

УДК 621.391, 004.934

РЕКОНСТРУКЦІЯ ТА КІЛЬКІСНИЙ АНАЛІЗ МЕТАЛЕВИХ ПОВЕРХОНЬ З ПІТИНГАМИ НА ОСНОВІ УДОСКОНАЛЕНОГО МЕТОДУ ПОГОДЖЕННЯ СТЕРЕОЗОБРАЖЕНЬ*Б. П. РУСИН, Я. Ю. ВАРЕЦЬКИЙ, Ю. В. ЛИСАК, А. Ю. ПОХМУРСЬКИЙ**Фізико-механічний інститут ім. Г. В. Карпенка НАН України, Львів*

Розроблено метод погодження стереозображень для вирішення задачі реконструкції поверхонь з корозійними дефектами. Значну увагу приділено питанню удосконалення математичних моделей цільової функції, а також методів її оптимізації за наявності затінених областей на зображеннях поверхні металу, які спостерігають під час дослідження пітингоподібних дефектів. На основі запропонованих підходів реалізовано метод кількісного аналізу глибини та форми локальної пітингової корозії.

Ключові слова: 3D-реконструкція, погодження стереозображень, локальна корозія, кількісний аналіз.

Для багатьох галузей промисловості актуальними є проблеми оцінки пошкоджень трубопроводів та прогнозування часу їхньої безаварійної експлуатації [1, 2]. На сьогодні, така діагностика проводиться, як правило, візуально або з використанням механічних індикаторів, що дають змогу визначити глибину корозійних уражень з відносно невисокою точністю. З метою підвищення точності та достовірності встановлення дефектів і їх форм розроблено новий метод визначення геометричних параметрів пошкоджень поверхні. Він базується на використанні стереорекопструкції фотографічних зображень, пошкоджених корозією ділянок поверхні металу, та обробці цих зображень за допомогою створеного програмного забезпечення. Розроблений підхід дав змогу оцінити профіль дефекту, а також провести його кількісний аналіз [3–6].

Формулювання задачі. Вирішення задачі тривимірної реконструкції передбачає реалізацію наступних етапів: калібрування оптичних давачів (фотокамер), визначення взаємного розташування давачів у просторі, погодження отриманих зображень і проведення реконструкції тривимірних координат точок просторового об'єкта.

Для встановлення тривимірної координати будь-якого елементу аналізованої поверхні необхідно зафіксувати координати його проєкцій на послідовності двовимірних зображень. У методах стереорекопструкції використовуємо лише дві проєкції статичного об'єкта.

Погодження зображень. Найбільш трудомістким етапом є погодження зображень. Задача погодження зображень полягає у визначенні функції відмінності двох проєкцій $I_L(x, y)$ та $I_R(x, y)$, що сформовані рознесеними камерами. Шукаючи функція відмінності має вигляд $d(x, y) = (u(x, y), v(x, y))^T$, $\forall (x, y) \in \mathbb{R}^2$ або інакше $I_L(x, y) = I_R(x + u(x, y), y + v(x, y))$, тобто вихідними даними для задачі погодження є параметри моделей двох камер та сформовані ними зображення об'єкта дослідження, поверхню якого необхідно реконструювати.

Формально погодження розглядається як задача мінімізації цільової функції, що моделює процес відповідності пікселів стереопари з урахуванням апіорних обмежень: $C(d(x, y)) = C_0(d(x, y)) + \lambda C_1(d(x, y))$, де $C_0(d(x, y))$ – функція вартостей, яка визначає степінь подібності пікселів стереопари; $C_1(d(x, y))$ – регуляризаційний доданок, який встановлює обмеження на гладкість функції відмінності; λ – коефіцієнт регуляризації; $d(x, y)$ – функція відмінності. Функціональний член $C_0(d(x, y))$ визначає, як значення функції відмінності λ погоджується з вихідними даними. Регуляризаційний доданок $C_1(d(x, y))$ встановлює обмеження на шукану функцію $d(x, y)$.

