

достатня, якщо збільшення кількості гармонічних складових k на одиницю не приводить до зміни результатів при заданій розрядній сітці комп'ютера.

1. *Шаповалов Ю.І.* Розвиток теорії символьного аналізу лінійних параметричних кіл у частотній області: Дисертація на здобуття наукового ступеня доктора технічних наук: 05.09.05. / Шаповалов Юрій Іванович – Львів, 2012. – 413с.
2. *Шаповалов Ю.І.* Застосування частотного символьного методу до багатоваріантного аналізу лінійних параметричних кіл / Ю. І. Шаповалов, Б. А. Мандзій, Д. Р. Смаль // Вісн. НУ «Львівська політехніка». Радіоелектроніка та телекомунікації – 2012. – №738. – С.10-16.

Поступила 21.02.2013р.

УДК 004.932.2

О.М.Березький, д.т.н., завідувач кафедри комп'ютерної інженерії
Тернопільського національного економічного університету.

СТАТИСТИЧНА ОЦІНКА КОЕФІЦІЄНТА СТРУКТУРНОЇ АТИПІЇ НА ОСНОВІ АНАЛІЗУ ГІСТОЛОГІЧНИХ ЗОБРАЖЕНЬ

В статті здійснено кількісну оцінку коефіцієнта структурної атипії з використанням гістологічних зображень. Проведено статистичний аналіз коефіцієнта структурної атипії на основі гістологічних зображень епітелію шийки матки.

The quantitative estimation of structural atypia coefficient with the use of histological images is carried out in the article. The statistical analysis of structural atypia coefficient is implemented on the basis of histological images of epithelium of neck womb.

Вступ

Пухлина або новоутворення – це патологічний процес, що характеризується нестримним розмноженням клітин [1]. Дослідженням пухлин займається онкологія. Одним з основних методів діагностування ракових захворювань є аналіз зразків тканини людини за допомогою світлового мікроскопа. Таким чином отримуються гістологічні зображення (ГЗ). Об'єктами інтересу на зображеннях є зрізи тканин певних органів, що є сукупністю організованих клітин. Такими об'єктами [2, 3] є шари багаточарового епітелію; поперечні перерізи проток, каналів, капілярів, вен, артерій; поперечні перерізи залоз; ланцюжки клітин, ворсинки. Границі цих об'єктів утворені сукупністю клітин із більшою щільністю розміщення або міжклітинним простором.

Для злоякісних процесів характерні такі зміни структур тканин [4]: порушення стратифікації – розділення тканини на шари, кількість шарів для певного виду епітелію є діагностичною ознакою, інфільтрація – проникнення в тканину клітин, що не являються їх нормальною складовою частиною, інвазія – здатність клітин злоякісної пухлини відділятися та проникати в сусідні тканини. Іншою характерною ознакою є атипія. По відношенню до тканин - це порушення розташування клітин, характерного для нормального стану тканини, з якої розвинулася пухлина. Ракові клітини розташовуються безладно, у вигляді хаотичних скупчень. Обов'язковою ознакою пухлини є проростання її в сусідні тканини – інвазія.

Описовий характер досліджень об'єктів на гістологічних зображеннях не у всіх випадках достатній для узагальнення досліджуваних процесів, оскільки потрібна об'єктивна оцінка спостережуваних змін [2]. Вимірювання ж параметрів гістологічних мікрооб'єктів дає можливість верифікувати первинний діагноз, уточнити лікування і управління терапевтичними процесами. Сукупність методів для кількісної оцінки параметрів клітинних і тканинних структур на гістологічних препаратах (або їх зображеннях) називають морфометрією [2].

Морфометрична характеристика тканин дає можливість використовувати весь комплекс сучасних математичних методів аналізу об'єктів і явищ із застосуванням діагностичної та обчислювальної техніки.

Медико-біологічні системи, на відміну від технічних, характеризуються тим, що при експериментальному дослідженні важко побудувати обґрунтовану математичну модель, тому що результат дослідження залежить від дуже великого числа факторів. Для таких систем єдиним способом кількісного опису об'єктів і явищ залишаються статистичні методи. Щоб правильно вибрати статистичний метод, необхідно враховувати насамперед характер даної нам ознаки (кількісний, порядковий або якісний) і тип розподілу (нормальний або ін.).

