

5. ІНФОРМАЦІЙНІ ТЕХНОЛОГІЇ ГАЛУЗІ

УДК 681.142.2; 622.02.658.284; 621.325 Доц. Д.Д. Пелешко, канд. техн. наук;
доц. Н.Д. Лотошинська, канд. техн. наук;
ст. викл. Н.О. Кустра, канд. техн. наук – НУ "Львівська політехніка"

ЕНТРОПІЙНІ ХАРАКТЕРИСТИКИ ПІД ЧАС ПОБУДОВИ ФІЛЬТРАЦІЇ ЗА ПАРАМЕТРОМ НАБОРІВ ОДНОТИПНИХ ЗОБРАЖЕНЬ

На основі ентропійних характеристик запропоновано інтервальні оцінки для параметрів моделі з метою організації фільтрації наборів однотипних зображень. Визначено особливості використання кожної із вибраних моделей представлень. Наведено приклади практичних експериментів.

Вступ. Розроблення методів видобутку інформації із наборів цифрових зображень висуває певні вимоги до формування і попереднього оброблення не лише до окремих зображень, а й до параметрів та характеристик наборів загалом. До останніх, зокрема, відносять однотипність й однакова розрядність зображень, суміщення в межах піксела тощо. Це спричинює потребу у розвитку і постійному вдосконаленню методів попереднього оброблення наборів. Однією із найактуальніших задач в царині попереднього оброблення є фільтрації з точки зору покращення характеристик множини параметрів обраної моделі представлення зображень набору.

Постановка задачі. Нехай існує набір P однотипних зображень. Шумом набору будемо називати стохастичні варіації параметрів вибраної моделі представлення зображень набору [2]. При цьому моделями представлення наборів зображень виберемо динамічну теорію інформації [1].

Якщо через P^Φ позначити відфільтровану підмножину зображень набору P , а через P^Π – множини зображень з P , які складають "шум", то очевидно повинна задовольнятися операція об'єднання P^Π і P^Φ . Тоді задача фільтрації полягає в побудові множини P^Π такої, щоб існувала операція

$$P = P^\Phi \cup P^\Pi, \quad P^\Phi \cap P^\Pi = \emptyset. \quad (1)$$

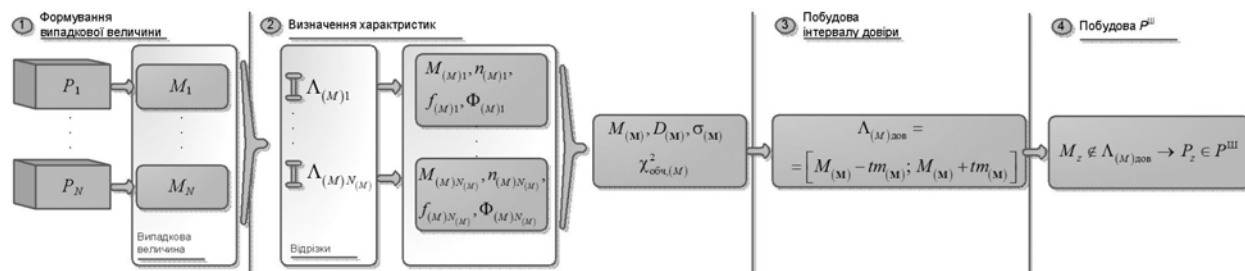


Рис. 1. Схема фільтрації на основі параметрів моделей представлення

Ідею фільтрації за параметром викладено на рис. 1. Тут через X позначено параметр методу. Таке позначення означає, що випадку використання цієї схеми відносно вибраної деякої моделі, достатньо символ X замінити на

позначення параметра цієї моделі. У нашому випадку такими параметрами є (2) – (3).

Фільтрація набору зображень на основі параметрів динамічної теорії інформації

Формування наборів випадкових величин. За базову виберемо модель динамічної теорії інформації [1] і її характеристики: інформативність $\bar{I}_z^\delta$, δ -ентропію H_z^δ та приведену δ -ентропію h_z^δ [2], які відокремлено можуть бути параметрами фільтрації. А тому на практиці достатньо вибрати лише одну із цих характеристик.