У випадку затінення або віддзеркалення світла на стереозображеннях сцени з'являються загороджені піксели, для яких не вдається встановити відповідність. Це призводить до порушення гладкості реконструйованої поверхні. Аналізуючи вирази, які формалізують задачу погодження в імовірнісній площині, можна зробити висновок, що параметри погодження, а саме, коефіцієнт регуляризації λ та значення порогів для порогової міри подібності за кожної ітерації приймається незмінним по всьому зображенню сцени. Такий підхід доцільно застосовувати лише для сцен, які відображають гладкі поверхні. Під час реконструкції поверхонь, які містять розриви, спостерігаються серйозні похибки через надмірне згладження на границях переходу між об'єктами сцени. Для подолання цього пропонується сегментувати такі поверхні і для кожного сегмента розраховувати параметри окремо [7, 8], або ж визначати характерні ознаки на зображенні, які б свідчили про гладкість в цій області сцени.

Оскільки гладкість функції відмінності залежить від характеру сцени та пари стереозображень, необхідно визначити характерну ознаку, яка дала б змогу відрізнити окремі об'єкти, які є частиною сцени і знаходяться на різних рівнях дальності. Найпростішою такою ознакою є різниця яскравості сусідніх пікселів на зображенні. Загалом, задача оптимального визначення параметрів, а отже і задача визначення функції відмінності, зводиться до максимізації апостеріорної ймовірності моделі, що задає розподіл похибки погодження та регуляризаційного доданка. При цьому вводиться припущення, що розподіл значень $C_0(d(x, y))$ та $\lambda C_1(d(x, y))$ – це суміш експоненційного та рівномірного законів розподілу з невідомими параметрами. Це дало можливість врахувати вплив загороджених пікселів на реконструкцію просторових об'єктів, що удосконалило етап погодження стереозображень. Уточнення параметрів запропонованих моделей розподілу відбувається методом очікування–максимізації.

Розв'язок задачі погодження. Розглянемо докладніше формування імовірнісної моделі, яка задається розподілами $C_0(d(x, y))$ та $\lambda C_1(d(x, y))$.

Нехай маємо пару стереозображень, які описують матриці I_1 та I_2 , та їхню функцію відмінності $d(x, y)$. Визначимо математичну модель, яка описує розподіл функції відмінності для заданого пікселя на базовому зображенні I_1 . Для цього кожному пікселю на зображенні I_1 поставимо у відповідність деяку приховану бінарну змінну γ_i , яка може набувати значень: $\gamma_i = 1$ – точка тривимірної сцени видима на обох стереозображеннях та $\gamma_i = 0$ – точка невидима на одному з стереозображень з причини її затінення.

Визначимо функцію вартостей як абсолютну різницю яскравості пікселів стереозображень, тобто

$$C_0(d(x, y)) = I_1(x_i, y_i) - I_2(x_i - d(x, y), y_i). \quad (1)$$

Розподіл функції вартостей подамо композицією експоненційного та рівномірного законів розподілу:

$$P(C(d(x, y)) | d(x, y), \gamma_i) = \begin{cases} \kappa e^{-\mu |C(d(x, y))|}, & \gamma_i = 1, \\ \frac{1}{N}, & \gamma_i = 0, \end{cases} \quad (2)$$

де μ – коефіцієнт загасання експоненційного закону; $C(d(x, y))$ – набуває дискретних значень $\{0, 1, \dots, N-1\}$; $\kappa = \frac{1 - \exp(-\mu)}{1 - \exp(-\mu N)}$ – нормувальний множник.

Визначивши ймовірність того, що $P(\gamma_i = 1) = \alpha$, модель функції вартостей подамо так:

$$P(C(d_i(x, y)) | d_i(x, y)) = \alpha \kappa e^{-\mu |C(d_i(x, y))|} + (1 - \alpha) / N, \quad (3)$$

де α – відсоток пікселів зображення I_1 , які видно на зображенні I_2 .

