УДК 677.05.059:621.3.078.08

АЛГОРИТМ ОЦІНЮВАННЯ ДЕФОРМАЦІЙ РАПОРТУ ПЕРІОДИЧНИХ ОБ'ЄКТІВ

Тернова Т.І.

Вступ

У розвитку сучасного промислового виробництва контроль якості грає усе більш помітну роль. І чим важливіше ця роль, тим більш суттєво застосування машинно-орієнтованих методів контролю. Розробці алгоритмів і методів розпізнавання й оцінювання об'єктів у даний час приділяється багато уваги в різних областях науки і техніки. Однієї з області застосувань даних методик є розробка автоматичних систем розбраковування тканин і інших періодичних об'єктів. Контроль візуальних показників тканин і інших періодичних об'єктів є однієї з найбільш трудомістких операцій легкої промисловості. Розробка і впровадження автоматичних систем розбраковування тканин у текстильному виробництві дозволить скоротити втрату дорогої сировини, знизити собівартість продукції, скоротити час випуску готової продукції і підвищити культуру виробництва.

Постановка проблеми

При контролі якості тканин, що випускаються, і інших періодичних об'єктів дуже важливо контролювати перекіс, оскільки він є одним з головних видів деформацій, що впливають на зміну контрольованого малюнка. Невеликий перекіс не є браком і необхідно враховувати, що на викликаний ним сигнал неузгодженості при порівнянні з еталоном не нараховуються бали, що впливають на сортність готової продукції [1]. Відповідно до ДСТ 161-86, допускається перекіс малюнка і полотнини до 3% і клітки до 2% щодо ширини тканини. Задача автоматизації контролю перекосу й інших деформацій є актуальною для сучасного виробництва, тому що дозволяє знизити собівартість і підвищити якість продукції, що випускається.

Аналіз останніх досліджень і публікацій

Існує велика кількість найрізноманітніших підходів до задачі розпізнавання та оцінювання, які обумовлюють розробку відповідних засобів та алгоритмів розпізнавання [1-6, 9, 10)]. Для класифікації деформацій тканин та інших періодичних об’єктів деякі групи засобів розпізнавання не становлять інтересу.

Найбільше розповсюдження здобули статистичні засоби розпізнавання, в основу яких положено теорію статистичних рішень [1, 3]. Залежно від різноманітних ситуацій щодо наявності апріорної інформації про об’єкти, що розпізнаються, використовуються різноманітні статистичні засоби розпізнавання. При їх використанні необхідно, щоб були відомі функції розподілу об’єктів класів, що поділяються, тобто необхідно провести попередні статистичні експерименти. Крім того, на практиці класи, що розпізнаються, часом перетинаються, тому зберігається ймовірність помилки розпізнавання.

Не зважаючи на це, саме цей підхід необхідно обирати як вихідний для розпізнавання дефектів тканин, бо по-перше, потік дефектів зовнішнього виду зумовлено природними відхиленнями технологічних процесів виробництва полотна тканин, по-друге, можливі формування та статистична обробка навчаючого масиву дефектів і, по-третє, математичний апарат статистичної теорії рішень достатньо опрацьовано.

При розбраковуванні тканин доцільно використовувати методику розпізнавання образів дефектів, побудований на основі адаптивного алгоритму навчання. Алгоритм базується на апріорній інформації о дефектах, форма яких апріорно відома, а зміни їх положення в просторі обмежені.

 ISBN 7-776-8361-7

Ціллю статті є розробка й аналіз алгоритму оцінювання деформацій рапорту тканин і інших періодичних об'єктів на основі алгоритму максимальної правдоподібності.