Визначення параметрів здійснюємо за [1] з параметром квантування N_z^δ . При цьому, якщо в загальному випадку процес квантування можна було вибирати довільним, то у випадку фільтрації він повинен бути виключно за зростанням. Проміжки квантування для кожного P_z сукупно дадуть змогу сформувати набори випадкових величин для P :

$$P \leftrightarrow \{\bar{I}_z^\delta\}, \quad (2)$$

$$P \leftrightarrow \{H_z^\delta\}, \quad (3)$$

$$P \leftrightarrow \{h_z^\delta\}, \quad (4)$$

Для кожної з характеристик (2)-(4) через впорядкуванням їх зростанням на проміжку $[1..N]$ побудуємо інтервальні проміжки для сортування параметрів (2)-(4) (не плутати з відрізками квантування). Для побудови можна скористатись формулою [4]

$$k = \log_2 N + 1. \quad (5)$$

При цьому треба пам'ятати про те, що за [4] на розмірність множини проміжків повинна належати проміжку $[8 \div 10..20 \div 25]$. Особливо це стосується випадків, коли $N \geq 50$. Отже, скориставшись (5), отримаємо

$$\forall z \in [1..N], \exists k \in [1..N_{(\bar{I}^\delta)}]: \bar{I}_z^\delta = \bar{I}_{zk}^\delta \in \Lambda_{(\bar{I}^\delta)_k} = [\bar{I}_{(\bar{I}^\delta)k-1} \cdot \bar{I}_{(\bar{I}^\delta)k}]; \quad \bar{I}_{(\bar{I}^\delta)0} = \min_{z \in [1..N]} (\bar{I}_z^\delta); \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \bar{I}_{(\bar{I}^\delta)N_{(\bar{I}^\delta)}} &= \max_{z \in [1..N]} (\bar{I}_z^\delta); \\ \Lambda_{(\bar{I}^\delta)} &= \{\Lambda_{(\bar{I}^\delta)_k}\}, \quad \dim \Lambda_{(\bar{I}^\delta)} = N_{(\bar{I}^\delta)}. \end{aligned} \quad (7)$$

$$\forall z \in [1..N], \exists k \in [1..N_{(H^\delta)}]: H_z^\delta = H_{zk}^\delta \in \Lambda_{(H^\delta)_k} = [H_{(H^\delta)k-1} \cdot H_{(H^\delta)k}]; \quad H_{(H^\delta)0} = \min_{z \in [1..N]} (H_z^\delta); \quad (8)$$

$$\begin{aligned} H_{(H^\delta)N_{(H^\delta)}} &= \max_{z \in [1..N]} (H_z^\delta); \\ \Lambda_{(H^\delta)} &= \{\Lambda_{(H^\delta)_k}\}, \quad \dim \Lambda_{(H^\delta)} = N_{(H^\delta)}. \end{aligned} \quad (9)$$

$$\forall z \in [1..N], \exists k \in [1..N_{(h^\delta)}]: h_z^\delta = h_{zk}^\delta \in \Lambda_{(h^\delta)_k} = [h_{(h^\delta)k-1} \cdot h_{(h^\delta)k}]; \quad h_{(h^\delta)0} = \min_{z \in [1..N]} (h_z^\delta); \quad (10)$$

$$\begin{aligned} h_{(h^\delta)N_{(h^\delta)}} &= \max_{z \in [1..N]} (h_z^\delta); \\ \Lambda_{(h^\delta)} &= \{\Lambda_{(h^\delta)_k}\}, \quad \dim \Lambda_{(h^\delta)} = N_{(h^\delta)}. \end{aligned} \quad (11)$$

де $\Lambda_{(\bar{I}^\delta)_k}$, $\Lambda_{(H^\delta)_k}$, $\Lambda_{(h^\delta)_k}$ – k -і інтервали випадкових величин $\{\bar{I}_z^\delta\}$, $\{H_z^\delta\}$ та $\{h_z^\delta\}$ з інтервальними границями $I_{(\bar{I}^\delta)_k}$, $I_{(H^\delta)_k}$, $I_{(h^\delta)_k}$; $\bar{I}_{zk}^\delta$, H_{zk}^δ , h_{zk}^δ – k -і значення величини $\{\bar{I}_z^\delta\}$, $\{H_z^\delta\}$ та $\{h_z^\delta\}$, які потрапляють у відповідний $\Lambda_{(\bar{I}^\delta)_k}$, $\Lambda_{(H^\delta)_k}$, $\Lambda_{(h^\delta)_k}$; $N_{(\bar{I}^\delta)}$, $N_{(H^\delta)}$, $N_{(h^\delta)}$ – кількості інтервалів $\Lambda_{(\bar{I}^\delta)_k}$, $\Lambda_{(H^\delta)_k}$, $\Lambda_{(h^\delta)_k}$ для кожного набору $\{\bar{I}_z^\delta\}$, $\{H_z^\delta\}$ та $\{h_z^\delta\}$.