Визначимо $\Delta d_g = d(x_i, y_j) - d(x_{i+g}, y_{j+g})$ як різницю значень функції відмінності для двох сусідніх пікселів. Подібно до визначення розподілу функції вартостей, розподіл різницевих значень функції відмінності (гладкість) для сусідніх пікселів Δd_g задають залежно від значення θ_g експоненційним чи рівномірним законом розподілу:

$$P(\Delta d_g | \theta_g) = \begin{cases} \eta e^{-(k_{\Delta d} |\Delta d_g| + k_{\Delta l} |\Delta l|)}, & \theta_g = 1, \\ \frac{1}{L}, & \theta_g = 0, \end{cases} \quad (4)$$

де $|\Delta d_g| \in \{0, 1, \dots, L-1\}$, $\eta = \frac{1 - \exp(-\nu)}{1 - \exp(-\nu L)}$.

Визначивши ймовірність $P(\theta_g = 1) = \rho$, розподіл (4) запишемо у вигляді

$$P(\Delta d_g) = \rho e^{-(k_{\Delta d} |\Delta d_g| + k_{\Delta l} |\Delta l|)} + (1 - \rho) \frac{1}{L}. \quad (5)$$

Маючи два стереозображення I_1 та I_2 , а також розподіли функції вартостей (4) та різницевих значень (5) функції відмінності, знайдемо невідомі параметри цих розподілів $\alpha, \rho, \mu, k_{\Delta d}, k_{\Delta l}$, а також значення функції відмінності $d(x, y)$, максимізуючи ймовірність

$$P(d(x, y), \alpha, \rho, \mu, k_{\Delta d}, k_{\Delta l} | I_1, I_2) = \frac{P(I_1, I_2, d(x, y) | \alpha, \rho, \mu, k_{\Delta d}, k_{\Delta l}) P(\alpha, \rho, \mu, k_{\Delta d}, k_{\Delta l})}{P(I_1, I_2)}. \quad (6)$$

Розподіл $P(\alpha, \rho, \mu, k_{\Delta d}, k_{\Delta l})$ можна вважати однорідним. Визначаючи $P(I_1, I_2, d(x, y) | \alpha, \rho, \mu, k_{\Delta d}, k_{\Delta l})$, спершу подамо його так:

$$P(I_1, I_2, d(x, y) | \alpha, \rho, \mu, k_{\Delta d}, k_{\Delta l}) = P(I_1, I_2 | d(x, y), \alpha, \mu) P(d(x, y) | \rho, k_{\Delta d}, k_{\Delta l}). \quad (7)$$

Припускаючи, що I_1 та I_2 не залежать від апріорних параметрів $\rho, k_{\Delta d}, k_{\Delta l}$, отримуємо вираз для визначення $P(I_1, I_2 | d(x, y), \alpha, \mu)$:

$$P(I_1, I_2 | d(x, y), \alpha, \mu) = \prod_i P(C(d(x, y)) | d(x, y), \alpha, \mu). \quad (8)$$

Подібно отримуємо вираз для визначення $P(d(x, y) | \rho, k_{\Delta d}, k_{\Delta I})$, припустивши, що $d(x, y)$ не залежить від параметрів α та μ :

$$P(d(x, y) | \rho, k_{\Delta d}, k_{\Delta I}) = \prod_g P(\Delta d_g | \rho, k_{\Delta d}, k_{\Delta I}), \quad (9)$$

підставивши (8) та (9) у формулу (7) отримаємо:

$$\begin{aligned} & P(I_1, I_2, d(x, y) | \alpha, \rho, \mu, k_{\Delta d}, k_{\Delta I}) = \\ & = \prod_i P(C(d(x, y)) | d(x, y), \alpha, \mu) \prod_g P(\Delta d_g | \rho, k_{\Delta d}, k_{\Delta I}). \end{aligned} \quad (10)$$

Таким чином, за заданого значення $d(x, y)$, розраховуємо параметри α та μ , а також $\rho, k_{\Delta d}, k_{\Delta I}$, знайшовши максимум виразів (8) та (9). Визначення параметрів $\alpha, \rho, \mu, k_{\Delta d}, k_{\Delta I}$ шляхом знаходження максимуму виразу (10) за заданого початкового значення функції відмінності $d(x, y)$ – класичне завдання алгоритму очікування–максимізації. Для цього спочатку знаходимо множину різницевих значень функції відмінності для визначених сусідніх пікселів:

$$N = \max_i \{C(d_i(x, y))\} + 1. \quad (11)$$

Визначимо умовну ймовірність для бінарної змінної θ_g так:

$$w_i = P(\gamma_i = 1 | C(d(x, y)), \alpha, \mu) = \frac{\alpha k e^{-\mu |C(d(x, y))|}}{\alpha k e^{-\mu |C(d(x, y))|} + (1 - \alpha) / N}, \quad (12)$$

