

ДОСЛІДЖЕННЯ КОЕФІЦІЄНТА СТРУКТУРНОЇ АТИПІЇ ПЕРЕДРАКОВИХ СТАНІВ МОЛОЧНОЇ ЗАЛОЗИ НА ОСНОВІ ГІСТОЛОГІЧНИХ ЗОБРАЖЕНЬ

Березький О. М., Березька К. М., Мельник Г.М.

Тернопільський національний економічний університет, м. Тернопіль вул. Львівська, 11,
ob@tneu.edu.ua, km.berezka@gmail.com, mgm@tneu.edu.ua

В роботі розглянуто біомедичні зображення в діапазоні видимого світла – групи клітин (гістологічні) зображення людини. Вони отримуються за допомогою світлового мікроскопа при верифікації попереднього діагнозу. Щоб отримати гістологічне зображення (ГЗ) необхідно зробити зріз тканини певного органу. В результаті отримуються шари епітелію; поперечні перерізи проток, каналів, капілярів, вен, артерій; ворсинки, ланцюжки клітин, які обмежені міжклітинним простором. Пухлина – це патологія, що характеризується швидким розмноженням клітин. При злоякісному процесі проходить зміна структури тканин. Однією з тих змін є атипія – це порушення розташування клітин, характерного для нормального стану клітин [1].

Ракові клітини розташовуються хаотично. Для визначення ступеня атипії тканин введено коефіцієнт структурної атипії [2,3]. Він характеризує рівень відхилення розташування клітин від нормального стану. Від того наскільки порушене розташування клітин залежить діагноз хворого. Цей показник ступеня атипії введено завдяки припущенню, що структуру тканини в нормальному стані можна описати з допомогою плоских кристалографічних груп [3], а структуру патологічних тканин за допомогою плоских кристалографічних груп із спотвореннями.

Мета роботи – дослідження коефіцієнта структурної атипії передракових і ракових станів молочної залози.

Існують такі геометричні породжуючі перетворення паралельний перенос, центральна симетрія, осьова симетрія, ковзне відображення, поворот, їх комбінації [4]. Кожне геометричне перетворення в

афінному просторі задається в матричному вигляді так: $T = \begin{pmatrix} a & b & 0 \\ c & d & 0 \\ m & n & 1 \end{pmatrix}$, де a, b, c і d здійснюють

відповідно зсув, поворот, відображення, локальне масштабування; m і n виконують зміщення. Нехай множина геометричних породжуючих перетворень $S = \{T_1, T_2, \dots, T_n\}$ відповідає аксіомам абстрактної групи.

Величина абсолютної похибки Δ для перетворень T_1, \dots, T_{n-1}, T_n , враховуючи похибки від коефіцієнтів a, b, c, d, m, n рівна:

$$\Delta = \sum_{j=1}^3 \sum_{i=1}^3 |t_{ij}^* - t_{ij}|,$$

де t_{ij} – точне значення коефіцієнта матриці еталонного перетворення T^e ;

t_{ij}^* – значення коефіцієнта матриці реального перетворення T .

Обчислене значення похибки (спотворення) справедливе тільки для одного рапорту. В загальному випадку зображення складається із n рапортів і тоді коефіцієнт структурної атипії (загальна похибка спотворення) рівний:

$$S = \frac{\sum_{i=1}^n |\Delta_i|}{n}.$$

де n – кількість рапортів на зображенні.

Для статистичної оцінки коефіцієнта структурної атипії дослідимо його незміщеність, спроможність і ефективність. Наведемо їх визначення.

Визначення 1. Незміщеною називають статистичну оцінку Q^* , математичне сподівання якої дорівнює оцінюваному параметру Q при будь-якому обсязі вибірки, тобто $M(Q^*)=Q$.

Зміщеною називають оцінку, математичне сподівання якої не дорівнює оцінюваному параметру.

Визначення 2. Ефективною називають статистичну оцінку, яка при заданому обсязі вибірки n має найменшу можливу дисперсію.

При розгляді вибірок великого обсягу (n велике) до статистичних оцінок ставиться вимога спроможності.

Визначення 3. Спроможною називають статистичну оцінку, яка при $n \rightarrow \infty$ прямує за ймовірністю

до оцінюваного параметру. Наприклад, якщо дисперсія незміщеної оцінки при $n \rightarrow \infty$ прямує до нуля, то така оцінка виявляється і спроможною [5].

У даній роботі незміщеність оцінки коефіцієнта структурної атипії характеризувалася відносною і абсолютною похибкою, ефективність цієї оцінки визначалася за допомогою середньоквадратичного відхилення. Спроможність оцінки забезпечувалась шляхом зміни розміру вибірки при обчисленні числових характеристик коефіцієнта структурної атипії. Значення розміру вибірки вибирались від 5 до 100 коефіцієнтів структурної атипії з кроком 5.

