

*Д.Д. Пелешко, д.т.н., доц., І.М. Дронюк, к.т.н., доц., А.В. Клювак асп.
(Національний Університет «Львівська політехніка»)*

М.З. Пелешко, к.т.н

(Львівський державний університет безпеки життєдіяльності)

ІМОВІРНІСНА ІДЕНТИФІКАЦІЯ ЗАХИСНИХ ГРАФІЧНИХ ЕЛЕМЕНТІВ СПОТВОРЕНИХ ЗМАЗАМИ

Розглядається задача автоматичної ідентифікації захисних елементів на графічних зображеннях, спотворених різноманітними змазами. Для вирішення задачі запропоновано два методи: перший з них призначений для швидкої ідентифікації у випадку незначних спотворень і базується на метриці, отриманій із сингулярного розкладу матриці побудованої із піксельного представлення зображення. Другий метод призначений для ідентифікації у випадку значних спотворень і базується на імовірнісній оцінці параметрів, отриманих із оператора, побудованого за рядками чи стовпцями матриці зображення.

Ключові слова: обробка зображень, ідентифікація, розпізнавання, захисні графічні елементи, спотворення, сингулярний розклад, матриця-оператор, оцінка параметрів.

Вступ

Метою ідентифікації є забезпечення захисної дії графічних елементів від несанкціонованої атаки (підробки) різноманітних цінних паперів (документів). Основними критеріями ідентифікації є автоматизація самого процесу та її точність.

На сьогодні основними засобами ідентифікації захисних графічних елементів залишаються експертні оцінки. Це зумовлює розвиток різноманітних засобів захисту, які б дозволили автоматизувувати сам процес ідентифікації. Проте не вирішеною залишається задача автоматичної ідентифікації у випадку використання захисних графічних елементів.

Для задачі ідентифікації захисних елементів у випадку існування фонового зображення можливі два варіанти. Перший з них полягає у тому, що захищене зображення відтворюється репографічними засобами без спотворень. Але більш складною задачею є відтворення вже спотвореного зображення або виникнення спотворень в процесі оцифрування. У цьому випадку частина зображень є видозміненою, що ускладнює процес ідентифікації навіть у випадку експертного оцінювання.

Тому розробка стійкого до основних видів спотворень автоматизованого методу ідентифікації графічних захисних елементів, який має широке практичне застосування є актуальним завданням.

1. Постановка задачі

Нехай задано регіон ідентифікації $P = \{ c_{ij} \mid i = 1..n, j = 1..m \}$, де c_{ij} – значення функції інтенсивності у пікселі з координатами (i, j) регіону P ; m, n – кількість пікселів у горизонтальному та вертикальних напрямках. Це зображення є композицією захисних елементів (композиційне зображення), кожен з яких є ізоморфний еталонному зображенню $P_{ет}$.

Вважаємо що регіон є наперед визначеним, наприклад за методом [1].

Основним завданням роботи є розробка методу, який робив би можливим в автоматичному режимі ідентифікувати нанесені на фонове зображення захисні графічні елементи, які мають спотворення, наприклад, змази регіону ідентифікації P .

2. Метод ідентифікації

2.1. Швидка ідентифікація.

Напочатку зафіксуємо напрям – нехай ідентифікація буде здійснюватись у горизонтальному напрямі, тобто у напрямі j . Тоді регіон ідентифікації P можна представити вектором

$$P \rightarrow P^j = \langle x_z \rangle | z = 1..nm, \quad (1)$$

де x_z є значенням функції інтенсивності $c_{i,j}$ шляхом перерахунку індекса z за формулою $z = i + (j - 1)n, i = 1..n, j = 1..m$.

Елементи вектора P^j пронормуємо за схемою оберненого мінімаксного множника K [2]

$$K = \frac{1}{\sup_{z \in 1..nm} x_z}. \quad (2)$$

За допомогою (2) надалі розглядатимемо x_z як дискретний нормований сигнал $x'_z = K x_z$.

