

УДК 630*23

С. В. БОЙКО¹

**СУЧАСНІ МЕТОДИЧНІ ПІДХОДИ ДО ВИВЧЕННЯ
ГОРИЗОНТАЛЬНОЇ СТРУКТУРИ ДЕРЕВОСТАНУ**

Український науково-дослідний інститут лісового господарства та агролісомеліорації ім. Г. М. Висоцького

Проаналізовано існуючі методичні підходи до визначення типу горизонтальної структури деревостанів, проведено їх класифікацію з виділенням найбільш перспективних сучасних напрямів.

Ключові слова: горизонтальна структура, статистичні методики, картографічні методики, тип розміщення, зразок випадкового розміщення.

Результати аналізу горизонтальної структури деревостану залежать від комплексу різних чинників, які іноді важко ідентифікувати та виразити у статистичних мірах. Складність процесу формування просторової структури деревостанів зумовлює значну різномірність методичних підходів до її аналізу.

Методики аналізу горизонтальної структури деревостану можна розподілити на картографічні і статистичні. Картографічні методики полягають у створенні детальних планів горизонтального розміщення дерев на площині з їх подальшою візуальною інтерпретацією. До недоліків цієї групи методик належать значний суб'єктивізм і велика трудомісткість. Динамічний розвиток статистичних методик аналізу просторової структури призводить до все більшого витіснення ними картографічних методик. Статистичні методики полягають у порівнянні емпіричного розміщення з вибраним теоретичним зразком.

Статистичні методики розподіляють на методики, які використовують детальну інформацію про положення дерев (координати пунктів розміщення стовбурів), і методики, що не використовують таких даних. Методики першої групи дають змогу отримати детальнішу інформацію про процеси формування горизонтальної структури, а методики другої групи є, натомість, менш трудомісткими та простішими в практичному застосуванні.

Методики, що не потребують детальної інформації про положення дерев, своєю чергою, можна розподілити на площинні та безплощинні (використовуються відстані між об'єктами). Площинні методики можна застосовувати лише на достатньо великих пробних площах, визначаючи кількість об'єктів (дерев) у межах проби, без урахування взаємних відстаней між ними. Тип розміщення дерев можна визначити після перевірки відповідності розміщення дерев на пробі зразку Пуасона (Poisson). Для такої перевірки існують індекси Лексіса (Leksis), Морісіті (Morisita) і Штейнхауза (Steinhaus). До площинних методик належить також запропонована П. Грейгом-Смітом (P. Greig-Smith), часто застосовувана в дослідженнях, методика прилеглих пробних квадратів. Результати, отримані при застосуванні цієї групи методик, залежать від величини пробної площі. На підставі підрахунку кількості об'єктів на все менших квадратах, виділених на пробній площі, можна зробити висновок про масштаб типу розміщення, однак такий спосіб визначення масштабу ставиться під сумнів деякими науковцями, зокрема П. Діггл (P. Diggle) [11].

Безплощинні методики, в яких використовуються відстані між об'єктами, передбачають вимірювання відстані від вибраного об'єкта або пункту до найближчого об'єкта – сусіда. До цієї групи належать: індекс Кларка-Іванса (Clark-Evans), індекс Доннеллі (Donnelly), Хопкінса (Hopkins), Пієлу (Pielou), Холгейта (Holgate), індекс перпендикулярних проб (T-square sampling) і ін. Спільним недоліком цих методик є неможливість установлення масштабу такого типу розміщення. Однією з найчастіше застосовуваних методик цієї групи є індекс Кларка-Іванса (Clark-Evans) в модифікації К. Доннеллі (Donnelly). Безплощинні методики придатні для швидкого оцінювання параметрів просторової структури деревостанів і є доволі ефективними.

¹ © С. В. Бойко, 2010

Сучасні методики аналізу горизонтальної структури деревостанів передбачають використання інформації про точне положення об'єктів на пробній площі та поєднують елементи обох методичних підходів – як площинного, так і безплощинного, використовуючи переваги кожного. Для верифікації отриманих результатів з метою збільшення вірогідності висновків про тип просторового розміщення дерев у деревостані рекомендується використовувати одночасно кілька методик аналізу.

