

**ВИЯВЛЕННЯ СТЕГАНОГРАМ З ДАНИМИ, ПРИХОВАНИМИ В
ОБЛАСТІ ПЕРЕТВОРЕННЯ ЦИФРОВИХ ЗОБРАЖЕНЬ**

*Прогонов Д. О., аспірант; Куц С. М., к.т.н., доцент
Фізико-технічний інститут, Національний технічний університет України
«Київський політехнічний інститут», Київ, Україна.
progonov@gmail.com*

**REVEALING OF STEGANOGRAMS WITH DATA, WHICH ARE HIDDEN IN
TRANSFORMATION DOMAIN OF DIGITAL IMAGES**

*Dmytro Progonov, Sergii Kushch
Institute of Physics and Technology, National Technical University of Ukraine “Kyiv
Polytechnic Institute”, Kyiv, Ukraine*

Вступ

Низька ефективність проведення пасивного та активного стегааналізу цифрових зображень (ЦЗ) у випадку застосування складних сучасних стегаграфічних систем обумовлює важливість та актуальність розробки нових методів виявлення прихованих повідомлень для запобігання несанкціонованому витоку конфіденційної інформації з локальних обчислювальних мереж приватних підприємств та держаних установ, а також обміну інформацією між злочинними елементами [1–3].

Відомі методи вбудовування стегоданих в ЦЗ можливо розділити на два основні класи [4]: приховання повідомлень в просторовій області (Least Significant Bits (LSB) методи) та в області перетворення контейнеру (ОПК). Перевагою LSB-методів є відносна простота алгоритмів приховання/екстракції повідомлень, що дозволяє проводити вбудовування стегоданих в потоковому режимі. Вагомим недоліком таких методів є значні зміни статистичних характеристик контейнеру (наприклад, гістограми яскравості ЦЗ), а також відносно низька робастність сформованих стеганограм до відомих методів активного стегааналізу [5].

Все більшого розповсюдження набувають методи приховання повідомлень в області перетворення ЦЗ. Вбудовування стегоданих згідно таких методів проводиться з використанням окремих компонентів розкладу зображення-контейнеру в обраному базисі, що дає можливість зменшити та локалізувати зміни характеристик компонент ЦЗ, зокрема шумів. Внаслідок цього використання розповсюджених методів пасивного стегааналізу (оцінки змін характеристик ЦЗ внаслідок вбудовування стегоданих [6–8], статистичного аналізу стеганограм [9]) є неефективним, особливо у випадку слабого заповнення контейнеру. Представляє інтерес застосування

спеціальних методів дослідження змін локальних характеристик шумових компонент ЦЗ (флуктуацій яскравості пікселів), обумовлених прихованням повідомлень.

Метою роботи є оцінка кореляційних та фрактальних характеристик флуктуацій яскравості пікселів стеганограм при багатоетапному вбудовуванні модифікованих повідомлень в області перетворення ЦЗ. Для виявлення слабких аномальних змін кореляційних та фрактальних характеристик флуктуацій яскравості пікселів зображень запропоновано використовувати мультифрактальний флуктуаційний аналіз (МФФА).

Приховання даних в області перетворення цифрових зображень

Для ускладнення проведення стегоаналізу повідомлень, прихованих в ОПК, запропоновано проводити попередню обробку (модифікацію) стегоданих та зображення-контейнеру.

Одним з факторів, що визначають робастність сформованих стеганограм до методів активного стегоаналізу, є вид перетворень, використаних при обробці стегоданих та контейнеру [4, 10]. В більшості випадків застосовуються перетворення, які є складовою частиною стандартних методів обробки ЦЗ (наприклад, двовимірне дискретне вейвлет перетворення (ДДВП), двовимірне дискретне косинусне перетворення (ДДКП)). Недоліком такого підходу є зменшення стійкості стеганограм до пасивних атак, оскільки використання стандартних перетворень при вбудовуванні стегоданих можна виявити без застосування спеціальних методів пасивного стегоаналізу ЦЗ.

З метою збільшення робастності стеганограм приховування повідомлень в контейнері проводиться поетапно, з використанням декількох перетворень ЦЗ [11, 12]. Одним з найбільш складних для стегоаналізу є випадок, коли стегодані вбудовані в контейнер за методом Гунжаля (МГ). Такий підхід дозволяє зменшити зміни параметрів контейнерів при формуванні стеганограм, що призводить до зниження ефективності існуючих методів пасивного стегоаналізу.

Метод Гунжаля вбудовування стегоданих в цифрові зображення

Дослідження ефективності проведення стегоаналізу з використанням МФФА проводилося для випадку вбудовування стегоданих в ЦЗ за МГ [13]. Тестовий пакет контейнерів був сформований зі 100 кольорових ЦЗ з роздільною здатністю UHD-4K. В якості стегоданих були використані три кольорові ЦЗ з різним ступенем деталізації: креслення, карта та портрет. Характеристики тестових зображень та стегоданих наведені в табл. 1:

Ступінь заповнення контейнеру стегоданими варіювалася в межах від 5% до 25% з кроком 5%, та від 25% до 95% з кроком 10%. Для забезпечення необхідного ступеня заповнення проводилося масштабування (децимація) приховуваних ЦЗ. Похибка визначення ступеня заповнення контейнеру не перевищувала 3%.

Таблиця 1

Параметри тестових зображень та стегоданих

Параметри	Тестові зображення	Стегодані		
		Креслення	Карта	Портрет
Роздільна здатність, пікселів	3820×2160	567×463	800×800	565×850
Система кольору	RGB	RGB	RGB	RGB
Глибина кольору, <i>біт</i> <i>піксель × канал</i>	8	8	8	8
Формат представлення	JPEG	BMP	BMP	BMP

Структурна схема алгоритму приховання повідомлень, згідно МГ, представлена на рис. 1:

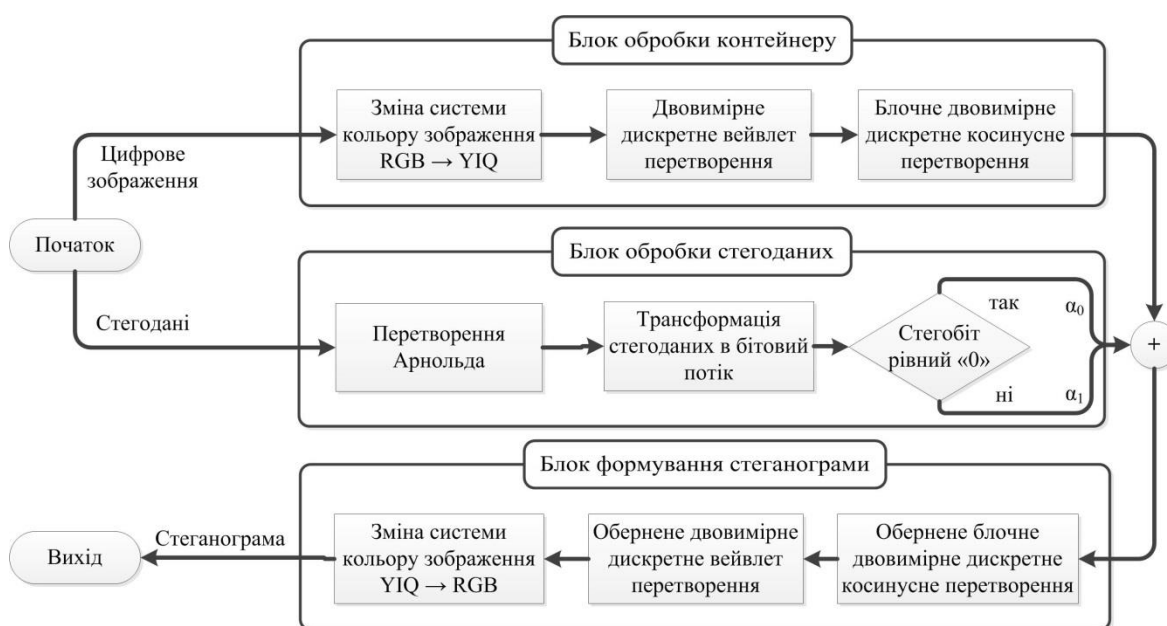


Рис. 1. Структурна схема алгоритму вбудовування стегоданих в цифрові зображення згідно методу Гунжаля

З метою мінімізації спотворень кольорів ЦЗ при формуванні стеганограм, на першому етапі обробки зображення-контейнеру розміром $M \times N$ (пікселів), проводилася зміна системи кольорів (рис. 1): з RGB (Red, Green, Blue) на YIQ (Y — компонента яскравості ЦЗ, I/Q — синфазна/квадратурна різницеві колірні компоненти ЦЗ). Зміна колірних систем RGB та YIQ проводилася згідно стандартних процедур [13].

На другому етапі обробки контейнеру (рис. 1), до виділеної I-компоненти $I(x, y)$ ЦЗ послідовно застосовувалися ДДВП та блочне ДДКП (БДДКП).

Апроксимуючі W_φ та деталізуючі W_ψ коефіцієнти ДДВП $I(x, y)$ розраховувалися згідно наступних формул [14]:

$$W_\varphi(j_0, m, n) = \frac{1}{\sqrt{MN}} \sum_{m=0}^M \sum_{n=0}^N I(x, y) \cdot \varphi_{j_0, m, n}(x, y), \quad (1)$$

$$W_{\psi}^i(j, m, n) = \frac{1}{\sqrt{MN}} \sum_{m=0}^M \sum_{n=0}^N I(x, y) \cdot \psi_{j,m,n}^i(x, y), i \in \{H, V, D\}, \quad (2)$$

де $\varphi_{j,m,n}(x, y) = 2^{j/2} \cdot \varphi(2^j x - m) \cdot \varphi(2^j y - n)$, $\psi_{j,m,n}^H(x, y) = 2^{j/2} \cdot \psi(2^j x - m) \cdot \varphi(2^j y - n)$,
 $\psi_{j,m,n}^V(x, y) = 2^{j/2} \cdot \varphi(2^j x - m) \cdot \psi(2^j y - n)$, $\psi_{j,m,n}^D(x, y) = 2^{j/2} \cdot \psi(2^j x - m) \cdot \psi(2^j y - n)$,
 двовимірні скейлінг-функція ($\varphi_{j,m,n}$) та направлені вейвлети ($\psi_{j,m,n}^i$);
 $\varphi(x), \psi(x)$ — одновимірні скейлінг-функція та вейвлет; j_0, j — початковий та поточний рівень декомпозиції ЦЗ; m, n — параметри просторового зсуву двовимірних скейлінг-функції та направлених вейвлетів.

Обернене ДДВП розраховувалося згідно виразу [14]:

$$I(x, y) = \frac{1}{\sqrt{MN}} \cdot \left[\sum_{m=0}^M \sum_{n=0}^N W_{\varphi}(j_0, m, n) \cdot \varphi_{j_0,m,n}(x, y) + \sum_{i \in \{H, V, D\}} \sum_{j=j_0}^{+\infty} \sum_{m=0}^M \sum_{n=0}^N W_{\psi}^i(j, m, n) \cdot \psi_{j,m,n}^i(x, y) \right].$$

При вбудовуванні стегоданих в ОПК використовувалися вертикальні деталізуючі коефіцієнти (ВДК) w_{ψ}^V ДДВП першого рівня декомпозиції ЦЗ, що пояснюється особливостями системи зору людини — відносно низькою чутливістю до змін вертикально орієнтованих деталей зображення [13]. В якості базисних функцій ДДВП застосовувалися вейвлет Хаара та відповідна йому скейлінг-функція.

Пряме та обернене ДДКП деталізуючих коефіцієнтів w_{ψ}^V ДДВП I-ї компоненти ЦЗ були розраховані згідно наступних виразів [14]:

$$T(u, v) = \sum_{x=0}^{M-1} \sum_{y=0}^{N-1} W_{\psi}^V(j, x, y) \cdot r(x, y, u, v), W_{\psi}^V(j, x, y) = \sum_{u=0}^{M-1} \sum_{v=0}^{N-1} T(u, v) \cdot s(x, y, u, v), \quad (3)$$

де $r(x, y, u, v) = s(x, y, u, v) = \beta(u) \cdot \beta(v) \cdot \cos\left(\frac{(2x+1)u\pi}{2M}\right) \cdot \cos\left(\frac{(2y+1)v\pi}{2N}\right)$,

ядра прямого та оберненого ДДКП, а

$$\beta(u) = \begin{cases} \sqrt{1/M}, u = 0, \\ \sqrt{2/M}, u = 1, 2, \dots, (M-1) \end{cases}, \beta(v) = \begin{cases} \sqrt{1/N}, v = 0, \\ \sqrt{2/N}, v = 1, 2, \dots, (N-1) \end{cases}$$

відповідні нормуючі множники.

При проведенні ДДКП матриця ВДК w_{ψ}^V оброблювалася блоками 4×4 елементи, що дало змогу мінімізувати зміни глобальних статистичних характеристик ЦЗ.