Технологія отримання статистичних даних для аналізу гістологічних зображень є затратною і тривалою в часі. Тому при проведенні таких досліджень виникає проблема малих вибірок.

Для визначення ступеня атипії тканин введено коефіцієнт структурної атипії, який характеризує рівень відхилення розташування клітин від нормального стану. У нормальному стані організація клітин є правильною, а під час протікання патологічних процесів вона порушується. Ступінь зміни порядку розташування клітин тканини служить діагностичною ознакою

Метою даної статті є кількісна оцінка та статистичне дослідження коефіцієнта структурної атипії.

Визначення коефіцієнта структурної атипії

В основі аналізу гістологічних зображень із використанням коефіцієнта структурної атипії лежать дві гіпотези. Перша гіпотеза полягає в тому, що структуру тканин в нормальному стані можна описати за допомогою плоских

кристалографічних груп, тобто вона є симетричною. Друга гіпотеза говорить про те, що структура патологічних тканин є асиметричною. Але її теж описано за допомогою плоских кристалографічних груп із спотвореннями.

Існують такі геометричні породжуючі перетворення T_1, T_2, \dots, T_n (паралельний перенос, центральна симетрія, осьова симетрія, ковзне відображення, поворот, їх комбінації) [5]. 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.

Несиметричним називають зображення, яке побудоване без використання геометричних перетворень T_1, T_2, \dots, T_n .

Позначимо множину цих геометричних породжуючих перетворень через $S = \{T_1, T_2, \dots, T_n\}$. Дані перетворення відповідають аксіомам абстрактної групи.

Елементарним зображенням Ime назвемо несиметричну частину поля зору.

На полі зору P задане елементарне зображення Ime , $Ime \subset P$.

Над заданим елементарним зображенням Ime виконаємо геометричні перетворення і отримаємо рапорт, тобто $Rp = S(Ime) = \bigcup_{s \in S} s(Ime)$;

$$S(Ime) = \{s(x, y) \mid x, y \in Ime\}.$$

Отже, рапорт Rp – це зображення, яке отримане в результаті виконання геометричних перетворень над елементарним зображенням. При цьому виконується умова $S(Ime) \cap Ime = \emptyset$, тобто при перетвореннях в утворенні рапорту відсутнє накладання елементарних зображень, тобто $s_1(Ime) \cap s_2(Ime) = \emptyset$, $s_2 \in S$, $s_1 \in S$, $s_1 \neq s_2$.

Якщо здійснити паралельні переноси L вздовж однієї або двох осей, то отримаємо відповідно симетричне зображення Im_s на смугі або площині, тобто

$$l(Rp) = \{l(x, y) \mid x, y \in Rp\};$$

$$Im_s = \bigcup_{l \in L} l(Rp) = \bigcup_{l \in L} l\left(\bigcup_{s \in S} s(Ime)\right);$$

$$Rp = \bigcup_{s \in S} s(Ime).$$

Отже, симетричне зображення – це зображення, яке побудоване на основі виконання паралельних переносів рапорту вздовж однієї або двох осей.

Позначимо через $A = \{G_1, G_2, \dots, G_7\}$ – множину груп смуги, а через $B = \{H_1, H_2, \dots, H_{17}\}$ – множину груп площини (надалі будемо розглядати тільки множину B).

Існує множина, яка складається із 17 симетричних $Ims_1^e, Ims_2^e, \dots, Ims_{17}^e$ еталонних зображень M_o , побудованих на основі множини B :

$$M_o = \{Ims_1^e, Ims_2^e, \dots, Ims_{17}^e\}.$$

Кожне симетричне зображення побудоване на основі певної плоскої групи H_i , тобто $Ims_i^e = \{h(Ime) | h \in H_i\}$.

Рівняння еталонного (ідеального) зображення в матричній формі можна представити у вигляді $Ims^e = T_L^e(T_n^e(T_{n-1}^e(\dots T_1^e(Ime)\dots)))$, де $T_1^e, \dots, T_{n-1}^e, T_n^e$ – матриці ідеальних породжуючих перетворень рапорту, T_L^e – матриця ідеальної трансляції.

Спотворення – це неізотричне перетворення параметрів формування групи симетрії.