Для x_z для P^j будемо оператор ∇^j розмірності: $\dim \nabla^j = n \times n$ [2]

$$\nabla^j = \delta_{a,b}^j | a, b = \overline{1, n}, \delta_{a,b}^j = \frac{c_{a,j}}{c_{b,j}}. \quad (3)$$

Оператор ∇^j є квадратною додатно визначеною матрицею. Застосуємо до оператора ∇^j операцію сингулярного розкладу (розклад SVD, [1])

$$\nabla^j = U^j \Sigma^j V^{j*}, \quad (4)$$

де U^j, V^j – унітарна матриця порядку $n \times n$; V^{j*} – спряжена, транспонована матриця до V^j матриця; Σ^j - діагональна матриця порядку $n \times n$, яка складається із сингулярних чисел $\{\sigma_q^j | q = 1..n\}$ таких, що $\sigma_1^j \geq \sigma_2^j \geq \dots \geq \sigma_n^j \geq 0$. Оскільки ∇^j є матрицею дійсних чисел, то $V^{j*} = V^{jT}$.

Надалі для вирішення задачі ідентифікації визначимо число обумовленості оператора ∇^j

$$\mu^j = \mu \nabla^j = \left\| \nabla^j \right\| \cdot \left\| \nabla^j \right\|^{-1}, \quad (5)$$

де $\|\cdot\|$ – норма оператора ∇^j . За [1] норма Фробеніуса у матричному випадку має вид

$$\|\nabla^j\| = \max_{1 \leq q \leq n} \sigma_q^j, \quad (6)$$

Тоді за [2] маємо, що $\|\nabla^j\| = \sigma_1^j$.

Якщо взяти до уваги виродженість матриці ∇_i , то матимемо

$$\|\nabla^j^{-1}\| = \max_{\substack{1 \leq q \leq n \\ \sigma_q^j \neq 0}} \left(\frac{1}{\sigma_q^j} \right), \quad (7)$$

Тоді число обумовленості буде визначатись так

$$\mu^j = \max_{\substack{1 \leq q \leq n \\ \sigma_q^j \neq 0}} \left(\frac{\sigma_1^j}{\sigma_q^j} \right), \quad (8)$$

Надалі можна ввести метрику $d(P^j, P_{emj}^j)$ для визначення міри подібності за вибраного відхилення $\varepsilon \geq 0$ між P і P_{et} у напрямку j

$$d(P^j, P_{emj}^j) = |\mu^j - \mu_{em}^j|, \quad (9)$$

Подібним способом можна отримати метрику для визначення міри подібності у напрямку i .

2.2. Ідентифікація для випадку великих за площею спотворень.

Даний базується на методі, описаному у п.2.1 і призначений для ідентифікації регіонів, які спотворені змазами із великою площею.

Напочатку бінаризуємо регіон ідентифікації P та еталонний регіон P_{et} . Подібно до попереднього випадку зафіксуємо напрям ідентифікації j . Тоді матрицю P подамо у вигляді вектора векторів

$$P \rightarrow \langle \bar{c}^j \rangle | j = 1..m, \bar{c}^j = \langle c_{i,j} \rangle | i = 1..n. \quad (10)$$

Набір векторів \bar{c}^j можна розглядати як елементи деякої топології Γ простору \mathbf{R}^m .

Для кожного елемента топології Γ поставимо у відповідність оператор (3).

За цим оператором отримаємо таку метрику

$$d(\bar{c}^j, \bar{c}_{et}^j) = |\mu \bar{c}^j - \mu \bar{c}_{et}^j|, \quad (11)$$

де $\bar{c}_{\text{ет}}^j$ – вектор, визначений подібно до вектора \bar{c}^j , але на еталоні $P_{\text{ет}}$; $\mu \bar{c}^j$, $\mu \bar{c}_{\text{ет}}^j$ – є числами обумовленості, які визначені подібно до $\mu^j, \mu_{\text{ет}}^j$ з (8), але отриманих за сингулярними розкладами матриць операторів побудованих із векторів \bar{c}^j .