На першому етапі обробки стегоданих (рис. 1), представлених у вигляді полутонового зображення $S(x, y)$ розміром $L \times L$ (пікселів), було використано перетворення Арнольда (ПА). Пряме Γ_A та обернене Γ_A^{-1} ПА розраховувалося згідно наступних формул [15]:

$$\Gamma_A \begin{pmatrix} x \\ y \end{pmatrix}_i = \begin{pmatrix} 2 & 1 \\ 1 & 1 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} x \\ y \end{pmatrix}_{i+1} \pmod{L}, \Gamma_A^{-1} \begin{pmatrix} x \\ y \end{pmatrix}_i = \begin{pmatrix} 1 & -1 \\ -1 & 2 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} x \\ y \end{pmatrix}_{i+1} \pmod{L}, \quad (4)$$

де x, y — координати оброблюваного пікселя ЦЗ; $i (i \in [1; E_A])$ — номер ітерації ПА.

Особливістю ПА є періодичність перетворення [15] — після деякої кількості ітерацій отримане та вихідне ЦЗ співпадають, причому період ПА нелінійно залежить від розмірів зображення. Для виключення співпадіння обробленого та вихідного ЦЗ, після застосування ПА, кількість ітерацій ПА була вибрана $E_A = 23$, яка не є дільником розмірів стегоданих (табл. 1). При вбудовуванні в ОПК прямокутної матриці ($K \times F, K > F$) стегодані доповнювалося стовпцями (строками) з нульовими коефіцієнтами до матриці розміром $K \times K$.

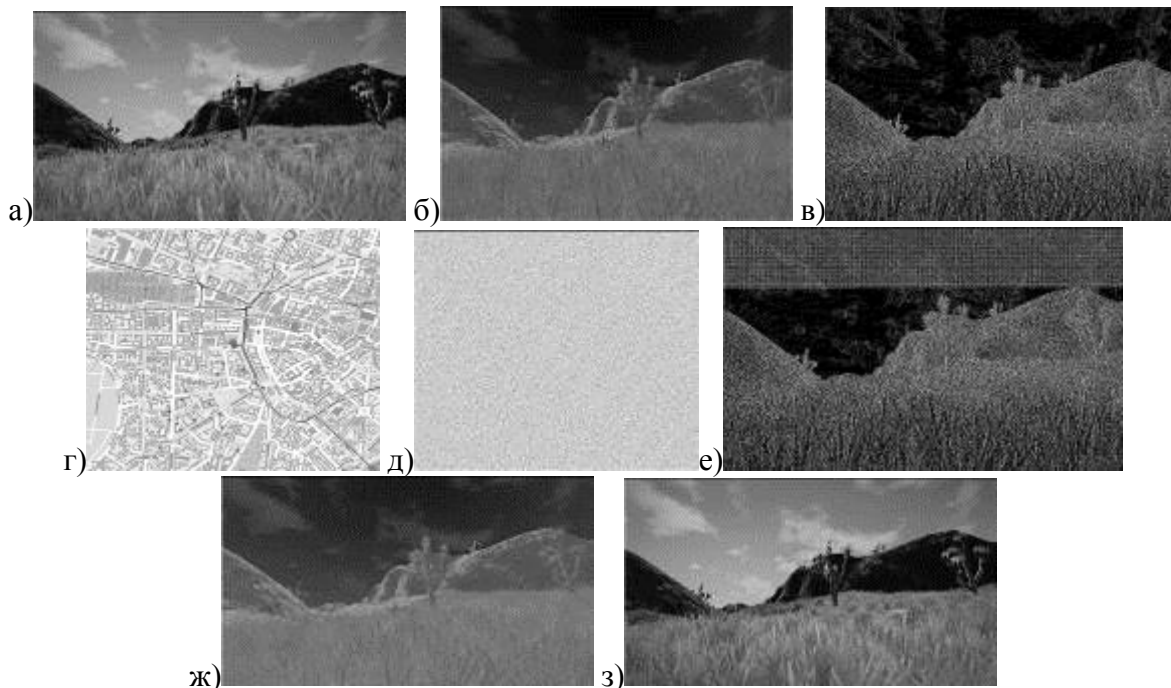


Рис. 2. Приховання даних у цифровому зображенні згідно методу Гунзалья при 25% ступені заповнення контейнеру стегоданими та $\alpha_0 = 3, \alpha_1 = 8$. Етапи обробки зображення-контейнеру: (а) — незаповнений контейнер; (б) — I-компонента контейнеру (система кольорів YIQ); (в) — ВДК ДДВП I-компоненти; стегодані до ПА (г), та після ПА (д); (ж) — I-компонента стеганограми (система кольорів YIQ); (з) — отримана стеганограма.

Вбудовування стегобіт модифікованих стегоданих проводилося в одержані, після обробки контейнеру, коефіцієнти БДДКП, що відповідають середнім частотам, з ваговими коефіцієнтами $\alpha_0 (\alpha_1)$: $\alpha_0 = 3$; $\alpha_1 \in \{5, 8, 11, 14\}$, відповідно до значень біт. Вибір граничних значень параметру α_1 був обумовлений тим, що при $\alpha_1 \geq 14$ проявляються сильні спотворення контейнеру, а при $\alpha_1 \leq 5$ стає неможливим виділити стегодані з шумів контейнеру.

Результати етапів приховання повідомлень в тестове зображення, згід-

но МГ, при двадцятип'ятивідсотковому заповненні контейнеру стегоданими та параметрах $\alpha_0 = 3, \alpha_1 = 8$ представлені на рис. 2. ДДВП зображення-контейнеру проводилося згідно (1-2), БДДКП вертикальних ДК ДДВП розраховувалося згідно (3), ПА стегоданих проводилося згідно (4).

Хоча наявні незначні зміни ВДК ДДВП І-компоненти зображення-контейнеру при вбудовуванні стегоданих (рис. 2в, 2е), проте візуально розрізнити окремі канали кольору чистого та заповненого контейнерів практично неможливо (рис. 2б, 2ж).

Мультифрактальний флуктуаційний аналіз цифрових зображень

Класичний флуктуаційний аналіз (КФА) використовується для дослідження кореляційних характеристик шумових компонент заданого сигналу з використанням показника Херста (ПХ). Суттєвим обмеженням КФА є спрощене представлення флуктуацій досліджуваного сигналу як деякої монофрактальної множини [16].

Застосування МФФА дозволяє підвищити інформативність КФА [16], оскільки шумові компоненти заданого сигналу представляються у вигляді мультифракталу — набору монофрактальних підмножин флуктуацій значень сигналу, кожна з яких характеризується узагальненою експонентою Херста (УЕХ).