тоді значення параметрів α і μ отримуємо шляхом знаходження максимуму $E_{\gamma_i}(\log P(C(d(x, y)), \gamma_i | \alpha, \mu))$, тобто

$$\begin{aligned} E_{\gamma_i}(\log P(C(d(x, y)), \gamma_i | \alpha, \mu)) &= \sum_i w_i \log P(C(d(x, y)), \gamma_i = 1 | \alpha, \mu) + (1 - w_i), \\ \log P(C(d(x, y)), \gamma_i = 0 | \alpha, \mu) &= \\ &= \sum_i w_i (\log(\alpha k) - \mu C(d(x, y))) + (1 - w_i) \log \frac{1 - \alpha}{N}. \end{aligned} \quad (13)$$

Обчисливши частинні похідні виразу (13) за α та μ і прирівнявши їх до нуля, знаходимо вираз для визначення α :

$$\alpha = \frac{1}{|g|} \sum_i w_i, \quad (14)$$

де $|g|$ – розмір множини g .

Вираз для визначення μ отримаємо з розв'язку рівняння

$$\frac{1}{e^\mu - 1} - \frac{1}{e^{\mu N} - 1} = \frac{\sum_i w_i |C(d(x, y))|}{\sum_i w_i}. \quad (15)$$

Визначення параметрів α та μ відбувається так само, як і параметрів β та ν . Для цього за заданого початкового значення функції відмінності $d(x, y)$ обчислюємо розмір множини можливих значень похибки погодження:

$$L = \max_g \left\{ \left| \Delta d_g \right| \right\} + 1. \quad (16)$$

Знайдемо умовну ймовірність

$$\omega = P(\theta_g = 1 | \Delta d_g, k_{\Delta d}, k_{\Delta l}) = \frac{\rho e^{-(k_{\Delta d} |\Delta d_g| + k_{\Delta l} |\Delta l|)}}{\rho e^{-(k_{\Delta d} |\Delta d_g| + k_{\Delta l} |\Delta l|)} + (1-\rho) \frac{1}{L}}, \quad (17)$$

де коефіцієнти $k_{\Delta d}$ та $k_{\Delta l}$ визначаємо шляхом знаходження максимуму $\log P(\Delta d_g, \alpha | k_{\Delta d}, k_{\Delta l})$:

$$\begin{aligned} & \log P(\Delta d_g, \theta_g | k_{\Delta d}, k_{\Delta l}) = \\ & = \sum_N \omega \log P(\Delta d_g, \theta_g = 1 | k_{\Delta d}, k_{\Delta l}) + (1-\omega) \log P(\Delta d_g, \theta_g = 0 | k_{\Delta d}, k_{\Delta l}). \end{aligned} \quad (18)$$

Знаючи параметри $\alpha, \rho, \mu, k_{\Delta d}, k_{\Delta l}$, функцію відмінності знаходимо шляхом максимізації виразу (15). Для зручності трансформуємо цю задачу в обернену задачу знаходження мінімуму. Прологарифмувавши ліву і праву частину виразу (10), отримаємо:

$$\begin{aligned} & -\log P(I_1, I_2, d(x, y) | \alpha, \rho, \mu, k_{\Delta d}, k_{\Delta l}) = \\ & = \sum_i \rho_d(d(x, y); \alpha, \mu) + \sum_g \rho_p(\Delta d_g; \rho, k_{\Delta d}, k_{\Delta l}); \end{aligned} \quad (19)$$

$$\rho_d(d_i(x, y); \alpha, \mu) = \sum_i -\log \left(\alpha k e^{-\mu |C(d_i(x, y))|} + \frac{(1-\alpha)}{N} \right); \quad (20)$$

$$\rho_p(\Delta d_g; \rho, k_{\Delta d}, k_{\Delta l}) = \sum_g -\log \left(\rho e^{-(k_{\Delta d} |\Delta d_g| + k_{\Delta l} |\Delta l|)} + (1-\rho) \frac{1}{L} \right). \quad (21)$$