Обґрунтування отриманих наукових результатів

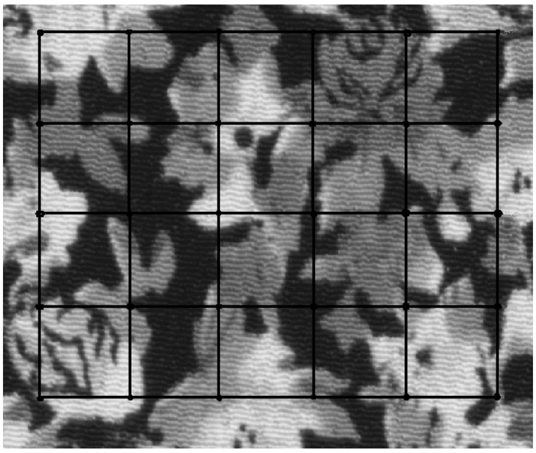
Припустимо, що довільний фрагмент періодичного об'єкта $\widetilde{X} = \{x_{\mathbf{u}}^k : \mathbf{u} \in U\}$, що спостерігається, у моменти часу k = 1,2 заданий на деякій безперервній області U і модель спостереження фрагменту має вигляд:

$$\mathbf{z}^k = \mathbf{x}^k + \theta^k, \qquad k = 1,2 \tag{1}$$

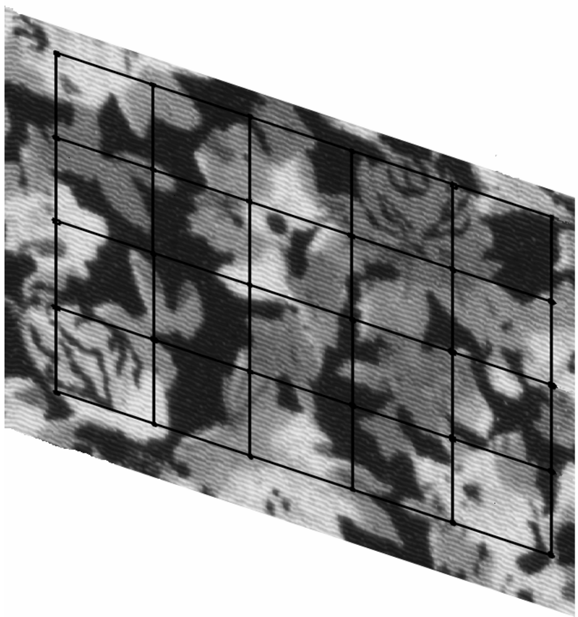
де $\theta^k = \left\{ \theta_j^k \right\}$ поле незалежних випадкових величин.

Кадри $\mathbf{x}^k = \left\{ x_{\mathbf{j}}^k \ : \ \mathbf{j} \in \Omega_i \right\}$ періодичного об'єкта X є системою відрахувань кадру $x^k = \{x_{\mathbf{u}}^k \ : \ \mathbf{u} \ \in \ U\}$ на сітці $\Omega_k = \{\mathbf{j} = (j_1, ..., j_n) : j_i = \overline{1, N_i}\}$.

При цьому положення і форма сіток Ω_k можуть змінятьcя згодом, але індексні розміри $N_1 \times N_2 \times ... \times N_n$ залишаються постійними. У загальному випадку потрібно оцінити форму сітки Ω_2 і знайти перетворення Ω_1 в. Ω_2 (Рис.1).



а) сітка Ω_1 на недеформованій тканині



б) сітка Ω_2 на деформованій тканині

Рис. 1 Зображення тканини з нанесеною умовною сіткою Ω_k

Для реальних зображень контрольованих тканин і інших періодичних об'єктів, отриманих, як правило, за допомогою телекамер, скануючих лінійок і тому подібні [7] можна обмежиться випадком, коли Ω_1 - прямокутна сітка з одиничним кроком. Крім того, сітки Ω_1 і Ω_2 для сусідніх рапортів тканини звичайно відрізняються друг від друга незначно (при зміні міри деформацій і відсутності інших дефектів) і при оцінці перетворення Ω_1 в Ω_2 припущення про прямокутність Ω_1 не приводить до великих погрішностей.