В роботі, МФФА стовпця (рядка) X досліджуваного ЦЗ проводився в декілька етапів. На першому етапі розраховувався вектор кумулятивних сум Y заданого стовпця (рядка) — сума значень яскравостей пікселів при поступовому збільшенні ширини вікна:

$$Y(i) = \sum_{k=1}^i (x_k - \langle x \rangle), i \in \{1, \dots, N\}, \quad (5)$$

де x — значення яскравостей пікселів X , $\langle \cdot \rangle$ — операція отримання середнього значення; N — кількість пікселів в оброблюваному стовпці (рядку).

Отриманий вектор кумулятивних сум Y (5) був розбитий на $N_s = \lfloor N/s \rfloor$ суміжних блоків y , де s — кількість пікселів в окремому блоці; $\lfloor \cdot \rfloor$ — операція отримання цілої частини. Формування блоків проводилося в два етапи: на першому етапі — від початку до кінця Y , на другому етапі — в протилежному напрямку. Це дало можливість підвищити потужність множини можливих комбінацій пікселів досліджуваного стовпця (рядка) та, відповідно, підвищити точність МФФА, особливо при аналізі ЦЗ невеликого розміру.

На другому етапі МФФА були розраховані поліноміальна апроксимація тренду та варіація $F^2(s, v)$ значень в y -тому блоці вектору кумулятивних сум Y (5) [16]:

$$\left\{ \begin{array}{l} F^2(s, v) = \frac{1}{s} \sum_{i=1}^s \{Y[(v-1) \cdot s + i] - y(i)\}^2, y \in \{1, \dots, N_s\}, \\ F^2(s, v) = \frac{1}{s} \sum_{i=1}^s \{Y[N - (v - N_s) \cdot s + i] - y(i)\}^2, y \in \{N_s + 1, \dots, 2 \cdot N_s\}. \end{array} \right. \quad (6)$$

Ступінь апроксимуючого поліному визначає тип МФФА: у випадку лінійної апроксимації використовується МФФА-1, у випадку квадратичної апроксимації — МФФА-2 і т.д. Для компенсації постійної складової в блоках розбиття вектору кумулятивних сум досліджуваних стовпців (рядків) ЦЗ в роботі використовувався МФФА-1. Використання апроксимуючих поліномів вищих порядків може призвести до спотворення результатів МФФА внаслідок компенсації нелінійних залежностей в досліджуваних сигналах [17].

Перший та другий етап МФФА повторювався декілька разів (не менше п'яти) при різних значеннях параметру s для оцінки кореляційних та фрактальних характеристик флуктуацій яскравості пікседів досліджуваного стовпця (рядка) X при варіації ширини ковзного вікна.

На третьому етапі МФФА розраховувалася усереднена варіація $F_q(s)$ значень вектору кумулятивних сум Y (5):

$$F_q(s) = \left\{ \frac{1}{2N_s} \sum_{v=1}^{2N_s} [F^2(s, v)]^{\frac{q}{2}} \right\}^{\frac{1}{q}}, q \in \mathbb{R} \setminus \{0\}. \quad (7)$$

Для оцінки значень узагальнених експонент Херста h_q [16] була проведена апроксимація залежності $F_q(s) \propto s^{h_q}$ з використанням методу найменших квадратів.

На основі отриманих результатів були розраховані спектр узагальнених експонент Херста h_q та мультифрактальний спектр (МФС) $f(\alpha)$ флуктуацій яскравостей пікселів досліджуваного стовпця (строки) ЦЗ, які пов'язані між собою перетворенням Лежандра [16]:

$$f(\alpha) = q \cdot (\alpha - h_q) + 1, \alpha = h_q + q \cdot \frac{d(h_q)}{dq}. \quad (8)$$

За значенням $f(\alpha)$ визначається розмірність Хаусдорфа окремої монофрактальної підмножини флуктуацій значень вектору кумулятивних сум Y (5), яка характеризується ймовірністю p заповнення інтервалів розбиття — $p \propto s^\alpha$.

Приклад МФФА псевдовипадково обраного рядка R каналу червоного кольору зображення-контейнеру представлений на рис. 3.

Показник Херста для рядку R ЦЗ (рис. 3в) рівний $H \cong 1$, внаслідок чого можна зробити висновок, що кореляційні характеристики шумових компонент досліджуваного рядку близькі до характеристик $1/f$ – шуму.

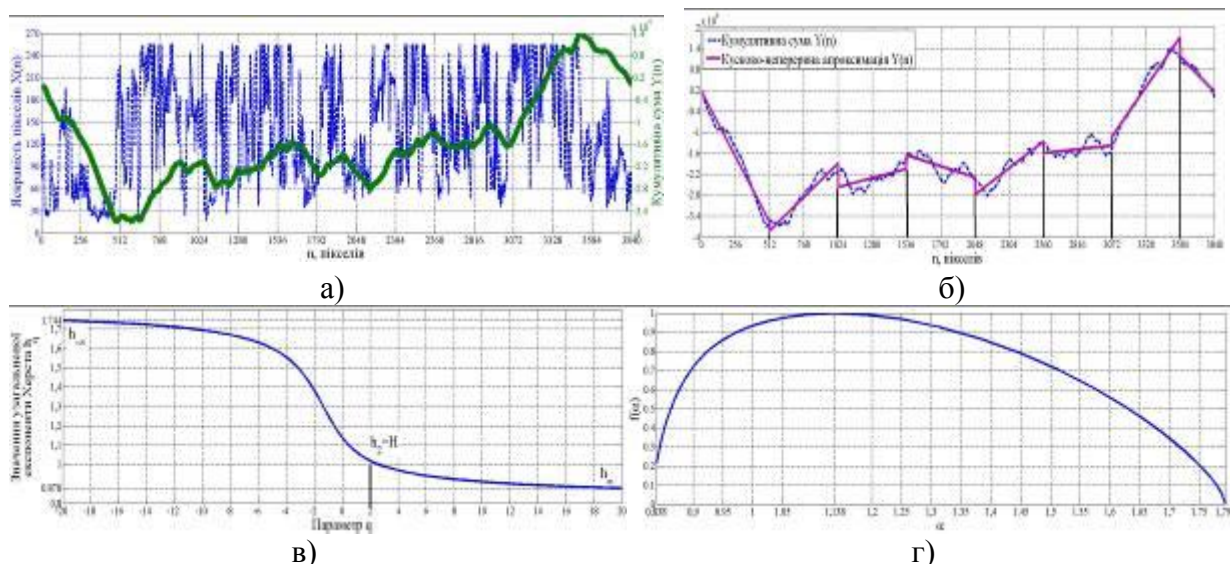


Рис. 3. Результати МФФА псевдовипаково обраного рядка R каналу червоного кольору тестового зображення: (а) — профіль яскравості рядка (ліва вісь ординат, штрихова лінія) та відповідна кумулятивна сума $Y(n)$ (права вісь ординат, неперервна лінія); (б) — оцінка тренду в окремих блоках кумулятивної суми $Y(n)$ ($s = 512$ (пікселів), лінійна апроксимація); (в) — спектр узагальнених експонент Херста рядку R , розрахований згідно (6-7); (г) — МФС флуктуацій рядку R зображення-контейнеру, розрахований згідно (8)

МФС є несиметричним (рис. 3г) відносно пікового значення $f(\alpha) = 1$ при $\alpha_r = 1,138$, а швидкість змін $f(\alpha)$ найвища в області значних амплітуд флуктуацій яскравостей пікселів рядку R ЦЗ.