До найчастіше використовуваних сучасних методик визначення типу горизонтальної структури деревостану належать аналіз типу розміщення дерев за допомогою функції Ріплі (Ripley's function), методика найближчого сусідства (Nearest neighbour analysis), індекс Кларка-Іванса (Clark-Evans) в модифікації Доннеллі (Donnelly), а також методика кутової міри (Angle index method).

Точний опис просторової структури деревостану, особливо горизонтальної, є доволі складним завданням [1, 6]. Багатовимірність змінності розміщення деревної рослинності, вплив зовнішніх і внутрішніх чинників та індивідуалістичність розміщення дерев різних видів ускладнюють інтерпретацію мозаїки рослинності [2].

Методика Ріплі (Ripley's method). Методика Ріплі є однією з найбільш популярних серед дослідників і найчастіше застосовується для аналізу горизонтальної структури деревостанів [3, 4, 6, 14, 16, 19, 21, 22, 24, 28, 30, 31]. Методика Ріплі базується на використанні функції Ріплі $K(t)$, за допомогою якої можна визначити, чи тип розміщення дерев відрізняється від зразка випадкового розміщення Пуасона, і в якому просторовому масштабі відбувається відхилення від зразка випадковості [6, 22]. Застосування функції Ріплі для аналізу горизонтальної структури деревостану передбачає репрезентацію положення дерева одною точкою. Рішення про те, яка саме точка репрезентуватиме положення дерева (наприклад, чи середина основи пня, чи середина перерізу на висоті грудей), може істотно впливати на результати аналізу [6, 9, 20]. Д. Сімберлофф [29] зазначає, що в деяких випадках для репрезентації дерева слід використовувати більше ніж один пункт і пропонує репрезентувати положення дерева на площині колами.

Підставою для виведення функції Ріплі є твердження, що очікуване значення $E[x]$ кількості об'єктів, що знаходяться на відстані, меншій або рівній t від довільного об'єкта, дорівнює добутку кількості об'єктів, що припадають на одиницю поверхні λ та невідомої функції $K(t)$:

$$E[x] = \lambda K(t) \quad (1)$$

Звідси:

$$K(t) = \lambda^{-1} E[x], \quad (2)$$

де: λ – кількість об'єктів на одиницю поверхні;

$E[x]$ – очікуване значення кількості об'єктів, що знаходяться на відстані не більшій, ніж t від довільного об'єкта;

t – відстань.

У випадку ідеально випадкового розміщення об'єктів функція $K(t)$ виражається формулою [26]:

$$K(t) = \pi t^2, \quad t > 0. \quad (3)$$

Для порівняння ідеального випадкового розміщення з розміщенням об'єктів на пробній площі необхідно визначити значення естиматора функції $K(t)$ [11]:

$$\hat{K}(t) = n^{-2} A \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}^{-1} I_t(u_{ij}), \quad i \neq j \quad (4)$$

де: n – кількість об'єктів на пробній площі,

u_{ij} – відстань між об'єктами i та j ;

w_{ij} – коефіцієнт корекції ефекту країв;

A – площа проби;

I_t – функція, яка набуває значення 0 (коли $U_{ij} > t$) або 1 (коли $U_{ij} \leq t$).

Значення функції I_t визначається за формулою:

$$\begin{cases} I_t = 1, & \text{коли } u_{ij} \leq t \\ I_t = 0, & \text{коли } u_{ij} > t \end{cases} \quad (5)$$

Графік, що представляє функцію $K(t)$ і її естиматор – $\hat{K}(t)$ для досліджуваного розміщення, дає змогу оцінити тенденції формування типу розміщення об'єктів залежно від просторового масштабу t . У практиці краще застосовувати модифікації функції $K(t)$ і $\hat{K}(t)$ – $L'(t)$ і $\hat{L}'(t)$, які легше інтерпретувати, тому що їх графіки відображаються лінією (горизонтальною прямою при ідеально випадковому розміщенні досліджуваних об'єктів). Якщо дерева розміщені на поверхні рівномірно, графік $\hat{L}'(t)$ знаходиться нижче лінії випадкового розміщення (Пуасона), якщо групами – графік функції $\hat{L}'(t)$ знаходиться вище гіпотетичної лінії випадковості [22]. Значення t , для якого відхилення є найбільшим, вважається просторовим масштабом, тобто інтервалом, для якого підтверджено такий тип розміщення.

$$\hat{L}'(t) = \sqrt{\frac{\hat{K}(t)}{\pi}} - t. \quad (6)$$

У випадку однорідних розміщень просторовий масштаб t , для якого спостерігається максимальне статистично істотне значення естиматора $\hat{L}'(t)$, визначає середню відстань між об'єктами у групах, яку часом інтерпретують, як промінь (радіус) груп [25].