За (9) отримуємо послідовність

$$X = d^j | d^j = d \bar{c}^j, \bar{c}_{\text{ет}}^j, j=1, \dots, m, \quad (12)$$

елементи якої можуть вважатись статистиками величини відхилення за метрикою (9) полягає у визначенні деякого диз'юнктивного розбиття множини X

$$X = Y \cup \Omega; \quad Y \cap \Omega = \emptyset. \quad (13)$$

Для визначення множин Y та Ω скористаємось методами теорії імовірностей та математичної статистики. Розподіл величини $\{d^j\}$ на проміжку $[1..m]$ має стохастичний характер і його безпосередньо не можна використовувати в подальшому розгляді. Для організації вибірки із генеральної сукупності будуюмо інтервали впорядкованої за зростанням (чи спаданням) величини $\{d^j\}$ (тобто реалізуємо квантування)

$$\forall z \in 1..m, \exists k \in 1..\eta, \eta \in \mathbf{N}^1: d^j = d_k^j \in \Lambda_k = I_{k-1}, I_k, \quad (14)$$

де $\Lambda_k = [I_{k-1}, I_k[$ – k -й інтервал; d_k^j – значення величини $\{d^j\}$, яке потрапляє в k -й інтервал; I_k – інтервальна границя; η – кількість інтервалів, яка визначається за [4]: $\eta = \log_2 m + 1$. Необхідно пам'ятати про те, що за [4] на значення η накладаються обмеження: $8 \div 10 \leq \eta \leq 20 \div 25$. Особливо це стосується випадків, коли $\dim d^j \geq 50$. Забезпечення цієї умови не є складним, оскільки визначається розмірністю регіону P .

Незалежно від значення k початкове та кінцеве значення набору інтервальних границь $\{I_k\}_{k=0..\eta}$ визначають за формулами

$$I_0 = \min_{j \in [1..m]} d^j; \quad I_\eta = \max_{j \in [1..m]} d^j. \quad (15)$$

Через Λ позначимо набір інтервалів $\{\Lambda_k\}$ випадкової величини $\{d^j\}$ і називатимемо варіаційним рядом:

$$\Lambda = \Lambda_k | k = 1..\eta. \quad (16)$$

На кожному інтервалі Λ_k визначимо середнє значення випадкової величини $\{d^j\}$ цього інтервалу

$$M_k = M\sigma_k = \frac{1}{m_k} \sum_{d_{jk} \in \Lambda_k} d_k^j; \Lambda_k \rightarrow M_k, \mathbf{M} = \overline{M_k}, k = \overline{1, \eta}, \quad (17)$$

де m_k – кількість випадкової величини $\{d^j\}$ на інтервалі Λ_k з експериментальною частотою $f_k = m_k / m$ [5].

Очевидно, що має місце $m = \sum_{k=1}^{\eta} m_k$ і \mathbf{M} буде також відсортованим за зростанням.

Перевірку гіпотези про нормальний розподіл випадкової величини $\{d_j\}$ здійснюємо з використанням критерію Пірсона (критерій χ^2) [5]. Для цього, маючи набір Λ і (17), використаємо критерій χ^2 для випадкової величини $\{d^j\}$ з густиною розподілу [4].

$$f_{d^j} = \begin{cases} \frac{1}{2^{\frac{K}{2}} \Gamma\left(\frac{K}{2}\right)} e^{-\frac{d^j}{2}} d^{\frac{K}{2}-1}, & \text{при } d^j > 0; \\ 0, & \text{при } d^j \leq 0; \end{cases} \quad (18)$$

де K – ступені свободи, а $\Gamma\left(\frac{K}{2}\right) = \int_0^{\infty} d^{\frac{K}{2}-1} e^{-\frac{d^j}{2}} d^j$ – гама-функція [5].