Рівняння асиметричного зображення отримується на основі симетричного із внесенням спотворень у складові формування симетричного зображення і має вигляд:

$$Imas = T_L D_L(T_n D_{R_{p_n}}(T_{n-1} D_{R_{p_{n-1}}}(\dots T_1 D_{R_{p_1}}(Ime)\dots))) .$$

Тоді, 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.

Статистичне оброблення цитологічних зображень

В дослідженні використаємо описову статистику – розглянемо вибіркові статистичні характеристики на протипагу статистичним характеристикам генеральної сукупності [6-8]. Обчислюємо середню арифметичну:

$$\bar{x}_e = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}, \quad (1)$$

де x_i – вибіркові значення, n – обсяг вибірки, середню геометричну (G):

$$G = \sqrt[n]{x_1 x_2 \dots x_n}, \quad (2)$$

середню гармонійну:

$$H = \frac{n}{1/x_1 + 1/x_2 + \dots + 1/x_n}, \quad (3)$$

моду за формулою:

$$M_o = x_m + \frac{n_m - n_{m-1}}{2n_m - n_{m-1} - n_{m+1}} h_m, \quad (4)$$

де $[x_m, x_{m+1})$ – модальний інтервал, n_m – число варіант з цього інтервалу. Медіану знаходимо за формулою:

$$M_e = x_m + \frac{0,5 - F^*(x_m)}{F^*(x_{m+1}) - F^*(x_m)} (x_{m+1} - x_m), \quad (5)$$

де $[x_m, x_{m+1})$ – медіанний частинний інтервал ($1 \leq m \leq k$), для якого виконуються нерівності $F^*(x_m) < 0,5$, $F^*(x_{m+1}) > 0,5$, помилку вибіркової середньої та середнього квадратичного відхилення за формулами:

$$m_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad \text{і} \quad m_{\sigma} = \frac{\sigma}{\sqrt{2n}}$$

відповідно. Стандартна помилка середнього служить мірою точності, з якою вибіркоче середнє є оцінкою середнього по сукупності.

Визначаємо тип розподілу. Якщо розподіл статистик буде наближатися до нормального, то обчислюємо стандартні помилки статистичних показників.

Коли сукупність підпорядковується нормальному розподілу, вона вичерпно описується параметрами розподілу – середнім і стандартним відхиленням. У випадку, якщо розподіл відрізняється від нормального, більш інформативними є медіана і процентилі [7].

Для оцінки нормальності закону розподілу найчастіше використовуються критерії асиметрії й ексцесу, χ^2 (хі-квадрат), Шапіро-Вілка, що розрахований на невелику вибірку з $3 \leq n \leq 50$ [8].

Використовуємо при дослідженні два критерії: асиметрії й ексцесу, хі-квадрат (χ^2).

При дослідженні за критерієм асиметрії й ексцесу обчислюємо статистики $t_{A_s} = \frac{|A_s|}{\sigma_{A_s}}$, $t_{E_s} = \frac{|E_s|}{\sigma_{E_s}}$. Якщо чисельні значення критеріїв t_{A_s} і t_{E_s}

не перевищують 3, то стверджуємо про відсутність відмінностей між емпіричним і теоретичним нормальними розподілами. В протилежному випадку гіпотеза про нормальність закону розподілу не підтверджується.

Якщо приналежності вибірових даних нормальному розподілу проводиться за критерієм узгодженості χ^2 , то обчислюємо статистику:

$$\chi_{cn}^2 = \sum_{i=1}^m \frac{(n_i - n_i^0)^2}{n_i^0},$$

де n_i – частота варіанти x_i , $n_i^0 = np_i$ – теоретична частота варіанти x_i , n – обсяг вибірки, p_i – імовірність варіанти x_i , яка обчислюється за формулою:

$$p_i = \Phi\left(\frac{x_{i+1} - \bar{x}}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{x_i - \bar{x}}{\sigma}\right),$$

де $\Phi(x)$ – функція Лапласа.

За таблицями критичних точок розподілу χ^2 для рівня значущості α і числа ступенів вільності $k = m - 3$, (m – число груп в інтервальному статистичному розподілі) знаходимо критичну точку $\chi_{кр}^2$.

