

Д.Д. Пелешко, д-р техн. наук, доцент, І.М. Дронюк, канд. техн. наук, доцент, А.В. Клювак,
(Національний Університет «Львівська політехніка»)

М.З. Пелешко, канд. техн. наук (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 автоматизувати 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.

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

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

де x_z є значенням функції інтенсивності c_{ij} 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]

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

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 $\{\sigma_q^j \mid q = 1..n\}$ 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

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

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 $\|(\nabla^j)^{-1}\| = \sigma_1^j$.

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

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

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

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

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

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

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:

$$\Lambda = \{\Lambda_k \mid k = 1..\eta\}. \quad (16)$$

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

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

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), використовуємо критерій χ^2 для випадкової величини $\{d^j\}$ з густиною розподілу [4].

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

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

Для випадкової величини $\{d^j\}$ за [4, 5] розглянемо математичне сподівання $M_{(M)}$, дисперсію $D_{(M)}$ та середньоквадратичне відхилення $\sigma_{(M)}$

$$M_{(M)} = M d^j = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m d^j; \quad D_{(M)} = D d^j = \frac{1}{j-1} \sum_{j=1}^m (d^j - M_{(M)})^2; \quad \sigma_{(M)} = \sqrt{D_{(M)}}. \quad (19)$$

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]

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

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

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

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 ве-

личина $(M_{(M)} - E(d^j)) / m_{(M)}$ має розподіл Стюдента з кількістю ступенів свободи $k - 1$. Тому за t можна вибрати з таблиці розподілу Стюдента 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 $\sigma_{(M)}$ 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].

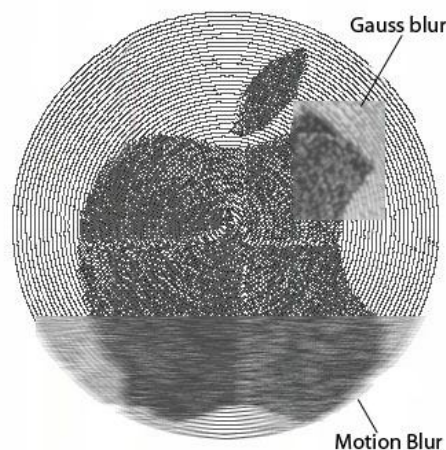


Рис. 1. Вхідне захищене зображення та види спотворень

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 $S_P/S_{\text{спотв}}, \%$	Gauss blur, %	Motion 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 напрям ідентифікації не збігається з напрямом руху, то таке спотворення є критичним для ідентифікації. Фактично у цьому випадку ефективність ідентифікації залежить від точності визначення вектора руху.

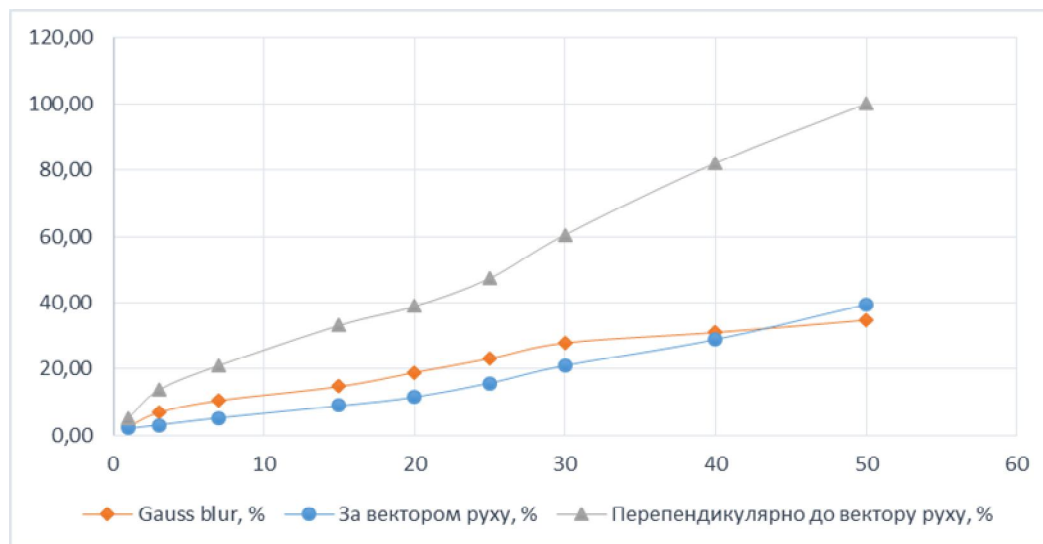


Рис. 2. Графічне представлення результатів ідентифікації, наведених у таблиці

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

Література:

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: Высшая 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.

Д.Д. Пелешко, И.М. Дрониук, А.В. Клювак, М.З. Пелешко

ВЕРОЯТНОСТНАЯ ИДЕНТИФИКАЦИЯ ЗАЩИТНЫХ ГРАФИЧЕСКИХ ИСКАЖЕННЫХ ЭЛЕМЕНТОВ

Рассматривается задача автоматической идентификации защитных элементов на графических изображениях, изменённых различными искажениями. Для решения задачи предложено два метода: первый из них предназначен для быстрой идентификации в случае незначительных искажений и базируется на метрике, полученной из сингулярного разложения матрицы, построенной из пиксельного представления изображения. Второй метод предназначен для идентификации в случае значительных искажений и базируется на вероятностной оценке параметров, полученных из оператора, построенного по строкам или столбцам матрицы изображения.

Ключевые слова: обработка изображений, идентификация, распознавание, защитные графические элементы, искажения, сингулярный распад, матрица-оператор, оценка параметров.

D. D. Peleshko, I.M. Droniuk, A.V. Klyuvak, M.Z. Peleshko

PROBABILISTIC IDENTIFICATION OF PROTECTIVE GRAPHICS DISTORTION ELEMENTS

A problem of automatic identification of protective elements for digital images blurred by various distortions is considered in this paper. Two methods are proposed to solve the problem. The first method is designed for quick identification in case of minor distortions. It is based on metrics, that is obtained from the singular value decomposition of a matrix constructed from the pixel representation of the image. The second method is designed for identification in case of large distortions. It is based on estimation of parameters derived from the operator constructed by rows or columns of the matrix image.

Keywords: digital processing, identification, recognition, graphics protective elements, singular decomposition, matrix operator, parameter estimation.