Ефект країв полягає у помилковому встановленні значення функції Ріплі внаслідок необхідності врахування в розрахунках певної кількості об'єктів, розміщених поза межами пробної площі (тобто з невідомими координатами). Така ситуація виникає, коли розглядаємо об'єкти, розміщені на пробі, але близько до її країв. Щоб уникнути похибки при розрахунках, спричиненої ефектом країв, деякі науковці виділяють так звану буферну зону, застосовують методику троїдальної корекції [30] або коефіцієнтної корекції [22, 3], в якій значення коефіцієнта w_{ij} визначається незалежно для кожної пари об'єктів. Це значення залежить від взаємного положення об'єктів і від їх положення відносно країв проби. Розрахунки при такому виді корекції є вірними для значень t , що не перевищують половини довжини коротшої сторони прямокутної проби [16]. Однією з переваг методики коефіцієнтної корекції є можливість її застосування на пробах довільної форми. Однак цю методику можна застосовувати лише при ізотропічному розміщенні аналізованих об'єктів.

У випадку аналізу оточення з променем t навколо аналізованого об'єкта підставою корекції є визначення, яка частина периметру окружності, прилягаючої до досліджуваного об'єкта, лежить поза межами проби. Чим більша частина окружності опиниться поза межами пробної площі, тим більшою є ймовірність, що в оточенні досліджуваного об'єкта знайдуться інші об'єкти, розміщені поза пробною. При ізотропічному розміщенні істотно впливає лише довжина окружності, а при анізотропічному розміщенні ймовірність виявити інший об'єкт залежить не лише від довжини окружності, але й від географічного розміщення фрагмента параметра аналізованої окружності, який лежить поза межами проби. Коефіцієнтна корекція не може врахувати цієї різниці й дає таку саму поправку, незалежно від географічного положення, а значення естиматора функції Ріплі буде внаслідок цього обтяжене похибкою (3).

Саме розміщення кривої $\hat{L}'(t)$ ще не є достатньою підставою для оцінки статистичної істотності відхилення від випадкового зразка в досліджуваному розміщенні [6]. Для оцінювання статистичної істотності необхідно визначити для кривої $\hat{L}'(t)$ відповідні довірчі інтервали. Перетин кривою $\hat{L}'(t)$ таких інтервалів свідчатиме про статистичну істотність виявленої не випадковості розміщення об'єктів. Визначення довірчих інтервалів може відбуватися двома способами:

- прийняття сталих довірчих інтервалів на підставі відповідних формул;
- визначення довірчих інтервалів за методикою Монте Карло (Monte Carlo).

Істотною перевагою функції $K(t)$ є можливість аналізу структури деревостану в багатьох просторових масштабах одночасно. Водночас використання цієї переваги вимагає скрупульозного тестування статистичної істотності отриманих результатів.

Унаслідок великої змінності значень естиматора функції Ріплі, що спостерігається в більших просторових масштабах, довірчі інтервали для випадкових розміщень є виразно ширшими, ніж для менших масштабів. У випадку незначного відхилення естиматора (t) для досліджуваного розміщення за межі довірчих інтервалів, глобальний тест може не підтвердити істотності відхилення, якщо воно не перевищує ширини інтервалів для більших просторових масштабів.

Для остаточного вирішення питання, чи досліджуване розміщення є не випадковим у вибраному інтервалі просторового масштабу, необхідно провести тест Монте Карло з урахуванням значень естиматора функції Ріплі в цілому досліджуваному інтервалі просторових масштабів. Один з тестів істотності запропонував Б. Ріплі [27]. Він базується на тесті Колмогорова-Смірнова, основою якого є трансформована функція:

$$L_m = \sup_{1 \leq t \leq t_{\max}} \left| \sqrt{\frac{\hat{K}(t)}{\pi}} - t \right| = \sup_{1 \leq t \leq t_{\max}} |\hat{L}(t)| \quad (7)$$