Порівнюємо χ_{cn}^2 з $\chi_{кр}^2$. Якщо $\chi_{cn}^2 < \chi_{кр}^2$, то дані спостережень узгоджуються з гіпотезою про нормальний розподіл генеральної сукупності коефіцієнта структурної атипії. В протилежному випадку – ні.

Алгоритм статистичного оцінювання коефіцієнта структурної атипії

1. Будуємо варіаційний ряд і статистичний розподіл вибірки.
2. Обчислюємо числові характеристики вибірки: вибіровку середню, середню геометричну, середню гармонійну, моду, медіану (1-5).
3. Знаходимо числові характеристики розсіювання: розмах варіації, дисперсію, середнє квадратичне відхилення, коефіцієнт варіації; асиметрію, ексцес, їх помилки.
4. Здійснюємо перевірку приналежності вибірових даних нормальному розподілу із визначеними параметрами за критеріями асиметрії й ексцесу, узгодженості Пірсона (χ^2).
5. Якщо статистичні дані не підпорядковуються нормальному розподілу, визначаємо вид розподілу.
6. Обчислюємо довірчі інтервали для дійсного середнього.

Експериментальні дослідження

Проведено експериментальне дослідження коефіцієнта структурної атипії, шляхом класифікації тренувальної вибірки ГЗ тканин епітеліального шару шийки матки із відомим класом зображення, обчислено показники чуливості та специфічності (табл. 1). При цьому використано БД обсягом

400 зображень.

Табл. 1. Коефіцієнт структурної атипії тканин

Класи зображень	Коефіцієнт структурної атипії	Чутливість	Специфічність
Важка дисплазія	0,54-0,67	0,96	0,93
Помірна дисплазія	0,42-0,49	0,93	0,92
Нормальна тканина	0,25-0,41	0,95	0,94

На основі експериментальних даних будуюмо варіаційний ряд, інтервальный статистичний розподіл вибірки дослідження коефіцієнта структурної атипії і основні статистичні показники (табл. 2).

Отримуємо візуалізацію досліджуваного процесу за допомогою гістограми частот (рис. 1).

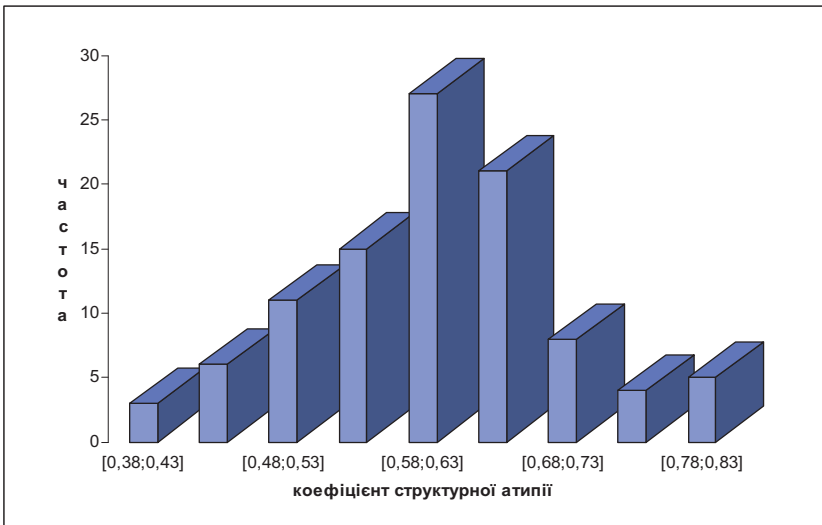


Рис.1. Гістограма розподілу коефіцієнта структурної атипії

За критерієм асиметрії й ексцесу, обчислюємо статистики $t_{A_s} = \frac{|A_s|}{\sigma_{A_s}}$

$$= 0,376, \quad t_{E_s} = \frac{|E_s|}{\sigma_{E_s}} = 0,994.$$

Чисельні значення критеріїв t_{A_s} і t_{E_s} не перевищують 3, що дає можливість стверджувати про відсутність відмінностей між емпіричним і теоретичним нормальними розподілами.

Отримуємо $\chi_{cn}^2 = 6,268$. За таблицями критичних точок розподілу χ^2 для рівня значущості $\alpha = 0,05$ і числа ступенів вільності $k = 6$, знаходимо

критичну точку $\chi_{кр}^2(0,05;6) = 12,59$.

