

НАЦІОНАЛЬНИЙ ТЕХНІЧНИЙ УНІВЕРСИТЕТ УКРАЇНИ
“КИЇВСЬКИЙ ПОЛІТЕХНІЧНИЙ ІНСТИТУТ”
ФІЗИКО-ТЕХНІЧНИЙ ІНСТИТУТ
КАФЕДРА ІНФОРМАЦІЙНОЇ БЕЗПЕКИ

«До захисту допущено»

Завідувач кафедри

(підпис)
М. В. Грайворонський

“ _____ ” (ініціали, прізвище) 2017 р.

Дипломна робота

освітньо-кваліфікаційного рівня “магістр”

за спеціальністю 8.04030101 «Прикладна математика»

на тему «Тема»

Виконав студент 6 курсу групи ФІ-51м

Кригін Валерій Михайлович

Керівник к.т.н., Барановський Олексій Миколайович

Рецензент ,

(підпис)

(підпис)

(підпис)

Засвідчую, що у цій дипломній роботі
немає запозичень з праць інших авторів
без відповідних посилань.

Студент _____

РЕФЕРАТ

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА

ABSTRACT

KEYWORDS

РЕФЕРАТ

СЛОВА

ЗМІСТ

Вступ	6
1 Теоретичні відомості	7
1.1 Задача	7
1.1.1 Bin	9
1.1.2 Parameters difference	9
1.1.3 Models difference	9
1.1.4 Gaussian parameters difference	10
1.2 Розв’язок	11
1.2.1 Bin	11
1.2.2 Gaussian parameters difference	12
1.2.3 Monte-Carlo	13
2 Практичні результати	14
3 Охорона праці	15
Висновки	16
Перелік посилань	17

ВСТУП

Актуальність роботи.

Об'єкт дослідження —

Предмет дослідження —

Мета дослідження.

Завдання наступні:

- 1) Вивчити;
- 2) Розробити.

Практичне значення одержаних результатів.

1 ТЕОРЕТИЧНІ ВІДОМОСТІ

1.1 Задача

Маємо множину T зображень. Кольори — відтінки сірого, що визначаються лише інтенсивністю від 0 до 1. Введемо множину I пікселів зображення. Зображення $t \in T$ є відображення з множини пікселів на множину їх значень

$$t : I \rightarrow [0; 1] .$$

Інтенсивність пікселя i в зображенні t позначимо як t_i .

Взагалі кажучи, I — множина індексів матриць однакового розміру

$$I = \{ \langle i, j \rangle \mid i = \overline{1..h}, j = \overline{1..w} \} .$$

Зазвичай зображення можуть бути розміром від $100 \times 100 = 10^4$ пікселів. Проте в середньому це значення досягає мільйона пікселів. Це означає, що при використанні $2^8 = 256$ градацій сірого маємо приблизно $10^{6 \cdot 256} = 10^{1536}$ різних зображень, тобто неймовірно багато.

Тривимірна модель обличчя визначається набором n дійсних параметрів. Множина всіх параметрів $X = \mathbb{R}^n$. Функцією, що перетворює набір параметрів на зображення, є відображення

$$f : X \rightarrow T .$$

Введемо позначення для зображення згенерованого з певним набором параме-

трів x

$$f(x) = t.$$

Інтенсивність i пікселя позначимо

$$f_i(x) = t_i.$$

Поставимо Баєсову задачу розпізнавання. Для цього потрібно визначитися з функцією витрат [1]

$$W : X \times X \rightarrow \mathbb{R}.$$

Введемо невідому функцію q , яку будемо шукати. Вона за пред'явленням зображенням t буде повертати набір параметрів x , які краще за все описують модель данного обличчя

$$q(t) = x.$$

Математичне очікування функції витрат для даного вирішального правила q як функції випадкової величини x за умови, що було пред'явлено зображення t , називається Баєсовим ризиком

$$R(q) = \sum_{t \in T} \sum_{x \in X} \mathbb{P}(x, q(t)) \cdot W(x, q(t)).$$

Задача — знайти таке вирішальне правило q , яке мінімізує Баєсів ризик

$$q^* = \arg \min_q R.$$

Вважаємо, що на даному зображенні t присутній нормальний шум з невідомою дисперсією σ_t^2 . Тоді ймовірність того, що дане зображення було отримано

саме з параметрами x

$$\mathbb{P}(x \mid t) = \prod_{i \in I} \frac{\exp \left\{ -\frac{(t_i - f_i(x))^2}{2 \cdot \sigma^2} \right\}}{\sqrt{2 \cdot \pi \cdot \sigma^2}}.$$

1.1.1 Bin

$$W(x, x') = \mathbb{1}(x = x')$$

$$q^*(t) = \arg \max_x \mathbb{P}(x \mid t)$$

1.1.2 Parameters difference

$$W(x, x') = \|x - x'\| = \sum_{p \in P} (x_p - x'_p)^2$$

$$q^*(t) = \sum_{x \in X} x \cdot \mathbb{P}(x \mid t)$$

1.1.3 Models difference

$$M_v(k) = \sum_{p \in P} \alpha_p^v \cdot k_p, \quad v \in V$$

$$\begin{aligned}
W(x, x') &= \|M(x) - M(x')\| = \sum_{v \in V} [M_v(x) - M_v(x')]^2 = \\
&= \sum_{v \in V} \sum_{p \in P} [\alpha_p^v \cdot (x_p - x'_p)]^2 = \sum_{p \in P} \left\{ (x_p - x'_p)^2 \cdot \sum_{v \in V} (\alpha_p^v)^2 \right\} = \\
&= \left| \beta_p^2 = \sum_{v \in V} (\alpha_p^v)^2 \right| = \sum_{p \in P} \beta_p^2 \cdot (x_p - x'_p)^2
\end{aligned}$$