Мультифрактальний флуктуаційний аналіз стеганограм

Спектр УЕХ h_q розраховувався при зміні параметру q в межах від $q_{\min} = (-20)$ до $q_{\max} = 20$ з кроком $\Delta_q = 0.25$ та подальшою сплайн-інтерполяцією отриманих результатів. Вибір діапазону змін значень параметру $|q| \leq 20$ обумовлений тим, що при $|q| > 20$ значення h_q змінювалися на величину $\Delta_h \leq 10^{-3}$. Варіація значень параметру q дозволяє досліджувати кореляційні та фрактальні характеристики флуктуацій вихідного сигналу X з різними амплітудами [16]: при $q > 0$ будуть розраховуватися параметри h_q для значних флуктуацій яскравості пікселів ЦЗ, а при $q < 0$ — слабких.

Значення масштабуючого параметру $q = 2$ відповідає частковому випадку МФФА — класичному флуктуаційному аналізу, а відповідне значення h_q рівне показнику Херста H для досліджуваного сигналу X .

В роботі рядки ЦЗ вибиралися з кроком Δ_d . Оцінка відхилення спектра УЕХ при варіації значень кроку Δ_d відносно випадку $\Delta_d = 1$ проводилася згідно наступної формули:

$$\delta = \sum_{i=1}^N |S_1(i \cdot \Delta_d) - S_k(i \cdot \Delta_d)|,$$

де S_1, S_k – спектри узагальнених експонент Херста при $\Delta_d = 1$ та $\Delta_d = k$; $N = (q_{\max} - q_{\min}) / \min(\Delta_q)$ – кількість складових спектра УЕХ за якими проводиться інтерполяція.

На рис. 4 представлена залежність інтегрального відхилення δ , а також часу розрахунку спектра УЕХ від кроку вибору рядків Δ_d ЦЗ:

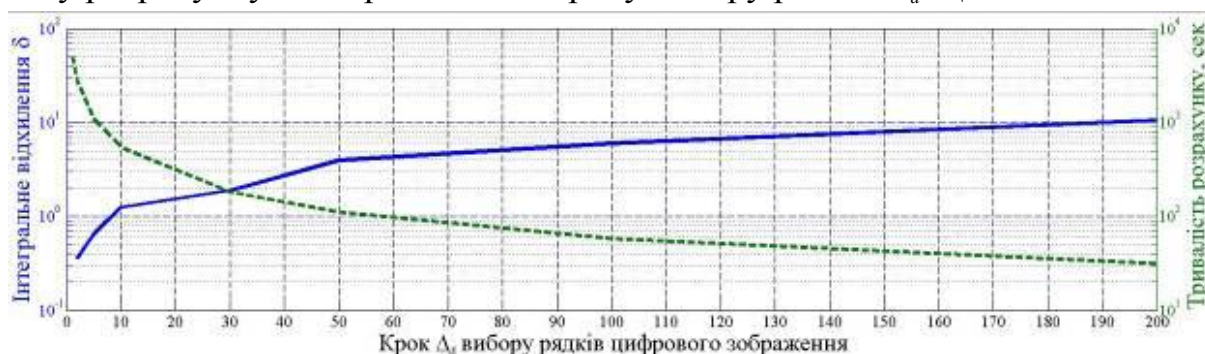


Рис. 4. Залежність параметру δ спектра УЕХ від кроку вибору рядків ЦЗ і часу розрахунку МФФА-1: інтегральне відхилення δ спектра УЕХ (ліва вісь ординат, неперервна лінія); час розрахунку спектра УЕХ (права вісь ординат, штрихова лінія)

На основі одержаних результатів, у подальших розрахунках, при проведенні МФФА стегограм крок вибору рядків Δ_q ЦЗ був обраний рівним 30.

На першому етапі МФФА стегограм був проведений аналіз змін значень ПХ. Отримані дані усереднювалися по трьом каналам кольору ЦЗ.

Характеристики розподілу значень ПХ у вигляді графіку «ящик з вусами» [18] представлені на рис. 5. При побудові графіку були прийняті наступні позначення:

1. Середнє значення та медіана ПХ відмічалися, відповідно, кружком та лінією всередині «ящику»;
2. Кінці «вусів» розраховувався згідно наступних виразів:

$$L_{up} = Q_3 + 1.5 \cdot (Q_3 - Q_1), L_{down} = Q_1 - 1.5 \cdot (Q_3 - Q_1),$$

де квартилі розподілу значень ПХ Q_1 та Q_3 визначають верхню та нижню границі ящику відповідно [18].

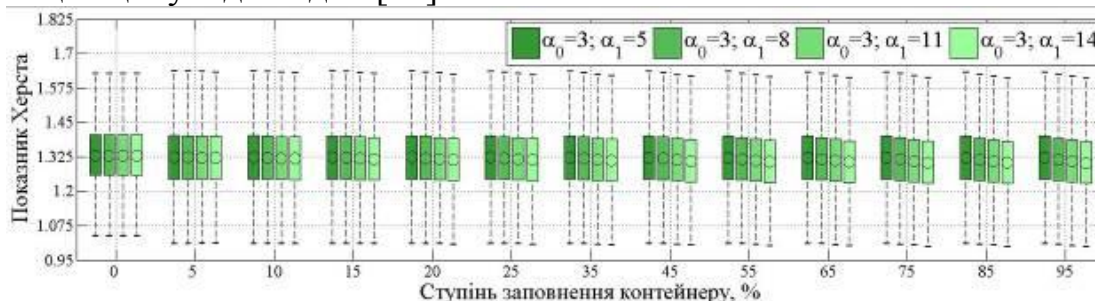


Рис. 5. Характеристики розподілу значень параметру Херста при варіації ступеня заповнення контейнеру стегоданими

Виявлено, що параметри розподілу значень ПХ практично не змінюються при варіації ступеня заповнення контейнеру та значень параметрів

$\alpha_0(\alpha_1)$ (рис. 5). Тому використання ПХ для визначення наявності повідомлень, прихованих в ОПК, є недоцільним.

