережень призводять до втрати точності спостережень, що будемо враховувати, раптовим у першому наближенні, зростанням коваріаційної матриці шумів спостережень до величини $\sigma^2 \mathbf{R}_k$. Обмеження, накладені на послідовність \square_k не порушують справедливості співвідношень (5) – (6). Це означає, що як

і раніше умовну густину розподілу ймовірностей $f[\mathbf{x}_k | \mathbf{Y}_{(k-1)}^m]$ можна представляти у вигляді зваженої суми, а статистична незалежність значень випадкової послідовності γ_k спрощує обчислення вагових множників $p[\gamma_k = i | \mathbf{Y}_{(k-1)}^m]$. Умовні густини розподілу ймовірностей, які входять до складу (5) в якості співмножників, є гаусовими з відповідними параметрами:

$$f[\mathbf{x}_{(k+1)} | \mathbf{Y}_k^m] = C_1 \exp \left\{ -\frac{1}{2} [\mathbf{x}_{(k+1)} - \hat{\mathbf{x}}_{(k+1|k)}]^T \mathbf{P}_{(k+1|k)}^{-1} [\mathbf{x}_{(k+1)} - \hat{\mathbf{x}}_{(k+1|k)}] \right\}$$

$$f[\mathbf{y}_{(k+1)} | \mathbf{Y}_k^m, \mathbf{x}_{(k+1)}, \gamma_{(k+1)} = i] = C_2 \exp \left\{ -\frac{1}{2} [\mathbf{y}_{(k+1)} - \mathbf{C}_{(k+1)} \mathbf{x}_{(k+1)}]^T \times \right. \\ \left. \times [\gamma_{(k+1)}^2 \mathbf{R}_{(k+1)}]^{-1} [\mathbf{y}_{(k+1)} - \mathbf{C}_{(k+1)} \mathbf{x}_{(k+1)}] \right\},$$

$$f[\mathbf{y}_{(k+1)} | \mathbf{Y}_k^m, \gamma_{(k+1)} = i] = C_3 \exp \left\{ -\frac{1}{2} [\mathbf{y}_{(k+1)} - \mathbf{C}_{(k+1)} \hat{\mathbf{x}}_{(k+1|k)}]^T \times \right. \\ \left. \times [\mathbf{C}_{(k+1)} \mathbf{P}_{(k+1|k)} \mathbf{C}_{(k+1)}^T + \gamma_{(k+1)}^2 \mathbf{R}_{(k+1)}]^{-1} [\mathbf{y}_{(k+1)} - \mathbf{C}_{(k+1)} \hat{\mathbf{x}}_{(k+1|k)}] \right\},$$

де C_1, C_2, C_3 – нормуючі множники.

Властивості нормального закону розподілу $f[\mathbf{x}_{(k+1)} | \mathbf{Y}_k^m, \gamma_{(k+1)} = i]$, дозволяють обчислювати його параметри: середнє значення $\hat{\mathbf{x}}_{(k+1|k+1)}$ та кореляційну матрицю $\mathbf{P}_{(k+1|k+1)}$ за допомогою модельно-умовного фільтра Калмана, внаслідок чого вираз для результуючої оцінки суттєво спрощується

$$\hat{\mathbf{x}}_{(k+1|k+1)}^\Sigma = \hat{\mathbf{x}}_{(k+1|k+1)}^1 P[\gamma_{(k+1)} = 1 | \mathbf{Y}_{(k+1)}^m] + \hat{\mathbf{x}}_{(k+1|k+1)}^\sigma P[\gamma_{(k+1)} = \sigma | \mathbf{Y}_{(k+1)}^m] \quad (7)$$

$$\mathbf{P}_{(k+1|k+1)}^\Sigma = \sum_{l=1}^{\sigma} \left\{ \mathbf{P}_{(k+1|k+1)}^l + [\hat{\mathbf{x}}_{(k+1|k+1)}^l - \hat{\mathbf{x}}_{(k+1|k+1)}] [\hat{\mathbf{x}}_{(k+1|k+1)}^l - \hat{\mathbf{x}}_{(k+1|k+1)}]^T \right\} \times \\ \times P[\gamma_{(k+1)} = l | \mathbf{Y}_{(k+1)}^m]$$

Структурна синтезованого пристрою обробки телеметричних даних визначається виразом (7) і показана на рис. 1.