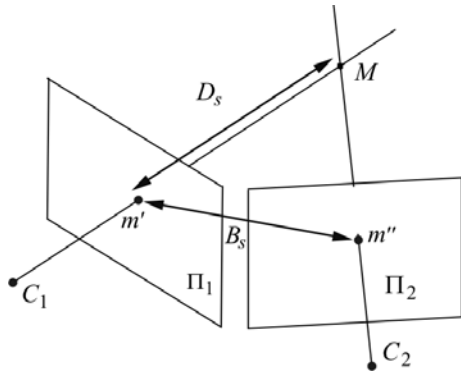


Рис. 1. Геометрія експерименту.

Fig. 1 Geometry of the experiment.

Мінімум отриманих виразів знаходимо на основі дворівневого методу динамічного програмування, якому властива низька обчислювальна складність та задовільна точність [7].

Тривимірна реконструкція. Реконструюють тривимірну поверхню (рис. 1) на основі проекційних операторів \mathbf{P}' і \mathbf{P}'' , які відображають модель проектування точки M у відповідні точки m' та m'' на екрани Π_1 і Π_2 лівої та правої камери, як $s'm' = \mathbf{P}'M$ і $s''m'' = \mathbf{P}''M$, де s – скалярний коефіцієнт, який часто називають “глибиною”, або інакше

$$\begin{bmatrix} u' \\ v' \\ w' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Q_1'^T \\ Q_2'^T \\ Q_3'^T \end{bmatrix} M \quad \text{та} \quad \begin{bmatrix} u'' \\ v'' \\ w'' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Q_1''^T \\ Q_2''^T \\ Q_3''^T \end{bmatrix} M. \quad (22) \text{ та } (23)$$

Приймаючи до уваги, що Q_i є вектор $[4 \times 1]$, вираз (22) запишемо у вигляді матричної тотожності

$$\begin{bmatrix} u'Q_3'^T - w'Q_1'^T \\ v'Q_3'^T - w'Q_2'^T \end{bmatrix} M = 0. \quad (24)$$

Тут тотожність є добуток матриці $[2 \times 4]$ та вектора $[4 \times 1]$, що перетворюється в нуль-вектор. Подібно модифікуємо вираз (23):

$$\begin{bmatrix} u''Q_3''^T - w''Q_1''^T \\ v''Q_3''^T - w''Q_2''^T \end{bmatrix} M = 0. \quad (25)$$

Як видно з тотожностей (24) та (25), їх можна трактувати окремо як однорідні недовизначені системи рівнянь, відносно вектора невідомих M , що містить значення координат шуканої точки. При цьому матриця коефіцієнтів у цих системах рівнянь враховує як параметри кожної з камер, так і відомі значення координат, в які проектується шукана точка.

Відомо, що задача визначення значень координат у тривимірному просторі за двовимірними координатами її проєкцій стає нормально визначеною, якщо кількість рознесених проєкцій є дві, як у стереобаченні. Так як тотожності (23) та (24) мають ідентичну структуру та однаковий фізичний зміст, їх об'єднано в нормальну систему однорідних рівнянь, що повністю характеризує стереосистему

$$\mathbf{Q}M = 0, \quad (26)$$

де \mathbf{Q} – квадратна матриця $[4 \times 4]$ елементи якої визначені матрицями у виразах (24) та (25):

$$\mathbf{Q} = \begin{bmatrix} u'Q_3'^T - w'Q_1'^T \\ v'Q_3'^T - w'Q_2'^T \\ u''Q_3''^T - w''Q_1''^T \\ v''Q_3''^T - w''Q_2''^T \end{bmatrix}. \quad (27)$$