При пасивному стегааналізі ЦЗ для визначення характеру змін спектра УЕХ та МФС в залежності від ступеня заповнення контейнеру стегоданими запропоновано використовувати оцінки похідної спектра УЕХ h'_q та ширини мультифрактального спектра флуктуацій яскравості пікселів зображення ($\Delta_\alpha = \alpha_{\max} - \alpha_{\min}$).

Залежність максимального значення похідної спектра УЕХ h'_q від ступеня заповнення контейнеру стегоданими представлена на рис. 6.

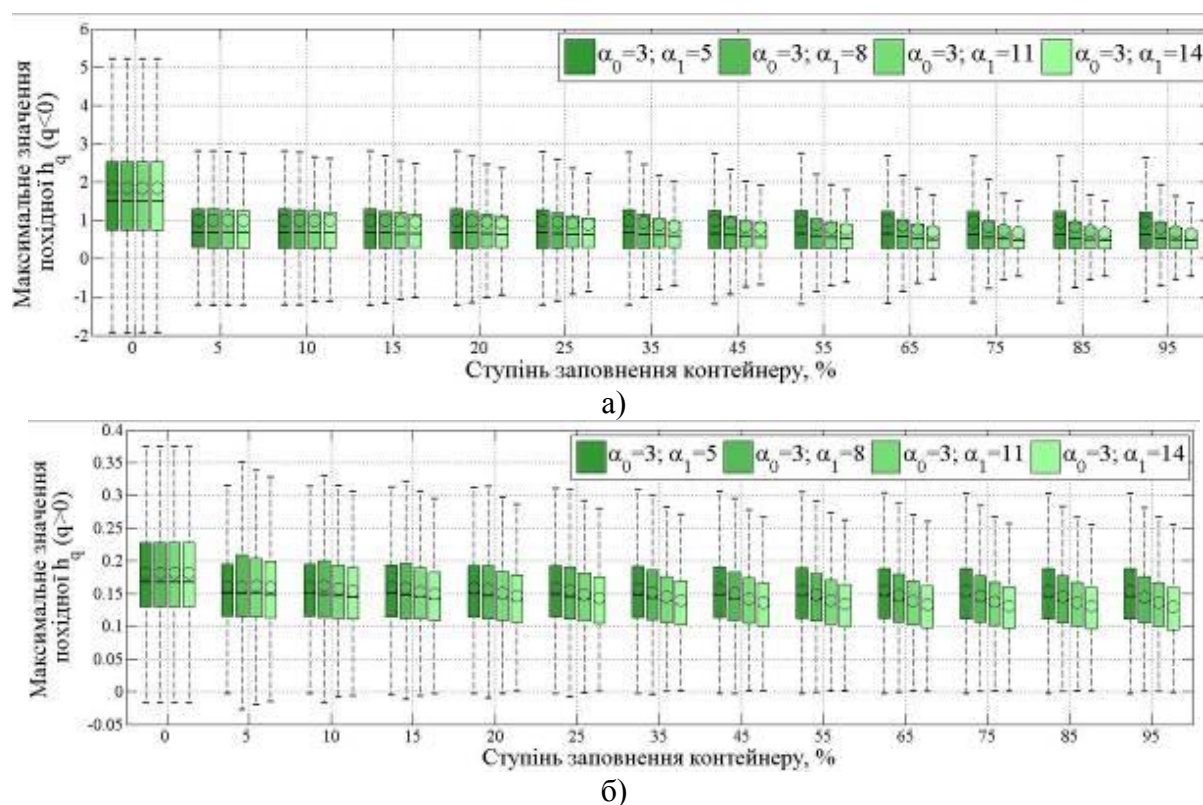


Рис. 6. Залежність максимального значення похідної спектра УЕХ h'_q від зміни ступеня заповнення контейнеру стегоданими при $q < 0$ (а) та $q > 0$ (б).

Виявлено, що вбудовування стегоданих в контейнер призводить до значних змін максимального значення h'_q (рис. 6) — середні значення та медіана розподілу h'_q для випадку п'ятивідсоткового ступеня заповнення контейнеру у порівнянні з чистим контейнером зменшуються на 0,8 при $q < 0$ та на 0,2 при $q > 0$ відповідно. Внаслідок цього спектр УЕХ «згладжується» — зменшується різниця значень h'_q для різних рівнів флуктуацій яскравості пікселів зображення-контейнеру.

При зростанні значення параметру α_1 та ступеня заповнення контейнеру значно зменшується величина інтерквартильного розмаху $\Delta_Q = Q_3 - Q_1$

(рис. 6). Це свідчить про стабільність отримуваних результатів незалежно від значень параметрів $\alpha_0(\alpha_1)$, використаних при вбудовуванні стегоданих.

На відміну від використання ширини спектра УЕХ ($\Delta_h = h_{-\infty} - h_{+\infty}$) для оцінки ступеня зміни спектра УЕХ, при вбудовуванні повідомлень в ЦЗ, застосування ширини МФС Δ_α дозволяє мінімізувати час розрахунку МФФА, оскільки не потребує значного розширення діапазону значень параметру q для отримання результатів з високою точністю [16].

Залежність ширини МФС флуктуацій яскравості пікселів ЦЗ при варіації ступеня заповнення контейнеру наведена на рис. 7:

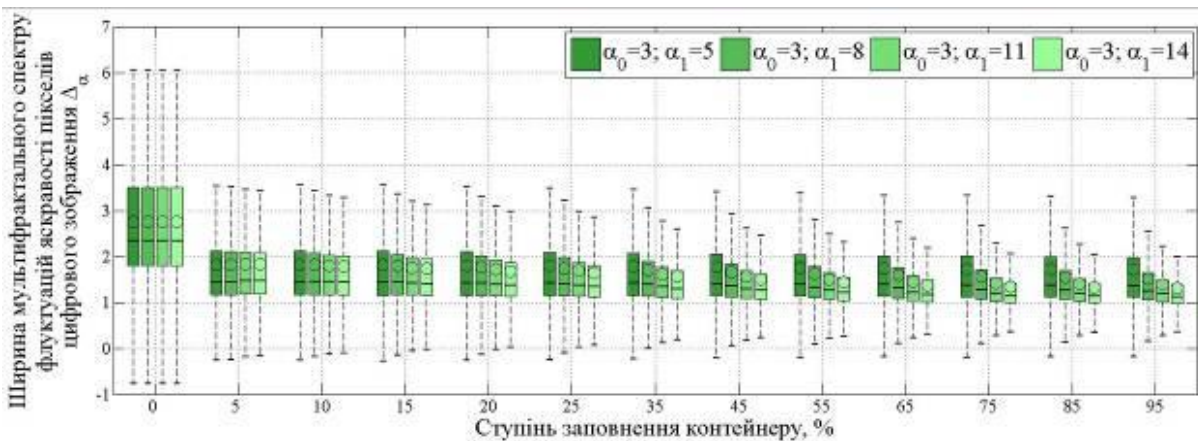


Рис. 7. Залежність ширини мультифрактального спектра флуктуацій яскравості пікселів стеганограм при варіації ступеня заповнення контейнеру

За результатами аналізу отриманих даних встановлено, що при вбудовуванні стегоданих до контейнеру ширина МФС значно зменшується (рис. 7), що особливо проявляється при зростанні значень параметру α_1 .