Визначення L_m відбувається шляхом порівняння емпіричних значень естиматора з теоретичним значенням і встановлення найбільшої різниці між ними. Оскільки для випадкових розміщень $L(t) = 0$, то значення цього показника відповідає найбільшому абсолютному значенню естиматора, констатованому для досліджуваного інтервалу просторових масштабів. При критичному значенні $m = 5$ при виконанні 99 імітацій, коли значення L_{m1} знаходиться серед 5 найбільших значень статистики L_m , можна стверджувати, що досліджуване розміщення не є випадковим у цьому інтервалі просторового масштабу. Рівень істотності тесту визначається за формулою $\alpha = m/(1+s)$ і в наведеному прикладі становить 5 %. П. Діггле [10] вважає, що цей тест істотності є придатним лише для невеликих просторових масштабів.

Методика Ріплі є універсальним інструментом для досліджень, придатним не лише для встановлення типу розміщення об'єктів однієї категорії, але також для дослідження взаємного впливу різних категорій об'єктів, наприклад, дерев намету і підросту, дерев різних видів (двохфакторний аналіз).

Індекс Кларка-Іванса (Clark-Evans) в модифікації Доннеллі (Donnelly). В оригінальній версії методики, описаної Кларком і Івансом [8], передбачається визначення індексу нерівномірності просторового розміщення об'єктів (R) за формулою:

$$R = \frac{\bar{r}_E}{\bar{r}_A}, \quad (12)$$

де:

$\bar{r}_A$ – середнє значення відстані від певної кількості випадково вибраних об'єктів до їх найближчих сусідів,

$\bar{r}_E$ – значення очікуваної середньої відстані випадково вибраних об'єктів до їх найближчих сусідів при випадковому типі розміщення об'єктів.

Значення $\bar{r}_E$ є функцією густоти об'єктів ρ в досліджуваному розміщенні, тобто кількості об'єктів, що припадають на одиницю поверхні:

$$\bar{r}_E = \frac{1}{2\sqrt{\rho}}. \quad (13)$$

У випадку ідеально групового розміщення об'єктів (усі об'єкти знаходяться в одному пункті) індекс R набуває значення "нуль". Для ідеально рівномірного розміщення об'єктів

(усі об'єкти розміщені квадратно-гніздовим способом) індекс R набуває значення 2,1491. За випадкового розміщення об'єктів R наближується до одиниці. З метою перевірки, чи аналізоване розміщення істотно відрізняється від випадкового ($\tilde{r}_A$ істотно відрізняється від $\tilde{r}_E$), визначається значення стандартизованої змінної c ,

$$c = \frac{\tilde{r}_A - \tilde{r}_E}{\sigma_{\tilde{r}_E}}, \quad (14)$$

де:

$\sigma_{\tilde{r}_E}$ – стандартна похибка середньої відстані від даних об'єктів до їх найближчих сусідів у популяції об'єктів з випадковим типом розміщення.

Значення цієї похибки визначається за формулою [8]:

$$\sigma_{\tilde{r}_E} = \sqrt{\frac{(4 - \pi)}{(4\pi\rho N)}} = \frac{0,26136}{\sqrt{(\rho N)}}, \quad (15)$$

де:

N – кількість вимірних відстаней від даних об'єктів до їх найближчих сусідів.

Методика Кларка і Іванса в оригінальній версії містить недоліки, які негативно впливають її ефективність [13, 27]. Оригінальна версія цієї методики не дає змоги провести корекцію ефекту країв. Іншим недоліком оригінальної методики Кларка і Іванса є те, що вимірювання відстаней до найближчого сусіда для все більшої кількості об'єктів може призвести до втрати незалежності вимірюваних відстаней.

Модифікація методики Кларка і Іванса запропонована Доннеллі [13] й передбачає використання інформації про відстані до найближчих сусідів, що визначаються для всіх об'єктів, які знаходяться на пробі. Доннеллі в алгоритмі розрахунків урахував також корекцію похибки, пов'язаної з ефектом країв. У випадку, якщо об'єкт, найближчий до досліджуваного об'єкта, знаходиться поза межами проби, відстань до найближчого сусіда для уникнення ефекту країв визначається не на підставі цього об'єкта, але іншого, хоч і більшою мірою віддаленого від нього, але розміщеного в межах проби.