Для випадкової величини $\{d^j\}$ за [4, 5] розглянемо математичне сподівання M_M , дисперсію D_M та середньоквадратичне відхилення σ_M

$$M_M = M d^j = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m d^j; D_M = D d^j = \frac{1}{j-1} \sum_{j=1}^m d^j - M_M^2; \sigma_M = \sqrt{D_M}. \quad (19)$$

Теоретичну частоту величини $\{d^j\}$, яка відповідає k -му інтервалу, обчислюємо за формулою Муавра-Лапласа [6],

$$\Phi_k = \Phi(M_k) = \frac{I_k - I_{k-1}}{\eta} \frac{1}{\sigma_M \sqrt{2\pi}} e^{-\left(\frac{M_k - M_M}{\sqrt{2}\sigma_M}\right)^2}. \quad (20)$$

Тоді обчислюване значення критерію Пірсона $\chi_{\text{обч}}^2$ визначаємо за формулою [4]

$$\chi_{\text{обч}}^2 = m \sum_{k=1}^n \frac{f_k - \Phi_k}{\Phi_k}^2. \quad (21)$$

Порівняно із табличним значенням критерію приймається рішення про правильність із заданим рівнем значимості (α) гіпотези про нормальний розподіл випадкової величини [4].

Зазначимо, що вибір нормального розподілу під час формулювання і перевірки гіпотези та подальшої побудови інтервалу довіри зумовлений результатами практичних експериментів, які засвідчили існування саме такого розподілу. А тому під час використання на практиці з метою пришвидшення роботи алгоритмів пропонуємо опускати цей крок.

Оскільки теоретично випадкова величина може мати інший розподіл, то цей крок пропонуємо залишити у складі алгоритму і у разі непідтвердження гіпотези вибрати іншу функцію розподілу і інтервал довіри.

У разі прийняття гіпотези про нормальний розподіл випадкової величини $\{d^j\}$, її приймаємо точковою оцінкою для побудови інтервалу довіри для математичного сподівання нормальної вибірки за невідомого середньоквадратичного відхилення [5]

$$\Lambda_{d \text{ дов}} = \left[M_M - tm_M ; M_M + tm_M \right], \quad (22)$$

де m_M – середньоквадратичне відхилення середнього арифметичного

$$m_M = \frac{\sigma_M}{\sqrt{m}}. \quad (23)$$

з довірчою імовірністю

$$p = 2\Phi(tm_M). \quad (24)$$

Формули (22)–(24) отримано з точкового оцінювання на основі розподілу Стьюдента.

Множник $t = t(\dim\{d_j\}-1)$ (процентиль розподілу Стьюдента [5]) можна підібрати так, щоб імовірність того, що істинне значення математичного сподівання $E(d^j)$ випадкової величини $\{d^j\}$ перебувало поза межами інтервалу $\Lambda_{d \text{ дов}}$, не перевищувала деякого достатньо малого рівня значимості α . Можливість такого вибору існує завдяки тому, що випадкова величина $(M_M - E d) / \eta$ має розподіл Стьюдента з кількістю ступенів свободи $k - 1$. Тому за t можна вибрати з таблиці розподілу Стьюдента критичну точку, яка відповідає рівню значимості α та кількості ступенів свободи $k - 1$. Різниця $1 - \alpha$, яка

дорівнює p , дає надійність оцінки $\Lambda_{d \text{ дов}}$.

Інтервал довіри, який отриманий за (22), є обов'язковим у випадку малих (менше 30) за розмірністю наборів випадкової величини $\{d^j\}$.

У разі відомого середньоквадратичного відхилення та середніх і великих за розмірністю вибірок множник t може бути значенням зворотної функції Лапласа $\Phi(t)$, а значення σ_M у (20), яке по суті є виправленою девіацією, можна замінити на задане.