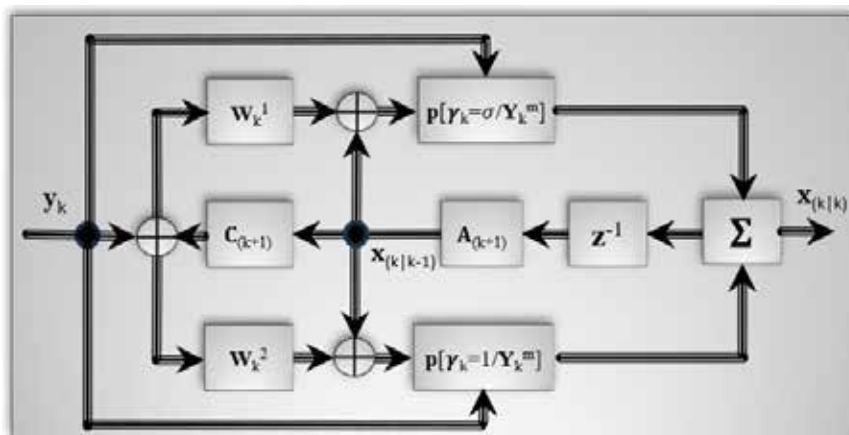


Рис. 1. Структурна схема пристрою обробки даних, стійкого до впливу ХПІ

Результати моделювання. На завершення, проведемо порівняльний аналіз ефективності розглянутих алгоритмів оцінювання, взявши за основу інформаційно – телеметричний канал висотної моделі аеродинамічного об'єкту на основі динамічної системи четвертого порядку. Враховуючи, що синтезовані пристрої мають якісні показники які залежать від результатів поточних спостережень, а інформаційне середовище, за фізичною природою, є стохастичним то у основу оцінювання ефективності доцільно покласти метод цифрового статистичного моделювання.

Модель динаміки вище згаданого об'єкту та рівняння спостережень в безперервному часі:

$$\frac{d}{dt} \begin{bmatrix} h \\ v_h \\ \dot{v}_h \\ v_h'' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & T1 & T2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h \\ v_h \\ \dot{v}_h \\ v_h'' \end{bmatrix} (t) + \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \end{bmatrix} \xi(t); \quad y(t) = [1 \ 0 \ 0 \ 0] \begin{bmatrix} h \\ v_h \\ \dot{v}_h \\ v_h'' \end{bmatrix} (t) + \gamma_n \xi(t)$$

Константи T1 та T2 характеризують аеродинамічні властивості об'єкту спостереження і мають відповідні значення -1.1772, -1.0850. Інформаційна складова, що підлягає трансляції по телеметричному каналу являє собою дані сенсора висоти барометричного типу.

Еквівалентний запис для дискретного часу:

$$\mathbf{x}_{k+1} = \mathbf{A}\mathbf{x}_k + \mathbf{Q}_k$$

$$\mathbf{y}_k = \mathbf{C}\mathbf{x}_k + \gamma_k \mathbf{R}_k$$

$$\text{де } \mathbf{A} = \begin{bmatrix} 1 & 3 \cdot 10^{-2} & 4 \cdot 10^{-4} & 0 \\ 0 & 1 & 3 \cdot 10^{-2} & 4 \cdot 10^{-4} \\ 0 & 0 & 9.9 \cdot 10^{-1} & 2.9 \cdot 10^{-2} \\ 0 & 0 & -3.47 \cdot 10^{-2} & 9.7 \cdot 10^{-1} \end{bmatrix}; \quad \mathbf{Q}_k = \text{diag} [10^{-5} \ 1 \cdot 10^{-8} \ 5 \cdot 10^{-8} \ 3 \cdot 10^{-9}]$$