Табл. 2. Основні статистичні показники

Статистичний показник	Норма	Важка дисплазія
Медіана	0,314	0,604
Мода	0,311	0,602
Вибіркова середня	0,317	0,607
Помилка вибіркової середньої	0,008	0,009
Середнє квадратичне відхилення	0,076	0,091
Помилка середнього квадратичного відхилення	0,005	0,006
Середня гармонійна	0,298	0,593
Середня геометрична	0,308	0,600
Розмах варіації	0,347	0,436
Максимальне значення	0,486	0,823
Мінімальне значення	0,139	0,387
Коефіцієнт варіації	0,239	0,149
Асиметрія, її помилка	0,091, 0,241	0,070, 0,241
Екссес, його помилка	-0,476, 0,478	0,083, 0,478

Оскільки $\chi_{сп}^2 < \chi_{кр}^2$, то ще раз переконаємося, що дані спостережень узгоджуються з гіпотезою про нормальний розподіл генеральної сукупності коефіцієнта структурної атипії.

Знаходимо межі середньої арифметичної генеральної (важка дисплазія) з імовірністю 0,9: $M_{ген} = 0,607 \pm 0,015$ (важка дисплазія).

Висновки

Гістологічні зображення запропоновано розглядати як клас асиметричних зображень. Здійснено оцінку коефіцієнта структурної атипії на основі визначення різниці між асиметричним і симетричним зображеннями. Проведено статистичне оброблення коефіцієнта структурної атипії на прикладі гістологічних зображень епітеліального шару шийки матки.

1. Струков А. И., Серов В. В. Патологическая анатомия: Учебник – М.: Медицина, 1995. – 455 с.
2. Автандилов Г. Г. Основы количественной паталлогической анатомии – М.: Медицина, 2002. – 240 с.
3. Bieri Monika, Wethmar Andre, Wey Norbert. Quantitative analysis of Alzheimer plaques in mice using virtual microscopy // 1st European Workshop on Tissue Imaging and Analysis. – 2009. – P. 23–29.
4. Струков А.И. Патологическая анатомия: Учебник / А.И. Струков, В.В. Серов:

Медицина, 1995. – 455 с.

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

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

7. Гланц С. Медико-биологическая статистика. Пер. с англ. – М.: Практика, 1998. – 459 с.

8. Гайдышев И. Анализ и обработка данных: специальный справочник – Спб: Питер, 2001. – 752 с.

Поступила 28.02.2013р.

УДК 621.3

Л.С.Сікора, д.т.н., проф, НУ «Львівська політехніка»,

Н.К.Лиса, к.т.н., ЦСД «ЕБТЕС»,

Ю.Г. Міюшкович, к.т.н., НУ «Львівська політехніка»,

Р.С. Марцишин, к.т.н., доц. НУ «Львівська політехніка»,

Б.Л. Якимчук, н.с., ЦСД «ЕБТЕС».

ІНФОРМАЦІЙНІ ТЕХНОЛОГІЇ ПОБУДОВИ ЛАЗЕРНИХ СИСТЕМ

Анотація. На підставі інформаційних і лазерних технологій розроблено метод синтезу систем для контролю концентрації домішок у воді.

Аннотация. На основании информационных и лазерных технологий разработан метод синтеза систем для контроля концентрации примесей в воде.

Abstract. Based on the information and laser technologies have developed a method of synthesis of systems for monitoring the concentration of impurities in the water.

Ключові слова. Лазер, інформаційна технологія, зондування.

Ключевые слова. Лазер, информационная технология, зондирование.

Keywords. Laser technology, information technology, probing.

Актуальність. Сучасний етап розвитку технологій виробництва електроенергії, переробки продукції на газо-нафтопереробних системах вимагає створення нових типів інтелектуальних інформаційних систем для контролю динаміки технологічних процесів в нормальних і граничних та аварійних режимах. Перспективним являються лазерні технології дистанційного зондування, як на підставі створення лазерних систем для оцінки різнорідних даних в процесі їх відбору від агрегатів і блоків технологічних систем.

Особливо важливим є забезпечення процесу відбору даних в граничних режимах функціонування енергоактивних агрегатів і блоків, їх обробки і оцінювання, класифікації з високим рівнем достовірності для виявлення