Нами було проведено експериментальне дослідження коефіцієнта структурної атипії, для чого використано 400 ГЗ тканин епітеліального шару по 100 зразків для класів нормальної тканини, слабкої, помірної та важкої дисплазії. Графік залежності абсолютної похибки від величини вибірки для нормальної тканини та дисплазії наведено на рисунку 1, обчислено показники чутливості та специфічності (табл. 1).

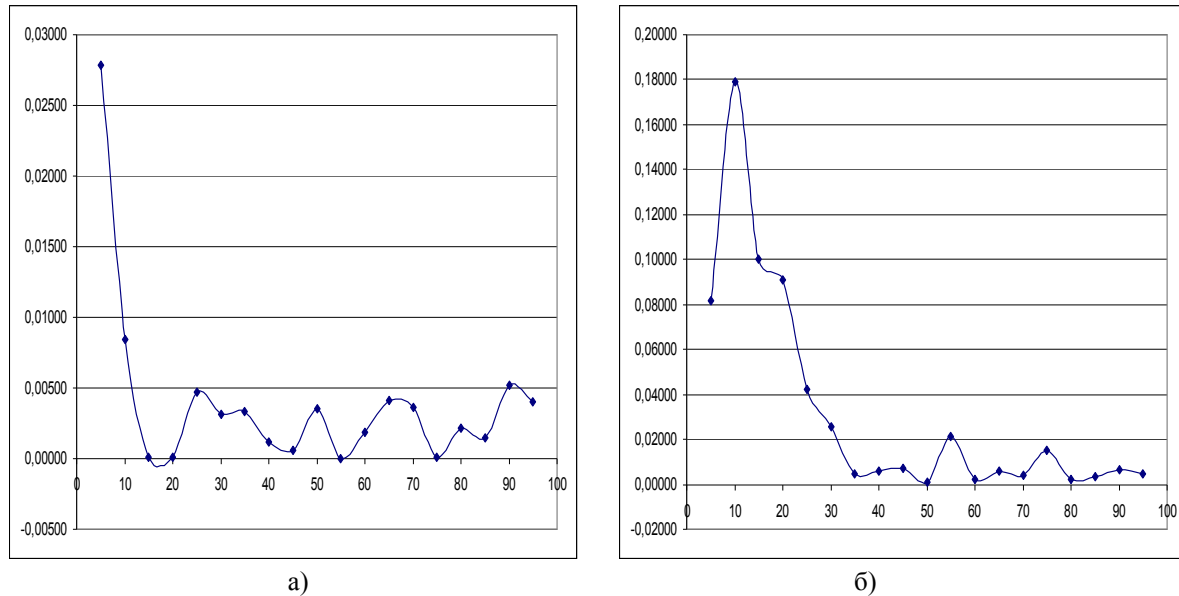


Рис. 1. Залежність абсолютної похибки від величини вибірки: а) нормальна тканини, б) слабка дисплазія

Таблиця 1. Коефіцієнт структурної атипії тканин

Класи зображень	Коефіцієнт структурної атипії	Чутливість	Специфічність
Важка дисплазія	0,25-1,67	0,95	0,94
Помірна дисплазія	0,62-1,11	0,94	0,93
Нормальна тканина	0,10-0,53	0,96	0,95

Робота виконана в рамках держбюджетної теми «Гібридна інтелектуальна інформаційна технологія діагностування передракових станів молочної залози на основі аналізу зображень» №ДР 116U002500.

Висновки. У роботі досліджено коефіцієнт структурної атипії, який характеризує ступінь хаотичності розташування клітин у тканині. Коефіцієнт структурної атипії досліджено для патологічних процесів молочної залози. Доказано ефективність, незміщеність і спроможність статистичної оцінки коефіцієнта структурної атипії на прикладі вибірки гістологічних зображень потужністю чотирьохсот зображень.

1) Ошибки в клинической онкологии // под ред. В.И. Чиссова, А.Х. Трахтенберга. – М.:ГЭОТАР-Медиа, 2009. – 768 с.

2) Березький О. М. Статистична оцінка коефіцієнта структурної атипії на основі аналізу гістологічних зображень / О. М. Березький // Збірник наукових праць інституту проблем моделювання в енергетиці ім. Г.Є. Пухова НАН України. – 2013. – Вип. 67. – С. 113-121.

3) Мельник Г.М. Інформаційна технологія аналізу структурних текстур для опрацювання зображень ауто- та ксеногенних тканин / Г.М. Мельник // Вісник Хмельницького національного університету. – 2014. – №6(219). – С. 73-79.

4) Березький О. М. Методи і алгоритми аналізу та синтезу асиметричних зображень / О. М. Березький // Искусственный интеллект. – 2010. – № 4. – С. 162–172.

5) Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика. – М.: Высшая школа, 1972. – 368 с.