$$\mathbf{C} = [1 \ 0 \ 0 \ 0]; \quad \mathbf{R}_k = 1.4 \cdot 10^{-3}$$

Випадкова змінна γ_k яка моделює вплив ХІП на дані, що транслюються телеметричним каналом, являє собою нормально розподілену послідовність з параметрами $N(0; 8\mathbf{R}_k)$ і імовірністю появи завади $q = 0.05$. Інтервал дискретизації $\Delta T = 0.024 \text{ c}$, $k = 1 \dots N$, $N = 800$ – дискретна послідовність. Вектор початкового стану моделі динаміки:

$$\mathbf{x}_{00} = [1.0 \ -0.375 \ -0.375 \ -0.001]^T,$$

Початкові оцінки досліджуваних фільтрів:

$$\hat{\mathbf{x}}_{00} = [0.8 \ -0.5 \ 0.5 \ -0.015]^T$$

Кореляційними матрицями початкового стану:

$$\mathbf{P}_{00} = \text{diag} [0.1 \ 0.01 \ 0.001 \ 1 \cdot 10^{-4}].$$

Моделювання проводилося для двох випадків: в умовах нормального функціонування каналу повідомлень та для ситуації коли телеметричний канал знаходився під впливом діяння ХІП. Порівнянню підлягали стандартний фільтр Калмана (ФК), як пристрій де-факто для роботи в стандартних умовах та синтезований алгоритм псевдобайєсівського типу (PBF) з підвищеним захистом від впливу ХІП. Результати дослідження для випадку нормальних умов роботи наведені нижче.

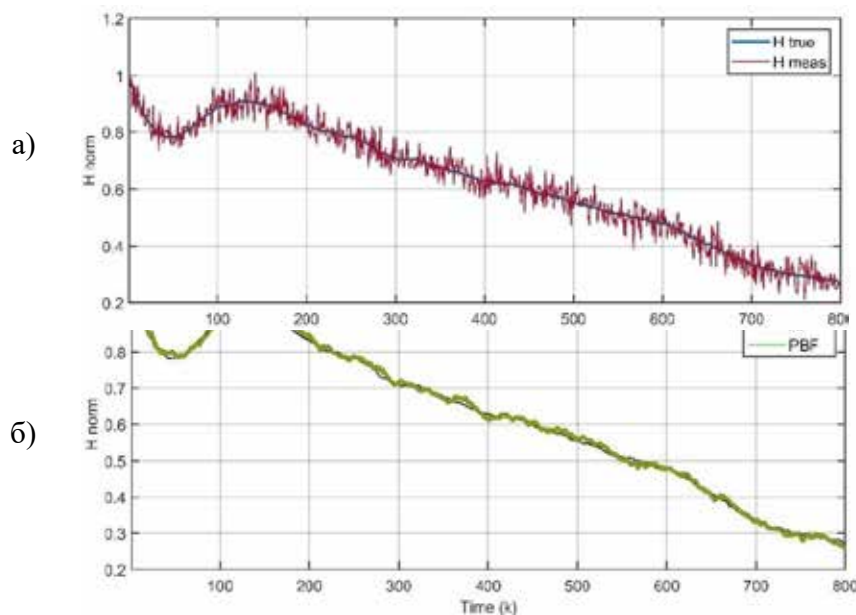


Рис. 2. Динаміка телеметрії (а); результат обробки даних фільтрами спостереження (б)

Для випадку відсутності додаткових завад обидва фільтра адекватно відстежують параметри інформаційного сигналу, мінімізуючи при цьому середньоквадратичну похибку оцінювання невідомого параметра. Оскільки більшість часу телеметричний канал працює в штатному режимі, а наявність ХІП в нормальних умовах є подією з досить малою ймовірністю цілком природньо, що за умови її відсутності синтезований РВФ не повинен погіршувати параметри оцінювання порівняно з оптимальним ФК. Ситуація кардинально змінюється коли на сигнал трансляції починає здійснювати вплив ХІП.