$$q^*(t) = M^{-1} \left(\sum_{x \in X} M(x) \cdot \mathbb{P}(x | t) \right)$$

1.1.4 Gaussian parameters difference

$$\mathbb{P}(x | t) = \prod_{i \in I} \frac{\exp \left\{ -\frac{(t_i - f_i(x))^2}{2 \cdot \sigma^2} \right\}}{\sqrt{2 \cdot \pi \cdot \sigma^2}} \cdot \prod_{p \in P} \frac{\exp \left(-\frac{x_p^2}{2} \right)}{\sqrt{2 \cdot \pi}}$$

$$c = (2 \cdot \pi)^{\frac{|I|+|P|}{2}} \cdot \sigma^{|I|}$$

$$\mathbb{P}(x | t) = c \cdot \exp \left\{ -\frac{\|t - f(x)\|^2}{2 \cdot \sigma^2} \right\} \cdot \exp \left\{ -\frac{\|x\|^2}{2} \right\}$$

$$W(x, x') = \|x - x'\|^2 = \sum_{p \in P} (x_p - x'_p)^2$$

$$q^*(t) = c \cdot \sum_{x \in X} x \cdot \exp \left\{ -\frac{\|x\|^2}{2} \right\} \cdot \exp \left\{ -\frac{\|t - f(x)\|^2}{2 \cdot \sigma^2} \right\}$$

1.2 Розв'язок

1.2.1 Bin

$$\ln \mathbb{P}(x \mid t) = \sum_{i \in I} \left\{ -\frac{(t_i - f_i(x))^2}{2 \cdot \sigma^2} - \frac{\ln 2 + \ln \pi + 2 \cdot \ln \sigma}{2} \right\} \rightarrow \max$$

$$\sum_{i \in I} (t_i - f_i(x))^2 \rightarrow \min$$

$$\sum_{i \in I} (t_i - f_i(x))^2 = \sum_{i \in F} (t_i - f_i(x))^2 + \sum_{i \in I \setminus F} (t_i - f_i(x))^2$$

$$\overline{\sigma_F^2} = \frac{\sum_{i \in F} (t_i - f_i(x))^2}{|F| - 1} \Rightarrow \overline{\sigma_F^2} \sim \frac{\sum_{i \in I} (t_i - f_i(x))^2}{|I| - 1}$$

$$\sum_{i \in I} (t_i - f_i(x))^2 \sim (|I| - 1) \cdot \overline{\sigma_F^2} \rightarrow \min$$

$$\overline{\sigma_F^2} = \frac{\sum_{i \in F} (t_i - f_i(x))^2}{|F| - 1} \rightarrow \min$$

1.2.2 Gaussian parameters difference

$$\overline{\sigma^2} = \sum_{x \in X} \frac{\|f(x) - t\|}{N}, \quad N = |X| \cdot |I| - 1$$

$$D_t^2(x) = \frac{\|f(x) - t\|}{2 \cdot \overline{\sigma^2}}$$

$$q'(t) = c \cdot \sum_{x \in X} x \cdot \exp \left\{ -D_t^2(x) - \frac{\|x\|}{2} \right\}$$

$$\begin{cases} \max_x D_t^2(x) = 0, \\ \min_x D_t^2(x) < \infty, \end{cases} \quad \forall t \in T$$

$$q'(t) \sim q''(t) = c \cdot \int_X x \cdot \exp \left\{ -D_t^2(x) - \frac{\|x\|}{2} \right\} dx, \quad X = \mathbb{R}^{|P|}$$

$$q_i''(t) = c \cdot \int_{\mathbb{R}} x_i \cdot e^{-\frac{x_i^2}{2}} \int_{\mathbb{R}} e^{-\frac{x_1^2}{2}} \dots \int_{\mathbb{R}} e^{-\frac{x_{i-1}^2}{2}} \int_{\mathbb{R}} e^{-\frac{x_{i+1}^2}{2}} \dots \int_{\mathbb{R}} e^{-\frac{x_P^2}{2}} e^{-D_t^2(x)} dx$$

$$\max_f q_i''(t) = c \cdot \int_{\mathbb{R}} x_i \cdot e^{-\frac{x_i^2}{2}} dx_i \cdot \left(\int_{\mathbb{R}} e^{-\frac{y^2}{2}} dy \right)^{|P|-1}$$

$$c \cdot \left(\frac{\pi}{2} \right)^{|P|} = 1 \implies c = \left(\frac{\pi}{2} \right)^{-\frac{|P|}{2}}$$

$$|q_i''(t)| \leq \left(\frac{\pi}{2} \right)^{-\frac{1}{2}}$$

1.2.3 Monte-Carlo

$$z_{\gamma}^2 = 2.575^2$$

$$\varepsilon^2 = 0.01^2$$

$$M(N) = \sum_{i=1}^N \left(\hat{Q}^{(i)}(x) \right)^2$$

$$S(N) = \sum_{i=1}^N \left(\hat{Q}^{(i)}(x) \right)$$

$$\hat{V}_r^2 = \frac{1}{N-1} \cdot \left[M(N) - \frac{1}{N} \cdot (S(N)) \right]$$

$$\hat{Q}_N^2 = \left(\frac{1}{N} \cdot S(N) \right)$$

2 ПРАКТИЧНІ РЕЗУЛЬТАТИ

3 ОХОРОНА ПРАЦІ

ВИСНОВКИ

В результаті виконання роботи вдалося.

ПЕРЕЛІК ПОСИЛАНЬ

1. Berger, J.O. Statistical Decision Theory and Bayesian Analysis / J.O. Berger // Springer Series in Statistics. — Springer New York, 1980.