Через $\Lambda_{(\bar{I}^\delta)}$, $\Lambda_{(H^\delta)}$, $\Lambda_{(h^\delta)}$ позначимо набір інтервалів відповідної випадкової величини $\{\bar{I}_z^\delta\}$, $\{H_z^\delta\}$ та $\{h_z^\delta\}$ і будемо називати їх варіаційними рядами

Визначення характеристик випадкових величин на проміжках квантування. За (2)-(4) кожного $\Lambda_{(\bar{I}^\delta)_k}$, $\Lambda_{(H^\delta)_k}$ та $\Lambda_{(h^\delta)_k}$ характеристикою буде виступати відповідне математичне сподівання $M_{(\bar{I}^\delta)_k}$, $M_{(H^\delta)_k}$, $M_{(h^\delta)_k}$ відповідних випадкових величин $\{\bar{I}_z^\delta\}$, $\{H_z^\delta\}$ та $\{h_z^\delta\}$

$$M_{(\bar{I}^\delta)_k} = M \bar{I}_{zk}^\delta = \frac{1}{n_{(\bar{I}^\delta)_k}} \sum_{\bar{I}_{zk}^\delta \in \Lambda_{(\bar{I}^\delta)_k}} \bar{I}_{zk}^\delta; \quad \Lambda_{(\bar{I}^\delta)_k} \rightarrow M_{(\bar{I}^\delta)_k}, \quad M_{(\bar{I}^\delta)} = \{M_{(\bar{I}^\delta)_k}\}; \quad (12)$$

$$f_{(\bar{I}^\delta)_k} = \frac{n_{(\bar{I}^\delta)_k}}{N}; \quad k = \overline{1, N_{(\bar{I}^\delta)}};$$

$$M_{(H^\delta)_k} = M H_{zk}^\delta = \frac{1}{n_{(H^\delta)_k}} \sum_{H_{zk}^\delta \in \Lambda_{(H^\delta)_k}} H_{zk}^\delta; \quad \Lambda_{(H^\delta)_k} \rightarrow M_{(H^\delta)_k}, \quad M_{(H^\delta)} = \{M_{(H^\delta)_k}\}; \quad (13)$$

$$f_{(H^\delta)_k} = \frac{n_{(H^\delta)_k}}{N}; \quad k = \overline{1, N_{(H^\delta)}};$$

$$M_{(h^\delta)_k} = M h_{zk}^\delta = \frac{1}{n_{(h^\delta)_k}} \sum_{h_{zk}^\delta \in \Lambda_{(h^\delta)_k}} h_{zk}^\delta; \quad \Lambda_{(h^\delta)_k} \rightarrow M_{(h^\delta)_k}, \quad M_{(h^\delta)} = \{M_{(h^\delta)_k}\}; \quad (14)$$

$$f_{(h^\delta)_k} = \frac{n_{(h^\delta)_k}}{N}; \quad k = \overline{1, N_{(h^\delta)}};$$

де $n_{(\bar{I}^\delta)_k}$, $n_{(H^\delta)_k}$, $n_{(h^\delta)_k}$; $f_{(\bar{I}^\delta)_k}$, $f_{(H^\delta)_k}$, $f_{(h^\delta)_k}$ – відповідно кількості та експериментальні частоти випадкових величин $\{\bar{I}_z^\delta\}$, $\{H_z^\delta\}$ та $\{h_z^\delta\}$. Очевидно, що існує

$N = \sum_{k=1}^{N_{(\bar{I}^\delta)}} n_{(\bar{I}^\delta)_k}$, $N = \sum_{k=1}^{N_{(H^\delta)}} n_{(H^\delta)_k}$, $N = \sum_{k=1}^{N_{(h^\delta)}} n_{(h^\delta)_k}$ і набори $M_{(\bar{I}^\delta)}$, $M_{(H^\delta)}$ та $M_{(h^\delta)}$ відповідних середніх значень $M_{(\bar{I}^\delta)_k}$, $M_{(H^\delta)_k}$, $M_{(h^\delta)_k}$ будуть також відсортованим по зростанню.