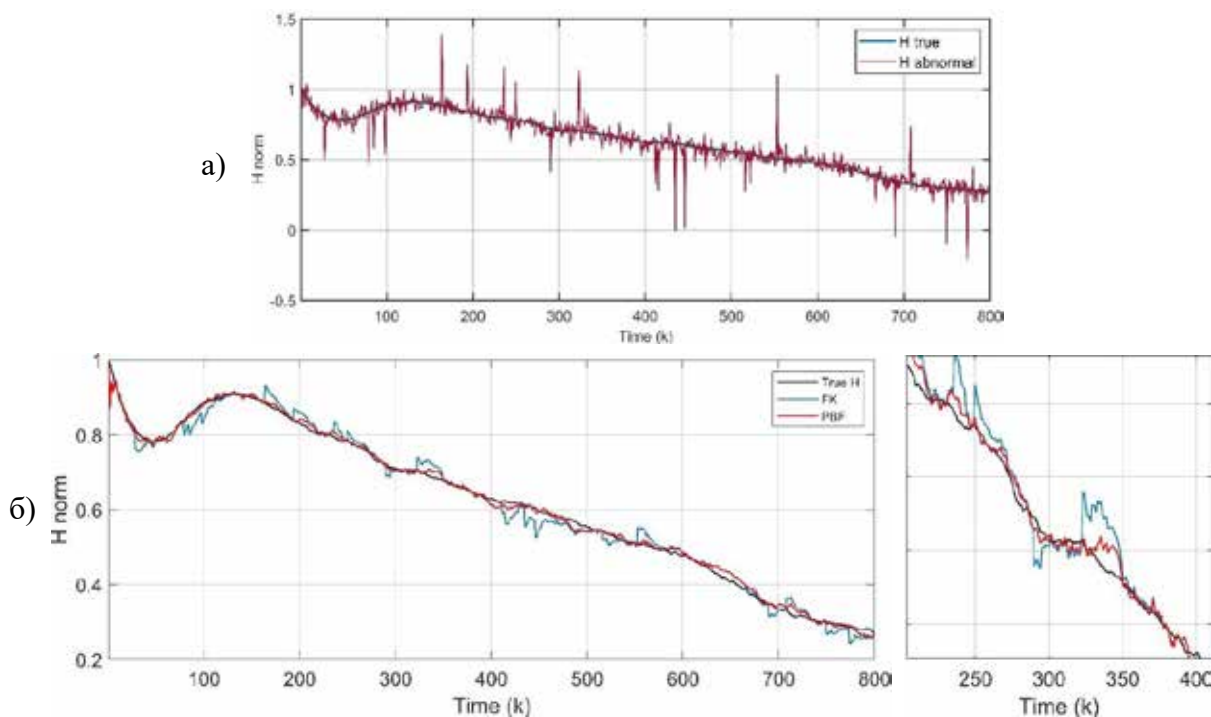


Рис. 3. Динаміка телеметрії при впливі ХІП (а); фільтрація спостереження (б)

По точності стандартний ФК починає суттєво програвати псевдобайєсівському алгоритму в якому передбачений механізм оцінювання, що закладений в розрахунку апостеріорної ймовірності появи ХІП (Рис. 4) та пропорційно-ймовірнісному зважуванні вихідних оцінок (7).