Висновки

На основі проведеного мультифрактального флуктуаційного аналізу стеганограм, сформованих шляхом багатоетапного вбудовування модифікованих стегоданих в область перетворення цифрових зображень, встановлено:

1. Приховання модифікованих повідомлень в ОПК практично не змінює характеристики розподілу ПХ, що свідчить про неефективність застосування класичного флуктуаційного аналізу для виявлення факту приховання повідомлень в ОПК;

2. Вбудовування модифікованих стегоданих в ОПК призводить до зменшення нерівномірності спектра узагальнених експонент Херста та, відповідно, ширини мультифрактального спектра флуктуацій яскравості пікселів ЦЗ;

3. При зростанні ступеня заповнення контейнеру стегоданими та збільшення значень параметрів $\alpha_0(\alpha_1)$, що використовуються при вбудовуванні окремих стегобіт, зменшується інтерквартильний розмах максимального

значення похідної h'_q спектра узагальнених експонент Херста та ширини Δ_α МФС;

4. Показана незалежність виявлених демаскуючих ознак стеганограм від значень параметрів $\alpha_0(\alpha_1)$, а також можливість застосування методів порогової обробки результатів МФФА ЦЗ для визначення наявності прихованих повідомлень.

5. Отримані результати можуть бути використаними для підвищення ефективності сучасних методів пасивного стегааналізу цифрових зображень в найбільш складних випадках приховання стегоданих в області перетворення контейнеру.

Перелік посилань

1. Choudhary K. Image Steganography and Global Terrorism / K. Choudhary // International Journal of Scientific & Engineering Research. – 2012. – Vol. 3, Issue 4. – 12 p.
2. Zielinska E. Trends in Steganography / E. Zielinska, W. Mazurczyk, K. Szczypiorski // Communications of the ACM. – Vol. 57, No 3. – 2014. – pp. 86-95.
3. The Cisco 2014 Annual Security Report [Електронний ресурс] / San Jose, California, USA, 2014. – 81 p. – Режим доступу: [http://www.eplus.com/Collateral/Brochures/Cisco 2014 Annual Security Report.PDF](http://www.eplus.com/Collateral/Brochures/Cisco%202014%20Annual%20Security%20Report.PDF).
4. Katzenbeisser S. Information Hiding Techniques for Steganography and Digital Watermarking / S. Katzenbeisser, P. Petitcolas. – Artech House, 2000. – 237 p.
5. Fridrich J. Practical Steganalysis of Digital Images: State of the Art / J. Fridrich, M. Goljan // Proc. SPIE 4675, Security and Watermarking of Multimedia Contents IV (April 29, 2002). – Vol. 1.
6. Avcibas I. Steganalysis using image quality metrics / I. Avcibas, N. Memon, B. Sankur // IEEE Transaction on Image Processing. – 2003. – Vol. 12, No. 2., pp. 221-229.
7. Progonov D. O. Evaluation of the Effectiveness of Applying the Image Quality Metrics for Acquisition the Steganograms / D.O. Progonov, S.M. Kushch // Theoretical and Applied Aspects of Cybernetics ; Proc. of the 3rd Int. Sci. Conf. of Students and Young Scientists. – Kyiv: Bukrek, 2013. – pp. 34-42;
8. Ambalavanan A. A Bayesian Image Steganalysis Approach to Estimate the Embedded Secret Message / A. Ambalavanan, R. Chandramouli // Proceedings of the 7th workshop on Multimedia and security. – 2005. – pp. 33-38.
9. Fridrich J. Higher-order Statistical Steganalysis of Palette Images / J. Fridrich, M. Goljan, D. Soukal // Proc. of SPIE Electronic Imaging, Security, Steganalysis and Watermarking of Multimedia Contents V. ; Santa Clara, California, USA. – 2003. – pp. 178-190.
10. Ramkumar M. Data Hiding in Multimedia - Theory and Applications / M. Ramkumar. – Doc. Diss. ; New Jersey Institute of Technology, Department of Electrical and Computer Engineering, 1999, 70 p.
11. Joseph A. Robust Watermarking Based on DWT-SVD / A. Joseph, K. Anusudha // International Journal on Signal & Image Security. – 2013. – Vol. 1, No 1.
12. Khan M. I. Digital Watermarking for Image Authentication Based on Combined DCT, DWT and SVD Transformation / M. I. Khan, M. Rahman, I. H. Sarker // International Journal of Computer Science Issues. – 2013. – Vol. 10, Issue 3, No 1.
13. Gunjal L. Secured color image watermarking technique in DWT-DCT domain / B. L. Gunjal, S. N. Mali // International Journal of Computer Science, Engineering and Information Technology. – 2011. – Vol. 1, No. 3. – pp. 36-44.

14. Гонсалес Р. Цифровая обработка изображений / Р. Гонсалес, Р. Вудс ; изд. 3-е, испр. и доп. – М. : Техносфера, 2012. – 1104 с.
15. Nance J. Periods of discretized Arnold Cat Map and its extension to dimensions / J. Nance ; Department of Mathematics, University of Illinois at Urbana-Champaign. – 2013. – 11 p. – Режим доступа: <http://arxiv.org/abs/1111.2984>.
16. Kantelhardt J. Multifractal Detrended Fluctuation Analysis of Nonstationary Time Series / J. Kantelhardt, S. Zschiegner, E. Koscielny-Bunde, A. Bunde, S. Havlin, E. Stanley // *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*. – 2002. – Vol. 316, Is. 1-4. – pp. 87-114.
17. Hu K. Effect of trends on detrended fluctuation analysis / К. Hu, P. Ch. Ivanov, Z. Chen, P. Carpena, H. E. Stanley // *Physical Review E*. – 2001. – Vol. 64, Article 011114. – 19 p.
18. Большаков А. Методы обработки многомерных данных и временных рядов / А. Большаков, Р. Каримов. – М. : Горячая линия – Телеком, 2007. – 522 с.