При стаціонарності $\widetilde{X}$ може бути знайдена умовна спільна щільність розподілу імовірностей $w(z^1, z^2/f)$, де f – перетворення координат Ω_1 у систему координат Ω_2. Це дозволяє застосувати різні статистичні методи оцінювання деформацій між сусідніми рапортами, наприклад, метод максимальної правдоподібності. [8]

$$\widehat{f} = arg \max_{f} w(z^1, z^2/f) \tag{2}$$

Оцінка максимальної правдоподібності спрощується якщо вид перетворення f відомий і потрібно визначити тільки його параметри α, наприклад тільки зрушення, зрушення і поворот і т.п. У цьому випадку оцінка (2) здобуває вигляд

$$\widehat{\alpha} = arg \max_{\alpha} w(z^1, z^2/\alpha) \tag{3}$$

і містить як правило, невелике число параметрів.

Нехай задані два кадри $\mathbf{z}^1 = \{ z_{\mathbf{j}}^{(1)} \}$ і $\mathbf{z}^2 = \{ z_{\mathbf{j}}^{(2)} \}$ багатомірного зображення на n-мірній сітці відрахувань $\Omega : \{ \mathbf{j} = (j_1, ..., j_n) \}$.

Будемо вважати, що кожний з кадрів являє собою адитивну суміш інформаційного випадкового поля $\{x_{\mathbf{j}}\}$ і білого випадкового поля $\{ \theta_{\mathbf{j}} \}$:

$$\{z_{\mathbf{j}}^{(1)}\} = \{x_{\mathbf{j}} + \theta_{\mathbf{j}}^{(1)}\} , \tag{3}$$

$$\{z_{\mathbf{j}}^{(2)}\} = \{x_{\mathbf{j}}(\alpha) + \theta_{\mathbf{j}}^{(2)}\}, \quad j \in \Omega \tag{4}$$

де $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, ..., \alpha_m)^T$ - m-мірний вектор невідомих параметрів перетворення контролює мого фрагменту $\{x_{\mathbf{j}}\}$ в $\{x_{\mathbf{j}}(\alpha)\}$, що відповідає будь-яким деформаціям, наприклад, зрушення по заданому або невідомому напрямку, зміна масштабу, поворот і т.п.

Відомо, що $x_{\mathbf{j}}$, $\theta_{\mathbf{j}}^{(1)}$ й $\theta_{\mathbf{j}}^{(2)}$ однорідні і підпорядковуються гаусовским розподілам із нульовими середніми і заданими коваріаційними функціями

$$R_{x_{\mathbf{j},\mathbf{l}}} = M\left\{x_{\mathbf{j}} \quad x_{\mathbf{l}}\right\}; \quad R_{\theta_{\mathbf{j},\mathbf{l}}} = \sigma_{\theta}^2 \, \delta_{\mathbf{j},\mathbf{l}} \; ; \quad \mathbf{j},\mathbf{l} \in \Omega \tag{5}$$

 ISBN 7-776-8361-7

де $\delta_{\mathbf{j},\mathbf{l}} = \begin{cases} 1, & \mathbf{j} = \mathbf{l} \\ 0, & \mathbf{j} \neq \mathbf{l} \end{cases}$ - символ Кронекера.

Для приведених умов необхідно синтезувати алгоритми оцінювання параметрів α по сукупності спостережень $\{ z_{\mathrm{j}}^{(1)},\ z_{\mathrm{j}}^{(2)} \}$ $\mathrm{j} \in \Omega$ і провести аналіз ефективності отриманих оцінок.

Запишемо спільну щільність розподілу імовірностей двох кадрів об'єкту, що спостерігається

$$w\left(\left\{z_{\mathrm{j}}^{(1)}, z_{\mathrm{j}}^{(2)}\right\} / \alpha\right) = w\left(\left\{z_{\mathrm{j}}^{(1)}\right\}\right) / w\left(\left\{z_{\mathrm{j}}^{(2)}\right\} / \left\{z_{\mathrm{j}}^{(1)}\right\}, \alpha\right) \tag{6}$$