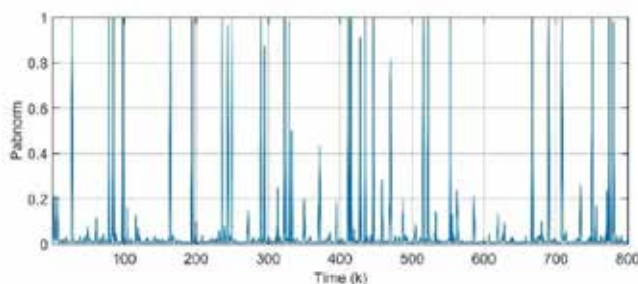


Рис. 4. Розрахункова апостеріорна ймовірність появи ХІП

Порівняння показників точності оцінювання синтезованого фільтру та його еталонного стандартну (фільтра Калмана) проведено на основі статистичного аналізу залишку, який утворюється, як різниця між еталонним телеметричним сигналом та оцінкою враженою ХІП отриманою за допомогою відповідних фільтрів. В ідеальному випадку отримана таким чином нев'язка повинна дорівнювати нулю. В реальності, його відмінність можна використати для оцінок відносної точності розглянутих алгоритмів. Правовою підставою для застосування запропонованого методу аналізу є припущення, що передбачене використання обома фільтрами випадкових компонент розподілених за нормальним законом, згідно граничної теореми, у кінцевому випадку, теж повинно привести до нормального розподілу утвореного різницевого сигналу. Візуалізація

різницевих залишків та їх статистичних характеристик у вигляді функцій щільності розподілу ймовірностей представлені на рис. 5.

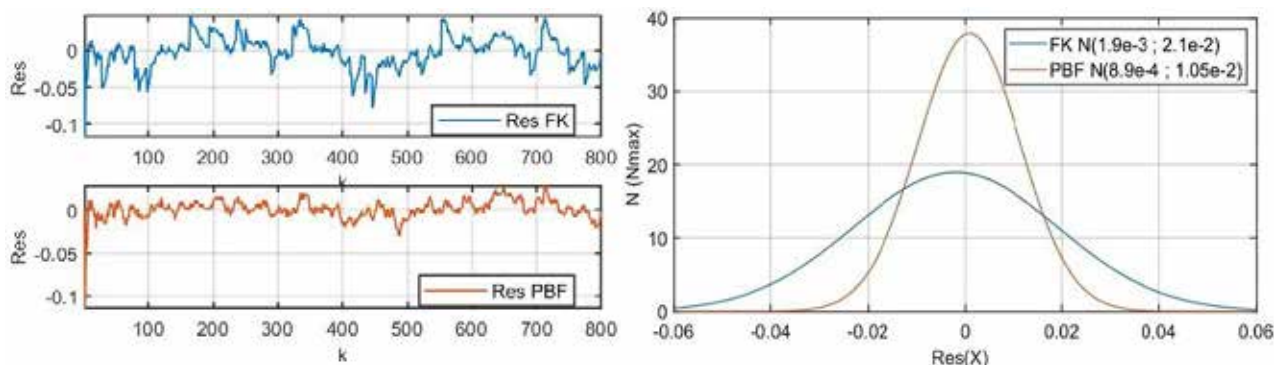


Рис. 5. Різницевий сигнал та його статистичні характеристики

Навіть візуально можливо побачити що різницевий сигнал FK є загрубленим відповідно до сигнальної нев'язкий PBF, що ще раз підкреслює неефективність застосування алгоритму фільтрації Калмана. Цього слід було і очікувати, тому що він не призначений для роботи в умовах апріорної невизначеності відносно стану каналу спостереження. Чисельні характеристики точності алгоритмів наведені в таблиці 1.

Таблиця 1

Результати статистичного аналізу залишків різницевого сигналу

Алгоритм фільтрації	Нормальний режим				Наявність ХІП			
	$M(x)$	$Var(x)$	$Var(x)_{min}$	$Var(x)_{max}$	$M(x)$	$Var(x)$	$Var(x)_{min}$	$Var(x)_{max}$
FK	$1.66 \cdot 10^{-3}$	$8.22 \cdot 10^{-3}$	$7.84 \cdot 10^{-3}$	$8.64 \cdot 10^{-3}$	$-1.94 \cdot 10^{-3}$	$21.1 \cdot 10^{-3}$	$20.05 \cdot 10^{-3}$	$22.1 \cdot 10^{-3}$
PBF	$1.58 \cdot 10^{-3}$	$8.22 \cdot 10^{-3}$	$7.83 \cdot 10^{-3}$	$8.64 \cdot 10^{-3}$	$0.78 \cdot 10^{-3}$	$10.4 \cdot 10^{-3}$	$9.96 \cdot 10^{-3}$	$10.98 \cdot 10^{-3}$