Перевірка гіпотез про розподіли випадкових величини. Наступним кроком є перевірка гіпотез про нормальність розподілу випадкових величини $\{\bar{I}_z^\delta\}$, $\{H_z^\delta\}$ та $\{h_z^\delta\}$. З цією метою для кожної випадкової величини введемо

до розгляду набір математичних статистик, зокрема математичне сподівання, дисперсію та середньо квадратичне відхилення

- випадкова величина $\{\bar{I}_z^\delta\}$

$$M_{(\bar{I}^\delta)} = M \bar{I}_z^\delta = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \bar{I}_z^\delta; \quad D_{(\bar{I}^\delta)} = D \bar{I}_z^\delta = \frac{1}{N-1} \sum_{z=1}^N \left(\bar{I}_z^\delta - M_{(\bar{I}^\delta)} \right)^2; \quad \sigma_{(\bar{I}^\delta)} = \sqrt{D_{(\bar{I}^\delta)}}, \quad (15)$$

- випадкова величина $\{H_z^\delta\}$

$$M_{(H^\delta)} = M H_z^\delta = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N H_z^\delta; \quad D_{(H^\delta)} = D H_z^\delta = \frac{1}{N-1} \sum_{z=1}^N \left(H_z^\delta - M_{(H^\delta)} \right)^2; \quad (16)$$

$$\sigma_{(H^\delta)} = \sqrt{D_{(H^\delta)}},$$

- випадкова величина $\{h_z^\delta\}$

$$M_{(h^\delta)} = M h_z^\delta = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N h_z^\delta; \quad D_{(h^\delta)} = D h_z^\delta = \frac{1}{N-1} \sum_{z=1}^N \left(h_z^\delta - M_{(h^\delta)} \right)^2; \quad \sigma_{(h^\delta)} = \sqrt{D_{(h^\delta)}}. \quad (17)$$

На основі визначених статистик (15) – (17) визначимо теоретичні частоти та значення критерію Пірсона [4] відповідно для $\{\bar{I}_z^\delta\}$, $\{H_z^\delta\}$ та $\{h_z^\delta\}$:

$$\Phi_{(\bar{I}^\delta)_k} = \Phi(M_{(\bar{I}^\delta)_k}) = \frac{I_{(\bar{I}^\delta)_k} - I_{(\bar{I}^\delta)_{k-1}}}{K} \frac{1}{\sigma_{(\bar{I}^\delta)} \sqrt{2\pi}} e^{-\left(\frac{M_{(\bar{I}^\delta)_k} - M_{(\bar{I}^\delta)}}{\sqrt{2}\sigma_{(\bar{I}^\delta)}} \right)^2}. \quad (18)$$

$$\chi_{\text{обч},(\bar{I}^\delta)}^2 = N \sum_{k=1}^{N_{(\bar{I}^\delta)}} \frac{\left(f_{(\bar{I}^\delta)_k} - \Phi_{(\bar{I}^\delta)_k} \right)^2}{\Phi_{(\bar{I}^\delta)_k}}. \quad (19)$$

$$\Phi_{(H^\delta)_k} = \Phi(M_{(H^\delta)_k}) = \frac{I_{(H^\delta)_k} - I_{(H^\delta)_{k-1}}}{K} \frac{1}{\sigma_{(H^\delta)} \sqrt{2\pi}} e^{-\left(\frac{M_{(H^\delta)_k} - M_{(H^\delta)}}{\sqrt{2}\sigma_{(H^\delta)}} \right)^2}. \quad (20)$$

$$\chi_{\text{обч},(H^\delta)}^2 = N \sum_{k=1}^{N_{(H^\delta)}} \frac{\left(f_{(H^\delta)_k} - \Phi_{(H^\delta)_k} \right)^2}{\Phi_{(H^\delta)_k}}. \quad (21)$$