References

1. Choudhary K. (2012) Image Steganography and Global Terrorism. *International Journal of Scientific & Engineering Research*. Vol. 3, Is. 4. – 12 p.
2. Zielinska E., Mazurczyk W. and Szczypiorski K. (2014) Trends in Steganography. *Communications of the ACM*. Vol. 57, No 3, pp. 86-95.
3. The Cisco 2014 Annual Security Report. Available at: [http://www.eplus.com/Collateral/Brochures/Cisco 2014 Annual Security Report.PDF](http://www.eplus.com/Collateral/Brochures/Cisco%202014%20Annual%20Security%20Report.PDF).
4. Katzenbeisser S. and Petitcolas P. (2000) Information Hiding Techniques for Steganography and Digital Watermarking. Artech House, 237 p.
5. Fridrich J. and Goljan M. (2002) Practical Steganalysis of Digital Images – State of the Art. *Proc. SPIE 4675, Security and Watermarking of Multimedia Contents IV* (April 29, 2002) Vol. 1.
6. Avcibas I., Memon N. and Sankur B. (2003) Steganalysis using image quality metrics. *IEEE Transaction on Image Processing*. Vol. 12, No. 2., pp. 221-229.
7. Progonov D.O. and Kushch S.M. (2013) Evaluation of the Effectiveness of Applying the Image Quality Metrics for Acquisition the Steganograms. *Theoretical and Applied Aspects of Cybernetics*, pp. 34-42.
8. Ambalavanan A. and Chandramouli R. (2005) A Bayesian Image Steganalysis Approach to Estimate the Embedded Secret Message. *Proceedings of the 7th workshop on multimedia and security*. pp. 33-38.
9. Fridrich J., Goljan M. and Soukal D. (2003) Higher-order Statistical Steganalysis of Palette Images. *Proc. of SPIE Electronic Imaging, Security, Steganalysis and Watermarking of Multimedia Contents V*, pp. 178-190.
10. Ramkumar M. (1999) *Data Hiding in Multimedia – Theory and Applications*. Dr. Diss., New Jersey Institute of Technology, Department of Electrical and Computer Engineering, 70 p.
11. Joseph A. and Anusudha K. (2013) Robust Watermarking Based on DWT-SVD. *International Journal on Signal & Image Security*, Vol. 1, Issue 1.
12. Khan M. I., Rahman M. and Sarker I. H. (2013) Digital Watermarking for Image Authentication Based on Combined DCT, DWT and SVD Transformation. *International Journal of Computer Science Issues*. Vol. 10, Issue 3, No 1.
13. Gunjal B.L. and Mali S.N. (2011) Secured color image watermarking technique in DWT-DCT domain. *International Journal of Computer Science, Engineering and Infor-*

mation Technology (IJCSSEIT). Vol. 1, No. 3, pp. 36-44.

14. Gonsales R. and Woods R. (2012) Tsifrovaya obrabotka izobrazhenii [Digital Image Processing]. Moskva, Tekhnosfera Publ., 1104 p.

15. Nance J. (2013) *Periods of discretized Arnold Cat Map and its extension to dimensions*. Department of Mathematics, University of Illinois at Urbana-Champaign, 11 p.

16. Kantelhardt J., Zschiegner S., Koscielny-Bunde E., Bunde A., Havlin S. and Stanley E. (2002) Multifractal Detrended Fluctuation Analysis of Nonstationary Time Series. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*. Vol. 316, Issue 1-4, pp. 87-114.

17. Hu K., Ivanov P. Ch., Chen Z., Carpena P. and Stanley H. E. (2001) Effect of trends on detrended fluctuation analysis. *Physical Review E*. Vol. 64, Article 011114, 19 p.

18. Bol'shakov A. and Karimov R. (2007) Metody obrabotki mnogomernykh dannykh i vremennykh ryadov [Processing methods of multidimensional data and time series]. Moscow, "Goryachaya liniya–Telekom" Publ., 522 p.

Прогонов Д. О., Куш С. М. Виявлення стеганограм з даними, прихованими в області перетворення цифрових зображень. В роботі досліджено кореляційні та фрактальні характеристики флюктуацій яскравості пікселів стеганограм при багатоступеневому вбудовуванні попередньо модифікованих стегоданих в область перетворення цифрових зображень. Виявлено, що приховання повідомлень призводить до згладжування спектра узагальнених експонент Херста, а також звуження мультифрактального спектра флюктуацій яскравості пікселів цифрових зображень. Показано, що виявлені демаскуючі ознаки стеганограм не залежать від ступеня заповнення контейнеру стегоданими.

Ключові слова: пасивний стегоаналіз, мультифрактальний флюктуаційний аналіз, показник Херста.

Прогонов Д. А., Куш С. Н. Выявление стеганограмм с данными, встроенными в области преобразования цифровых изображений. В работе исследованы корреляционные и фрактальные характеристики флюктуаций яркости пикселей стеганограмм при многоэтапном встраивании предварительно модифицированных стегоданных в область преобразования цифровых изображений. Обнаружено, что скрытие сообщений приводит к сглаживанию спектра обобщенных экспонент Хёрста, а также сужению мультифрактального спектра флюктуаций яркости пикселей цифровых изображений. Показано, что выявленные демаскирующие признаки стеганограмм не зависят от степени заполнения контейнера стегоданными.

Ключевые слова: пассивный стегоанализ, мультифрактальный флюктуационный анализ, показатель Хёрста.

Progonov Dmytro, Kushch Sergii Revealing of steganograms with data hidden in transformation domain of digital images.

Introduction. The paper is devoted to analysis the correlation and fractal properties of brightness fluctuation the steganograms. The case of multistage embedding the modified stegodata in transformation domain of digital images is considered.

Data hiding in transformation domain of digital images. The Gunjal method of message hiding in digital images is investigated. The method is based on usage of Arnold transform for mangling the stegodata. Embedding of modified message is carried out by applying of two-dimensional discrete wavelet transform and block two-dimensional discrete cosine transform.

Multifractal detrended fluctuation analysis of digital images. The correlation and fractal characteristics of the digital images noise components are consider. It is shown the advanta-

ges of multifractal detrended fluctuation analysis over classic detrended fluctuation analysis – the representation of signal fluctuation as set of monofractal aggregates with corresponding generalized Hurst exponents.

Conclusion. Data hiding in transformation domain of digital images leads to smoothing of spectrum the generalized Hurst exponents and narrowing the multifractal spectrum of fluctuations. It is established that ascertained disclosure features do not depend on degree of container filling.

Keywords: passive steganalysis, multifractal detrended fluctuation analysis, Hurst exponent.