Дані, наведені в табл. 1, підтверджують той факт, що в нормальних умовах роботи якість оцінювання синтезованого PBF не поступається еталонному FK, а у випадку наявності ХІП, точність псевдобайєсівських оцінок, як мінімум в два рази перевищує відповідні оцінки стандартного FK. Наявність систематичної складової у вихідних оцінках як FK так і PBF є наслідком розбіжності в значеннях початкового стану моделі динаміки та початкових оцінок досліджуваних фільтрів, що беззаперечно відбивається на різницевому сигналі. Оскільки приклад моделювання носить суто демонстраційний характер, а метою проведеного статистичного аналізу є відносно порівняння точності розглянутих алгоритмів питання репрезентабільності вибірок залишилося по заувагою.

Висновки. За результатами представленої роботи можна стверджувати, що в умовах наявності ХІП, синтезований алгоритм PBF суттєво покращує точність отриманих оцінок водночас не погіршуючи роботу телеметричного каналу при стандартних зовнішніх факторах.

Результати порівняльного аналізу дали змогу підтвердити ефективність запропонованих процедур оцінювання з точки зору підвищеної стійкості до діяння хаотично – імпульсних перешкод з відносно помірним ускладненням структури синтезованого алгоритму, а відповідно і додатковим обчислювальним навантаженням.

У разі повної відсутності апріорних даних щодо ймовірності появи аномалій доцільним буде перехід до адаптивних схем оцінювання.

Список використаних джерел:

1. Wang W., Zhang Y., Wang X., Xu H., Tian H. Design of Reconfigurable Real-Time Telemetry Monitoring and Quantitative Management System for Remote Sensing Satellite in Orbit. *IEEE 3rd Advanced Information Technology, Electronic and Automation Control Conference (IAEAC)*. 2018. P. 1293–1297. doi:10.1109/IAEAC.2018.8577765
2. Konyha J. Off-grid telemetry system for hydrate inhibition on gas wells. *Proceedings of the 2015 16th International Carpathian Control Conference (ICCC)*, Hungary: Szilvasvarad. 2015. P. 220–223.
3. Rice M., A. Davis A., Bettweiser C. Wideband channel model for aeronautical telemetry. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*. 2004. Vol. 40(1). P. 57–69. doi: 10.1109/TAES.2004.1292142.
4. Ban H., Peng T., Lin D. A Novel Channel Estimation Method for UAV in High-Capacity CDMA Network. *IEEE 6th International Conference on Computer and Communications*. 2020. P. 1-7. doi:10.1109/ICCC51575.2020.9345055.