На основі (22) стосовно $\{d^j\}$ приймається рішення про приналежність статистики d^j до однієї із підмножин Y чи Ω . Якщо значення d^j потрапляє в інтервал $\Lambda_{d \text{ дов}}$, то d^j належить набору Y ; у протилежному випадку – набору Ω :

$$\forall j \in 1..m : \begin{cases} d^j \notin \Lambda_{d \text{ дов}} \rightarrow d^j \in \Omega; \\ d^j \in \Lambda_{d \text{ дов}} \rightarrow d^j \in Y. \end{cases} \quad (25)$$

За розмірністю Ω при наперед заданому цілому, додатному γ приймається рішення про відповідність регіону ідентифікації P еталонному регіону $P_{\text{ет}}$.

$$\exists \gamma > 0, \gamma \in \mathbf{N}^1, \dim \Omega < \gamma : \|P - P_{\text{ет}}\| = 0. \quad (26)$$

Подібним способом здійснюється ідентифікація у напрямку i .

3. Висновки та результати практичних експериментів

Параметри вхідного зображення (наведено на рисунку) були такими: зображення роздільною здатністю 600 DPI, фізичні розміри 2093x2107 пікселів, формат – 16-розрядна палітра у відтінках сірого. Захисні елементи отримані за формулою спіралі Архімеда $\rho = \alpha\varphi$ у полярній системі координат (ρ, φ) Збурення, за допомогою яких було відтворено фонове зображення (логотип фірми Apple) у вигляді яблука, були реалізовані за принципом осьової симетрії.

Для організації спотворень використовувались гаусівське спотворення (gauss blur) та спотворення викликане рухом (motion blur). Саме ці види спотворень найчастіше виникають у практичних задачах ідентифікації документів, захищених графічними елементами.

Точність ідентифікації визначається у процентному співвідношенні сумарної площі неідентифікованих областей до площі усього зображення. Результати ідентифікації при 95% довірчій імовірності наведені у таблиці. У випадку використання спотворення Motion Blur вектор руху визначався за функцією розсіяння [3].

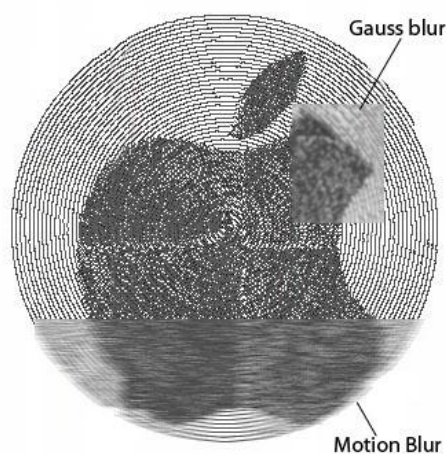


Рис.1. Вхідне захищене зображення та види спотворень

Кількість помилок (у процентах) залежно від наближеного процентного співвідношення площі зображення до площі спотворення ($S_{\text{спотв}}/S_P$) та від методу спотворення

| Наближене значення $S_P/S_{\text{спотв}}, \%$ | Motion blur | | |
|--|------------------|---------------------|--|
| | Gauss blur, % | За вектором руху, % | Перепендикулярно до вектора руху, % |
| 1 | 2,63 | 2,11 | 5,26 |
| 3 | 6,84 | 3,16 | 13,68 |
| 7 | 10,53 | 5,26 | 21,05 |
| 15 | 14,74 | 8,95 | 33,16 |
| 20 | 18,95 | 11,58 | 38,95 |
| 25 | 23,16 | 15,79 | 47,37 |
| 30 | 27,89 | 21,05 | 60,53 |
| 40 | 31,05 | 28,95 | 82,12 |
| 50 | 34,74 | 39,47 | 100,00 |

З даних таблиці та рис.2 можна зробити такі висновки.

У випадку малих спотворень (до 3% співвідношення $S_{\text{спотв}}/S_P$) метод є достатньо ефективними для випадку будь-якого спотворення і незалежно від напрямку ідентифікації.

Жоден з методів не є ефективним при спотвореннях половини зображення. Найкращий результат метод демонструє у випадку гаусівського спотворення, але навіть у цьому випадку кількість помилок є достатньо значною.