Умовний розподіл $w\left(\left\{z_{\mathrm{j}}^{(2)}\right\} / \left\{z_{\mathrm{j}}^{(1)}, \alpha\right\}\right)$ являється гаусовским з математичним очікуванням

$$M\left\{\left\{z_{\mathrm{j}}^{(2)}\right\} / \left\{z_{\mathrm{j}}^{(1)}\right\}, \alpha\right\} = M\left\{x_j(\alpha) / \left\{z_{\mathrm{j}}^{(1)}\right\}, \alpha\right\} = \left\{x_{\mathrm{j}}(\alpha)\right\} \tag{7}$$

Помітимо, що $x_{\mathrm{j}}(\alpha)$ - найкраща в змісті мінімуму дисперсії помилки оцінка деформованого кадру контрольованого об'єкту (прогноз $x_{\mathrm{j}}(\alpha)$, зроблений на основі спостережень $\left\{z_{\mathrm{j}}^{(1)}\right\}$).

Коваріаційна матриця умовного розподілу

$$\begin{aligned} \mathbf{V}_z &= \left\| M\left\{\left(z_{\mathrm{j}}^{(2)} - x_{\mathrm{j}}(\alpha)\right)\left(z_{\mathrm{l}}^{(2)} - x_{\mathrm{l}}(\alpha)\right) / \left\{z_{\mathrm{j}}^{(1)}\right\}, \alpha\right\} \right\| = \\ &= \left\| M\left\{\left(x_{\mathrm{j}}(\alpha) - x_{\mathrm{j}}(\alpha)\right)\left(x_{\mathrm{l}}(\alpha) - x_{\mathrm{l}}(\alpha)\right) / \left\{z_{\mathrm{j}}^{(1)}\right\}, \alpha\right\} + \sigma_\theta^2 \delta_{\mathbf{j},\mathbf{l}} \right\| = \\ &= \left\| R_{\xi_{\mathrm{j,l}}} + \sigma_\theta^2 \delta_{\mathbf{j},\mathbf{l}} \right\|, \qquad \mathbf{j},\mathbf{l} \in \Omega \end{aligned} \tag{8}$$

де $\mathbf{R}_\xi = \left\| \mathrm{R}_{\xi_{\mathrm{j,l}}} \right\|$ - коваріаційна матриця помилок $\left\{\xi_{\mathrm{j}} = x_{\mathrm{j}}(\alpha) - x_{\mathrm{j}}(\alpha)\right\}$ прогнозування деформованого інформаційного поля $x_{\mathrm{j}}(\alpha)$ по спостереженням першого кадру $\left\{z_{\mathrm{j}}^{(1)}\right\}$, $\mathbf{j} \in \Omega$.

Для оцінювання невідомого параметра $\bar{\alpha}$ скористаємося методом максимальної правдоподібності [8]. Запишемо (6) з урахуванням (7) у наступному вигляді

$$w\left(\left\{z_{\mathrm{j}}^{(1)}, z_{\mathrm{j}}^{(2)}\right\} / \alpha\right) = \frac{w\left(\left\{z_{\mathrm{j}}^{(1)}\right\}\right)}{(2\pi)^{N/2} \sqrt{det\, \mathbf{V}_z}} exp\left\{-\frac{1}{2} \left(\mathbf{z}^2 - \mathbf{x}(\alpha)\right)^T \mathbf{V}_z^{-1} \left(\mathbf{z}^2 - \mathbf{x}(\alpha)\right)\right\} \tag{9}$$

де індекси $\mathbf{j},\mathbf{l} \in \Omega$, опущені для скорочення запису; N – число точок в області Ω.