Отже, алгоритм знаходження значень тривимірних координат точки M полягає у визначенні елементів матриці \mathbf{Q} на основі встановлених координат (m' та m'') стереопроєкцій цієї точки та параметрів стереосистеми, й подальшого розв'язку системи рівнянь (26). В ідеальному випадку, коли всі вихідні дані задані точно, ненульовий розв'язок однорідної системи є нуль-простір оператора \mathbf{Q}

$$M = \text{null}(\mathbf{Q}). \quad (28)$$

Враховуючи наявність похибок під час обчислення значень координат погоджених пікселів зображень m' і m'' в реальній ситуації та неточності калібрації стереосистеми, оператор \mathbf{Q} не буде мати нуль-простору. Тоді поставлену задачу зводять до встановлення власного вектора оператора \mathbf{Q} , що відповідає його мінімальному власному значенню. Ефективність такого підходу досягають шляхом використання методу розкладу на сингулярні значення, що додатково обумовлює однорідну систему рівнянь (26), знаходячи власні вектори матриці $\mathbf{Q}^T \mathbf{Q}$:

$$[\mathbf{U}, \mathbf{S}, \mathbf{V}] = \text{svd}(\mathbf{Q}), \quad (29)$$

де \mathbf{S} – діагональна матриця власних значень; \mathbf{V} – матриця власних векторів матриці $\mathbf{Q}^T \mathbf{Q}$, впорядкованих відповідно до елементів діагоналі матриці власних значень \mathbf{S} .

Геометричну інтерпретацію цього підходу можна подати, трактуючи елементи кожного рядка матриці \mathbf{Q} , як параметри чотирьох площин. Дві перші пло-

щини перетинаються по лінії, що проходить через оптичний центр лівої камери, інші дві – утворюють лінію перетину, що проходить через оптичний центр правої камери. У свою чергу, ці лінії проникають через точки на екранах, в які проектується шукана точка M . Отже, M буде точкою, яка розташована одночасно найближче до цих двох ліній. Саме цей метод, маючи строге теоретичне обґрунтування (в тому числі і під час відходу від ідеальної моделі, де похибки калібрації та вимірювання не беруться до уваги), володіє всіма перевагами, які вказують на доцільність його використання.

Результати дослідження. Для реконструкції було отримано зображення поверхні труби нафтопроводу “Дружба”, що експлуатувалась впродовж 40 років на відрізку Жулин–Козьова за робочого тиску 41 atm.

Параметри системи для аналізу глибини та форми пітингу наступні: стереобаза (B_s) – 70 mm, віддаль до об’єкта (D_s) – 40 mm, роздільна здатність – 50 mm.

На рис. 2 подано реконструйовану модель металевго взірця з аналізованим дефектом. Похибка визначення глибини 10%. На рис. 3 порівняно результати, отримані з індикатора годинникового типу та запропонованого методу реконструкції. Зауважимо, що під час деяких вимірювань відбувалася втрата точності через геометричні розміри сканувальної голівки індикатора.

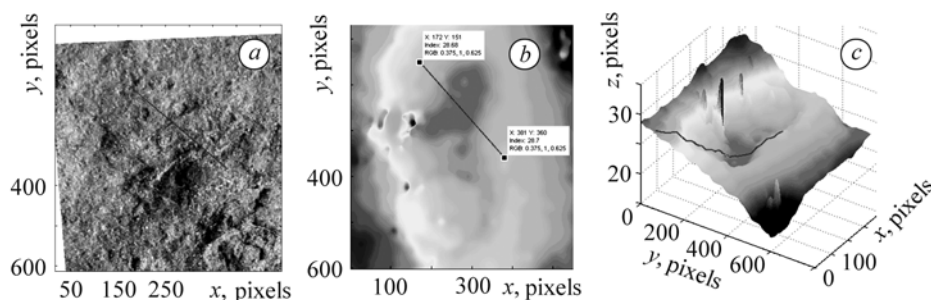


Рис. 2. Вибір місця дослідження на зображенні поверхні металу (а), карта висот аналізованої ділянки (b) та 3D-модель ділянки з профілем дефекту (c).

Fig. 2. Place selection for investigations on the metal surface image (a), depths map of the analyzed area (b) and 3D-model of the object with defect profile (c).