5. Elbashir A., Sayar A. A Redundant Telemetry Link System for Uncrewed Aerial Vehicles. *Engineering, Environmental Science*. Published in Scalable Computing, 2024. Vol. 25(6). P. 5714–5721. doi:10.12694/scpe.v25i6.2602.
6. Carden F., Henry R., Jedlicka R. *Telemetry Systems Engineering*. Boston: Artech House. 2002. 628 p.
7. Webster J.G. *Measurement, Instrumentation, and Sensors Handbook*. CRC Press. 1999. 2487 p.
8. Giri D. V., Tesche F. M. Classification of intentional electromagnetic environments (IEME). *IEEE Transactions on Electromagnetic Compatibility*. 2004. Vol. 46(3). P. 322–328. doi: 10.1109/TEMPC.2004.831819.
9. Tcheumeleu R.T., Pouhed D. Analysis of methods for classification of intentional electromagnetic environments. *International Conference on Electromagnetics in Advanced Applications (ICEAA)*. 2015. P. 1385–1388.
10. Sabath F. System oriented view on High-Power Electromagnetic (HPEM) Effects and Intentional Electromagnetic Interference (IEMI). *Conference: General Assembly of the URSI*. 2008. Vol. 29. P. 381–385.
11. Sabath F. Classification of Electromagnetic Effects at System Level. *Ultra-Wideband, Short Pulse Electromagnetics 9*. Springer: 2010. P. 325–333.
12. Yang D., Y. H., Kollman R. Analysis of High-Power RF Interference on Digital Circuits. *Electromagnetics*. 2006. Vol. 26(1). P. 87–102.
13. Lawrence R., Kaufman H. The Kalman Filter for the Equalization of a Digital Communications Channel. *IEEE Transactions on Communication Technolog.* 1971. Vol. 19(6). P. 1137–1141. doi:10.1109/TCOM.1971.1090786.
14. Rice M., Satorius E. Equalization Techniques for Multipath Mitigation in Aeronautical Telemetry. *Proc. of IEEE Military Communications Conference*. 2004. P. 65-70. doi: 10.1109/MILCOM.2004.1493248.
15. Williams I., Saquib M. Analysis of Performance Limitations with Linear Adaptive Equalizers for Aeronautical Telemetry Applications. *Proc. of The European Telemetry Conferenc.* 2010. P. 120-126.
16. Dalle Mese E., Corsini G. Adaptive Kalman filter equalizer. *Publication: Electronics Letters*. 1980. 16(14). <https://doi.org/10.1049/el:19800381>
17. Shmaliy Y. S., Zhao S. Optimal and Robust State Estimation Finite Impulse Response (FIR) and Kalman Approaches. *Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.* 2022. 460p
18. McGuire M., Simaю M. Low-order Kalman filters for channel estimation. *IEEE Pacific Rim Conference on Communications, Computers and signal Processin.* 2005. P. 352–355. doi:10.1109/PACRIM.2005.1517298.
19. Volovyk A., Kychak V. Detection Filter Method in Diagnostic Problems for Linear Dynamic Systems. *Visnyk NTUU KPI Serii A – Radiotekhnika Radioaparatabuduvannia*. 2021. Vol. 84. P. 30–39. doi:10.20535/RADAP.2021.84.30-39.
20. Volovyk A. Yu., Kychak V. M., Havrilov D.V. Discrete Kalman Filter Invariant to Perturbations. *Acta Polytechnica Hungarica*. 2021. Vol. 18(10). P. 21–41. doi:10.12700/APH.18.10.2021.10.2.
21. Wang X, Zhu F. Robust recursive estimation for the errors-in-variables nonlinear systems with impulsive noise. *Sci Rep*. 2025. Vol. 15(1). 6031. <https://doi.org/10.1038/s41598-025-89969-z>.
22. Кичак В. М. Методи та пристрої обробки радіосигналів бортових авіаційних систем посадки / В. М. Кичак, Ю. М. Воловик, А. Ю. Воловик.– Вінниця: ВНТУ, 2011. – 208. с.

References:

1. Wang W., Zhang Y., Wang X., Xu H., Tian H. (2018). Design of Reconfigurable Real-Time Telemetry Monitoring and Quantitative Management System for Remote Sensing Satellite in Orbit. *IEEE 3rd Advanced Information Technology, Electronic and Automation Control Conference (IAEAC)*, 1293-1297. doi:10.1109/IAEAC.2018.8577765
2. Konyha J. (2015). Off-grid telemetry system for hydrate inhibition on gas wells. *Proceedings of the 2015 16th International Carpathian Control Conference (ICCC)*, Szilvasvarad, Hungary, 220-223.
3. Rice M., Davis A., Bettweiser C. (2004). Wideband channel model for aeronautical telemetry. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 40(1), 57-69. doi: 10.1109/TAES.2004.1292142.
4. Ban H., Peng T., Lin D. (2020). A Novel Channel Estimation Method for UAV in High-Capacity CDMA Network. *IEEE 6th International Conference on Computer and Communications*, 1-7. doi:10.1109/ICCC51575.2020.9345055.
5. Elbashir A., Sayar A., Redundant A. (2024). Telemetry Link System for Uncrewed Aerial Vehicles. *Engineering, Environmental Science*. Published in Scalable Computing, 25(6), 5714-5721. doi:10.12694/scpe.v25i6.2602
6. Carden, F., Henry, R. & Jedlicka, R. (2002). *Telemetry Systems Engineering*. Boston: Artech House, 628 p.
7. Webster, J.G. (1999). *Measurement, Instrumentation, and Sensors Handbook*. CRC Press: 2487 p.
8. Giri D. V., Tesche F. M. (2004). Classification of intentional electromagnetic environments (IEME). *IEEE Transactions on Electromagnetic Compatibility*, 46(3), 322-328. doi: 10.1109/TEMPC.2004.831819.
9. Tcheumeleu R. T., Pouhed D. (2015). Analysis of methods for classification of intentional electromagnetic environments. *International Conference on Electromagnetics in Advanced Applications (ICEAA)*, 2015, pp. 1385-1388.