$$\Phi_{(h^\delta)_k} = \Phi(M_{(h^\delta)_k}) = \frac{I_{(h^\delta)_k} - I_{(h^\delta)_{k-1}}}{K} \frac{1}{\sigma_{(h^\delta)} \sqrt{2\pi}} e^{-\left(\frac{M_{(h^\delta)_k} - M_{(h^\delta)}}{\sqrt{2}\sigma_{(h^\delta)}} \right)^2}. \quad (22)$$

$$\chi_{\text{обч},(h^\delta)}^2 = N \sum_{k=1}^{N_{(h^\delta)}} \frac{\left(f_{(h^\delta)_k} - \Phi_{(h^\delta)_k} \right)^2}{\Phi_{(h^\delta)_k}}. \quad (23)$$

Інтервальні оцінки для параметрів набору і формування P^{III} . У випадку прийняття гіпотези про нормальний розподіл випадкових величин $\{\bar{I}_z^\delta\}$, $\{H_z^\delta\}$ та $\{h_z^\delta\}$ за [4] будуються *інтервали довіри*

- випадкова величина $\{\bar{I}_z^\delta\}$

$$\Lambda_{(\bar{I}^\delta)_{\text{дов}}} = \left[M_{(\bar{I}^\delta)} - tm_{(\bar{I}^\delta)}; M_{(\bar{I}^\delta)} + tm_{(\bar{I}^\delta)} \right]; \quad m_{(\bar{I}^\delta)} = \frac{\sigma_{(\bar{I}^\delta)}}{\sqrt{N}}; \quad (24)$$

- випадкова величина $\{H_z^\delta\}$

$$\Lambda_{(H^\delta)_{\text{дов}}} = \left[M_{(H^\delta)} - tm_{(H^\delta)}; M_{(H^\delta)} + tm_{(H^\delta)} \right]; \quad m_{(H^\delta)} = \frac{\sigma_{(H^\delta)}}{\sqrt{N}}; \quad (25)$$

- випадкова величина $\{h_z^\delta\}$

$$\Lambda_{(h^\delta)_{\text{дов}}} = \left[M_{(h^\delta)} - tm_{(h^\delta)}; M_{(h^\delta)} + tm_{(h^\delta)} \right]; \quad m_{(h^\delta)} = \frac{\sigma_{(h^\delta)}}{\sqrt{N}}. \quad (26)$$

Використовуючи (24) та (26) приймається рішення про віднесення зображення до одного з наборів P^Φ чи P^{III} для кожного із параметрів (2)-(4)

$$\forall z \in [1..N]: \quad \bar{I}_z^\delta \notin \Lambda_{(\bar{I}^\delta)_{\text{дов}}} \rightarrow P_z \in P^{\text{III}} \quad (27)$$

$$\forall z \in [1..N]: \quad H_z^\delta \notin \Lambda_{(H^\delta)_{\text{дов}}} \rightarrow P_z \in P^{\text{III}} \quad (28)$$

$$\forall z \in [1..N]: \quad h_z^\delta \notin \Lambda_{(h^\delta)_{\text{дов}}} \rightarrow P_z \in P^{\text{III}} \quad (29)$$

Висновки і результати практичних експериментів

Практичну реалізацію наведених теоретичних викладок вище здійснювали для фільтрації набору однотипних зображень (рис. 2), який має такі характеристики: розмірність набору – $N = 27$ зображень; зображення в градаціях сірого; розмірність кожного зображення – $l = 34 \times h = 54$ пікселів. При цьому базовою характеристикою вибрано ентропію H_z^δ . Параметр квантування N_z^δ при обчисленні H_z^δ дорівнює 15.



Рис. 2. Набір однотипних зображень

На рис. 3 наведено результати рішення задачі фільтрації за параметром H_z^δ за різних значень рівня значимості α .

Із результатів практичних експериментів наведених на рис. 3 очевидно, що в разі падіння рівня значимості інтервал довіри розширюється, що призводить до зменшення розмірності P^{III} .