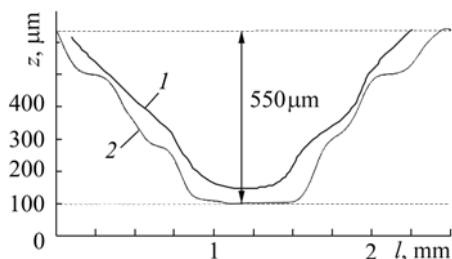


Рис. 3. Оцінка глибини та форми дефекту: 1 – за індикатором годинникового типу; 2 – за запропонованим методом.

Fig. 3. Defect depth and shape estimation: 1 – by the timing indicator; 2 – by the proposed method.

Слід зазначити, що розроблені методи автоматичного аналізу зображень, які оперують двовимірними функціями яскравості, можуть бути просто адаптовані до аналізу об’ємних структур. Це дасть змогу суттєво підвищити інформативність результатів аналізу, так як додатковим фактором виступає просторове розташування досліджуваних елементів об’єкта на його поверхні.

ВИСНОВКИ

Для практичних задач кількісного аналізу металевих поверхонь з пітингоподібними дефектами на основі розроблених математичних моделей удосконалено метод погодження зображень, особливість якого полягає у використанні нових залежностей для ітераційного розрахунку оптимальних параметрів регуляризації

і визначенні на їх основі функції відмінності, що забезпечує автоматизацію вибору параметрів погодження під час реконструкції зображень сцени. Достовірність результату підтверджено шляхом вирішення задачі реконструкції для тестового об'єкта, модель поверхні якого задано аналітично. На основі запропонованих підходів реалізовано метод кількісного аналізу локальної пітингової корозії, який дав змогу оцінити глибину та, на відміну від існуючих методів, отримати інформацію про форму локального руйнування.

РЕЗЮМЕ. Разработан метод согласования стереоизображений для решения задачи реконструкции поверхностей с коррозионными дефектами. Значительное внимание уделено вопросу усовершенствования математических моделей целевой функции, а также методов ее оптимизации при наличии затененных областей на изображениях поверхности металла, что наблюдается при исследовании питтингов. На основе разработанных подходов реализован метод количественного анализа глубины и формы локальной питтинговой коррозии.

SUMMARY. The stereo images matching method for the reconstruction of surfaces with corrosion defects is developed. Special attention is paid to the improvement of mathematical models of the objective function and its optimization methods in the presence of shaded areas on the images of the metal surface that is often observed in the pit investigations. The proposed method is used for quantitative analysis of the depth and shape of local pitting corrosion.

1. *Sharland S. M.* A review of the theoretical modeling of crevice and pitting corrosion // *Corrosion Science*. – 1987. – 27, № 3. – P. 289–323.
2. *Таранцева К. Р., Пахомов В. С.* Оценка питтингостойкости нержавеющей сталей в хлоридсодержащих средах химико-фармацевтических производств // *Защита металлов*. – 2004. – 40, № 5. – С. 1–9.
3. *Стороженко В. А.* Термография в диагностике и неразрушающем контроле. – Харьков: “Компания СМІТ”, 2004. – 160 с.
4. *Метод оцінки глибини корозійного пітинга / А. Ю. Похмурський, Б. П. Русин, В. Г. Іванюк, О. В. Капшій // Фіз.-хім. механіка матеріалів*. – 2010. – Спецвип. № 8. – С. 617–623.
5. *Варецький Я. Ю.* Створення цифрової моделі поверхонь зламів та конструкційних матеріалів для задач кількісного аналізу // *Матеріали XX відкритої наук.-техн. конф. молодих науковців і спеціалістів, КМН-2007*. – Львів: ФМІ ім. Г. В. Карпенка НАН України, 2007. – С. 214–217.
6. *Varetskyi Y.* Method of Analysis of Irregularly Spaced 3D Point Set // *Proc. Int. Conf. “Modern Problem of Radio Engineering, Telecommunications and Computer Science” (TCSET’2008)*. – P. 344.
7. *Лисак Ю. В., Русин Б. П.* Визначення функції відмінності дворівневим методом динамічного програмування з використанням фільтра Габора // *Відбір і обробка інформації*. – 2008. – № 29 (105). – С. 96–100.
8. *Bobick A. F. and Intille S. S.* Large occlusion stereo // *IJCV*. – 1999. – № 33 (3). – P. 181–200.

Одержано 15.11.2010