Найбільш стійким при малих та середніх спотвореннях метод є до спотворення, викликаного рухом (motion blur), якщо напрям ідентифікації збігався з напрямом руху. Якщо

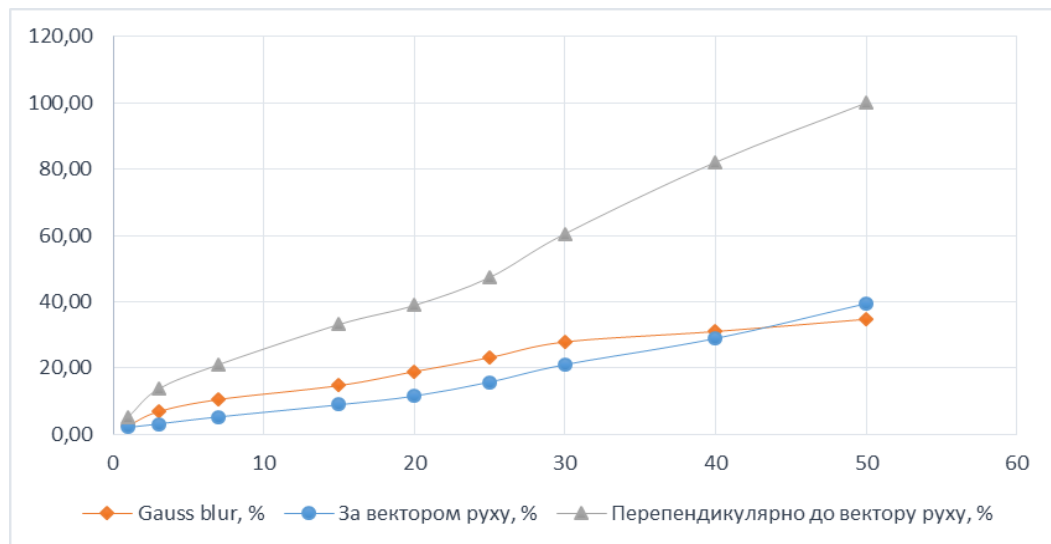


Рис.2. Графічне представлення результатів ідентифікації, наведених у таблиці

напрямок ідентифікації не збігається з напрямком руху, то таке спотворення є критичним для ідентифікації. Фактично у цьому випадку ефективність ідентифікації залежить від точності визначення вектора руху.

Треба зазначити що падіння точності ідентифікації у випадку спотворення викликаного рухом має експонентний характер. А у випадку гаусівського спотворення – логарифмічний.

Список літератури:

1. Хиленко В.В. Численный метод определения собственных чисел матриц произвольно большой размерности/ В.В. Хиленко// Кибернетика и системный анализ. – 2004. – № 2. – С. 186 – 194.
2. Пелешко Д. Виділення псевдоінваріантів та квазістаціонарних ділянок мовних сигналів на основі сингулярних розкладів / Пелешко Д., Ковальчук А., Пелех Ю., Киричук В. // Вісник НУ ЛП "Комп'ютерні науки та інформаційні технології". - №732. - Львів. - 2012. - С.58-66.
3. Peleshko D. Makoweychuk O., Klyuvak A. Reconstruction of Images Distorted by Partial Motion Blur with Not Blurred Zones Inclusions. Комп'ютерні науки та інформаційні технології: Матеріали VII Міжнародної науково-технічної конференції CSIT 2012.- Львів, Видавництво Львівської політехніки, 2012. С.125-126.
4. Лихолетов И.И. Руководство к решению задач по высшей математике, теории вероятностей и математической статистике/ И.И. Лихолетов, И. П. Мацкевич. – Минск: Вишэйшая школа, 1969. – 454с.
5. Гурман В.Е. Руководство к решению задач по теории вероятностей и математической статистике/ В.Е. Гурман. – М.: Высш. шк., 1979. – 400с.