-
10. Sabath F. (2008). System oriented view on High-Power Electromagnetic (HPEM) Effects and Intentional Electromagnetic Interference (IEMI). *Conference: General Assembly of the URSI*, 29, 381-385.
 11. Sabath F. (2010). Classification of Electromagnetic Effects at System Level. *Ultra-Wideband, Short Pulse Electromagnetics 9*. Springer: 325–333.
 12. Yang D., Y. H., Kollman R. (2006). Analysis of High-Power RF Interference on Digital Circuits. *Electromagnetics*, 26(1), 87–102.
 13. Lawrence R., Kaufman H. (1971). The Kalman Filter for the Equalization of a Digital Communications Channel. *IEEE Transactions on Communication Technology*, 19(6), 1137-1141. doi:10.1109/TCOM.1971.1090786.
 14. Rice M., Satorius E. (2004). Equalization Techniques for Multipath Mitigation in Aeronautical Telemetry. *Proc. of IEEE Military Communications Conference*, 65-70. doi: 10.1109/MILCOM.2004.1493248.
 15. Williams I., Saquib M. (2010). Analysis of Performance Limitations with Linear Adaptive Equalizers for Aeronautical Telemetry Applications. *Proc. of The European Telemetry Conference*, 120-126.
 16. Dalle Mese E., G. Corsini G. (1980). Adaptive Kalman filter equaliser. *Publication: Electronics Letters*, 16(14). <https://doi.org/10.1049/el:19800381>.
 17. Shmaliy, Y. S., Zhao, S. (2022). *Optimal and Robust State Estimation Finite Impulse Response (FIR) and Kalman Approaches*. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc. 460.p
 18. McGuire M., Simaю M. (2005). Low-order Kalman filters for channel estimation. *IEEE Pacific Rim Conference on Communications, Computers and signal Processing*, 352-355. doi: 10.1109/PACRIM.2005.1517298.
 19. Volovyk A., Kychak V. (2021). Detection Filter Method in Diagnostic Problems for Linear Dynamic Systems. *Visnyk NTUU KPI Seriia – Radiotekhnika Radioaparotobuduvannia*. 84. 30–39. doi: 10.20535/RADAP.2021.84.30-39.
 20. Volovyk A.Yu., Kychak V.M., Havrilov D.V. (2021) Discrete Kalman Filter Invariant to Perturbations. *Acta Polytechnica Hungarica*, 18(10), 21-41. doi:10.12700/APH.18.10.2021.10.2.
 21. Wang X, Zhu F. (2025). Robust recursive estimation for the errors-in-variables nonlinear systems with impulsive noise. *Sci Rep*. 15(1), 6031. <https://doi.org/10.1038/s41598-025-89969-z>.
 22. Kychak V. M., Volovyk Yu. M. & Volovyk A. Iu. (2011). *Metody ta prystroi obrobky radiosyhnaliv bortovykh aviatsiinykh system posadky*. Vinnytsia: VNTU. 208. s.[In Ukrainian]