При наявності шумів залежністю $\xi_{\mathbf{j}}$ від α можна зневажити. Тоді максимальна функція правдоподібності

$$L(\alpha) = w\left(\left\{z_{\mathbf{j}}^{(1)}, z_{\mathbf{j}}^{(2)}\right\} / \ \alpha\right) \tag{10}$$

еквівалентна мінімізації наступної квадратичної форми

$$\wedge(\alpha) = \frac{1}{2}\ \left(\mathbf{z}^2 - \mathbf{x}(\alpha)\right)^T\ \mathbf{V}_z^{-1}\left(\mathbf{z}^2 - \mathbf{x}(\alpha)\right) \tag{11}$$

У ряді задач (зокрема при зображеннях великих розмірів) добуток

$$\left(\mathbf{z}^2 - \mathbf{x}(\alpha)\right)^T \mathbf{V}_z^{-1}\left(\mathbf{z}^2 - \mathbf{x}(\alpha)\right)$$

можна вважати не залежним від параметра α. Тоді пошук оптимальної оцінки зводиться до максимізації

$$U(\alpha) = \left(\mathbf{x}(\alpha)\right)^T\ \mathbf{V}_z^{-1}\ \mathbf{z}^2 \tag{12}$$

по параметру α. Помітимо, що відповідно до правил тензорного вирахування

$$\mathbf{x}(\alpha)\ \mathbf{z}^2 = \sum_{j \in \Omega} \mathbf{x}(\alpha) z_{\mathbf{j}}^{(2)} \tag{13}$$

тобто провадиться підсумовування по однакових нижніх індексах. Останню процедуру перебування оцінок по максимуму $U(\alpha)$ можна назвати оціночно-кореляційно-екстремальної. Дійсно, вона полягає в переборі всіх можливих значень параметра α і знаходженні максимуму взаємної кореляції

$$U(\alpha) = \left(\mathbf{x}(\alpha)\right)^T\ \mathbf{V}_z^{-1}\ \mathbf{z}^2\ = \sum_{\mathbf{j},\mathbf{l}\ \in\ \Omega} \mathbf{x}(\alpha) V_{z_{\mathbf{j},\mathbf{l}}}^{-1} z_{\mathbf{j}}^{(2)} \tag{14}$$

спостережень $\left\{z^{(2)}(\alpha)\right\}$ другого кадру і оцінки інформації об'єкту $\left\{x_{\mathbf{j}}(\alpha)\right\}$, зроблених на основі першого кадру спостережень.

Після диференціювання (11) по параметру α і прирівнюванню похідній нулеві одержимо наступне рівняння для перебування оцінки α максимальної правдоподібності

$$\sum_{\mathbf{j},\mathbf{l}\ \in\ \Omega} \frac{dx_{\mathbf{j}}(\alpha)}{d(\alpha)}\ V_{z_{\mathbf{j},\mathbf{l}}}^{-1}\left(z_{\mathbf{l}}^{(2)} - x_{\mathbf{l}}(\alpha)\right) = 0 \tag{15}$$

При цьому пошук найкращої оцінки здійснюється наприклад за допомогою направленого перебору параметрів α, що виконується до забезпечення умови (15). Для детермінованого

 ISBN 7-776-8361-7

сигналу $z_1(\alpha)$ похідна $\frac{dx_{\mathrm{j}}(\alpha)}{d(\alpha)}$ може розглядатися як багатомірна дискримінантна характеристика.

Таким чином у результаті аналізу методом максимальної правдоподібності отримано три види (11), (14) і (15) реалізацій алгоритму оцінювання векторного параметра α. Для аналізу якості оцінок скористаємося нерівністю Рао-Крамера.

Відомо, що для незміщених спільно ефективних оцінок компонентів вектора α коваріаційна матриця помилок визначається наступним виразом

$$\mathbf{B}_{\xi} = M\left\{\xi_{\alpha}\ \xi_{\alpha}^{T}\right\} = \left(-M\left\{\frac{d^2 \ln w\left(\left\{z_{\mathrm{j}}^{(1)}, z_{\mathrm{j}}^{(2)}\right\}/\alpha\right)}{d\alpha^2}\right\}\right)^{-1} \qquad (16)$$

де $\xi_{\alpha} = \hat{\alpha} - \alpha$.