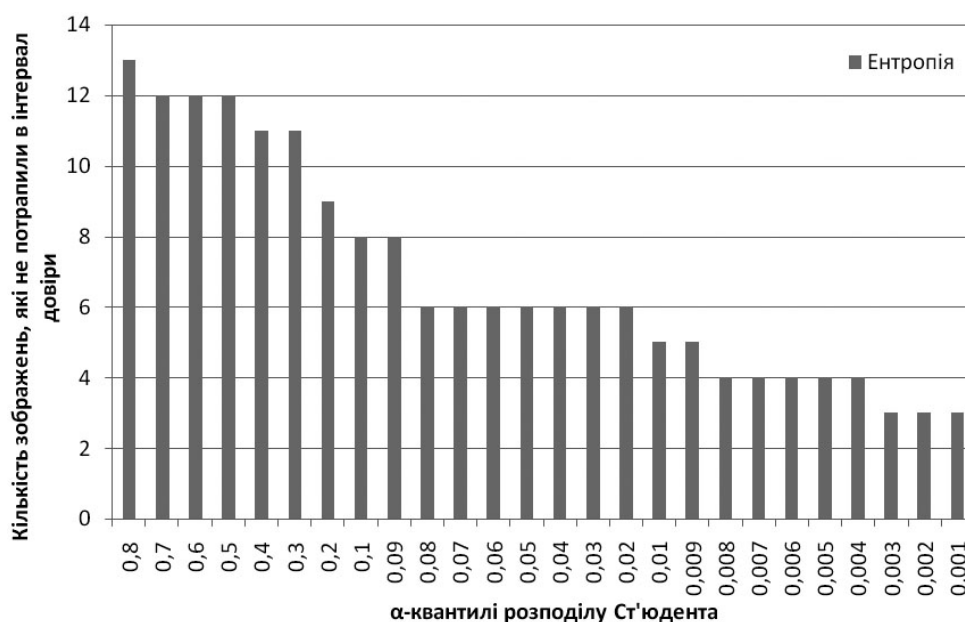


Рис. 3. Результати фільтрації за параметром набору однотипних зображень за різних значень α -квантилю розподілу Ст'юдента

Ще одним важливим висновком є те, що залежність результатів фільтрації від значення α -квантилю має досить гладкий характер, що пояснюється інтегральним характером цього параметра. Проте гальмівним чинником використання фільтрації за H_z^δ є досить значні обчислювальні витрати.

Література

1. **Боюн В.П.** Динамическая теория информации. Основы и приложения / В.П. Боюн. – К. : Ин-т кибернетики им. В.М. Глушкова НАН Украины, 2001. – 326 с.
2. **Класифікація моделей** представлення зображень та наборів зображень як стохастичних зображень та полів // Інтелектуальні системи прийняття рішень та проблеми обчислювального інтелекту ISDMCI' 2009" : матер. наук.-практ. конф., (Євпаторія, 18-22 травня 2009) / Херсонський морський ін-т. – Херсон : Вид-во Херсонського морського ін-ту, 2009. – Т. 2. – С. 401-405.
3. **Пелешко Д.Д.** Топології зображень та наборів зображень / Д.Д. Пелешко // Науковий вісник НЛТУ України : зб. наук.-техн. праць. – Львів : РВВ НЛТУ України. – 2009. – Вип. 19.4. – С. 236-242.
4. **Лихолетов И.И.** Руководство к решению задач по высшей математике, теории вероятностей и математической статистике / И.И. Лихолетов. – М. : Изд-во "Наука". – 236 с.
5. **Мацкевич И.П.** Интеллектуальные системы принятия решений. – Минск : Высшэйшая школа, 1969. – 454 с.

Пелешко Д.Д., Лотошинская Н.Д., Кустра Н.О. Энтропические характеристики во время построения фильтрации по параметру наборов однотипных изображений

На основе энтропических характеристик предложены интервальные оценки для параметров модели с целью организации фильтрации наборов однотипных изображений. Определены особенности использования каждой из выбранных моделей представлений. Приведены примеры практических экспериментов.

Peleshko D.D., Lotoshynska N.D., Kustra N.O. Entropy characteristics of the construction of filtering parameter sets of similar images

Based on the entropy characteristics interval estimate for the model parameters to filter the sets of similar images is proposed. Peculiarities of each of the selected models representation are carried out. Examples of practical experiments are shown.