Після диференціювання логарифма щільності розподілу імовірностей (9) одержимо

$$\mathbf{B}_{\xi} = \left(M\left\{\left(\frac{d\mathbf{x}(\alpha)}{d\alpha}\right)^{T} \mathbf{V}_{z}^{-1}\ \frac{d\mathbf{x}(\alpha)}{d\alpha}\right\}\right)^{-1} \qquad (17)$$

Співвідношення (17) дозволяє при визначеному вигляді вектора α і заданих моделей об’єкту $\left\{x_{\mathrm{j}}(\alpha)\right\}$ і перешкоди θ_{j}, $\mathbf{j} \in \Omega$ дати оцінку нижньої границі погрішностей, що виникають при вирішенні задачі оцінювання параметрів деформацій зображень.

Висновки

Алгоритм оцінювання просторових деформацій методом максимальної правдоподібності можна застосовувати при контролі деформацій тканин та інших періодичних об'єктів. При визначеному m-мірний векторі невідомих параметрів перетворення зображення і заданих моделей контрольованого зображення можна визначити нижню границю погрішностей деформації рапорту.

In the article considered algorithm of valuing the spatial deformation by the method of maximum plausibility. Shown possibility of using a given algorithm for the evaluation of deforming of fabric and other periodic objects.

1. Тернова Т.І., Єдинович М.Б., Рожков С.О. Проблеми виявлення та розпізнавання дефектів тканин в процесі їх розбраковування. Сьома всеукраїнська міжнародна конференція УкрОБРАЗ’2004, 11-15 жовтня 2004 року, Київ, Україна. Праці. Оброблення сигналів і зображень та розпізнавання образів. с.151-154.

2. Федосеев В.Н. Автоматизация контроля в технологии поверхностной обработки текстильных материалов, Иваново, 1990. – 88с.

3. Федотова О.М., Бражник О.М., Храпливий А.П. Аналіз засобів розпізнавання з точки зору використання їх у алгоритмах класифікації дефектів нефарбованих тканин. Технологія, автоматизація та економіка в переробній галузі. Збірник наукових праць/ За заг.ред. Л.А.Чурсиної та А.Ф.Скорочнко.- К. - ІЗМН, 1998 с.79-83.

4. Тернова Т.І., Храпливий А.П., Бражник О.М., Тимофеєв К.В., Рожков С.О. Пристрій для визначення просторового зміщення зображення об'єкту по відношенню до еталону зображення. Патент 30433А Україна, МКВ G06К 9/00, №4707484/SU; Опубл. 15.11.2000 р., Бюл. № 6-11

5. Anagnostopoulos C. et al., "High Performance Computing Application for the Textile Quality Control", to be appeared in the International Conference on Intelligent Information Processing (IIP 2000) proceedings, Federated Conference of the World Computer Congress (WCC 2000), 21-25 August 2000, Beijing, China.

6. Ibarra-Pico,F.; Garcia-Crespi, F.; Cuenca-Asensi, S.A.; Morales-Benavente,J.J. A DSP Implementation of an AOM and its Application to Defects Detection in Textile Material. Signal/Image Processing and Pattern Recognition. Proceedings, Kyjiv, 2000 UkrOBRAZ'2000, pp.129-132.

7. Храпливый А.П., Бражник А.М., Тернова Т.І. Засоби побудови систем автоматичної розбраковки тканин. Технологія, автоматизація та економіка в переробній галузі. Міністерство освіти України, Інститут змісту і методів навчання, Херсонський державний технічний університет. Київ, 1998, с.86-90.

8. Ташлинский А.Г. Оценивание параметров пространственных деформаций последовательностей изображений / Ульяновск: УлГТУ, 2000. – 131с.

9. Н.И.Мурашко, В.Л.Степанов. Цифровая обработкаизображений на основе методов теории оценивания и управления. // Материалы Второй международной конференции. Цифровая обработка информации и управление в чрезвычайных ситуациях. Минск: институт технической кибернетики НАН Беларуси, 2000, Т.2., стр.81-87.

10. Г.Г.Грабовский, А.В.Ушаков. Системы контроля и диагностики в интегрированных АСУ ТЛС. Автоматизація виробничих процесів, 2004, №2(19), с.81-93.

 ISBN 7-776-8361-7