Використання методики Кларка і Іванса в модифікації Доннеллі можливе лише на пробах правильної геометричної форми (квадрат, коло, прямокутник з невеликим співвідношенням розмірів сторін). Методику можна застосовувати при кількості об'єктів на пробі понад 7.

На відміну від оригінальної методики Кларка і Іванса, модифікація Доннеллі базується не на середній відстані від цих об'єктів до їх найближчих сусідів, але на сумі цих відстаней T . Для розрахунку параметра T треба визначити для кожного об'єкта його найближчого сусіда, відстань між цим об'єктом і його найближчим сусідом і додати отримані відстані для всіх об'єктів на пробі. Це можна виразити такою формулою:

$$T = \sum_{i=1}^n \min u(o_i, o_j), j \neq i \quad (16)$$

де:

$u(o_i, o_j)$ – відстань між об'єктами o_i і o_j ,

n – кількість об'єктів на пробі.

Значення суми відстаней від об'єктів до найближчих сусідів $E(T)$ при ідеально випадковому їх розміщенні при такій самій густоті, як у досліджуваному розміщенні, з урахуванням корекції ефекту країв визначається за формулою [13]:

$$E(T) = 0,5 \sqrt{(nA)} + \left(0,051368 + \frac{0,041}{\sqrt{n}} \right) L, \quad (17)$$

де: n – кількість об'єктів на пробі, A – площа проби, L – периметр проби.

Відношення T до $E(T)$ може бути використане для визначення типу розміщення об'єктів на пробі:

$$D = \frac{T}{E(T)}. \quad (18)$$

Якщо $D \neq 1$, можна стверджувати невідповідність досліджуваного розміщення випадковому зразку. Доннеллі [13] запропонував також тест істотності отриманих результатів, що базується на стандартизованій змінній z :

$$z = \frac{T - E(T)}{\sqrt{\text{var } T}}, \quad (19)$$

$$\text{де: } \text{var } T = 0,0703A + 0,037L \sqrt{\frac{A}{n}}. \quad (20)$$

При $-1,96 \leq z \leq 1,96$ немає підстав відкидати гіпотезу про випадковість досліджуваного розміщення, незважаючи на значення індексу D .

Методика найближчого сусідства. Методика найближчого сусідства (nearest neighbour method) з використанням функції $G(t)$ [11, 21] принципово відрізняється від методики Ріплі тим, що функція $K(t)$ Ріплі визначається для всіх пар пунктів, віддалених один від одного на певну відстань, а в методиці найближчого сусідства розглядаються лише відстані від даного об'єкту до найближчого сусіда, тому досліджуваний інтервал (просторовий масштаб) є меншим [21]. Ці дві методики не завжди дають однакові результати в тому самому масштабі [12].

Порівняння емпіричного розподілу значень функції $G(t)$ з випадковим розміщенням, визначеним довірчими інтервалами, розрахованими за методикою Монте Карло, відбувається так само, як і у випадку функції $K(t)$. Подібним способом розв'язано також проблему ефекту країв шляхом встановлення значення естиматора функції $G(t) - \hat{G}(t)$

$$\hat{G}(t) = n^{-1} \sum_{d_i < t} 1 \quad (21)$$

де n – кількість пунктів на пробі, d_i – відстань досліджуваного об'єкта до найближчого іншого об'єкта на пробі, а t – відстань, для якої шукаємо "найближчих сусідів".

Ідеально випадкове розміщення для теоретичної функції $G(t)$ визначається за формулою:

$$G(t) = 1 - \exp(-\pi \lambda t^2) \quad (22)$$

де λ – кількість об'єктів на пробі.

Ця методика є розширеним варіантом тесту, що базується на індексі Кларка і Іванса [11, 21], вираженому відношенням фактичної середньої "найближчої відстані" між об'єктами на пробі до очікуваної відстані при випадковому типі розміщення. Методика найближчого сусідства не має вад, характерних для зазначеного індексу стосовно неврахування ефекту країв і відсутності незалежності відстаней між найближчими сусідами на пробі [12]. З цієї причини методику інколи називають "refined nearest neighbour method" [21]. Якщо на графіку, що ілюструє розміщення функції $G(t)$, її значення для певної відстані знаходяться вище модельованих інтервалів значень для випадкового розміщення, то це означає, що в емпіричному розподілі більше пар об'єктів віддалених один від одного на дану відстань, ніж в теоретичному випадковому розподілі, тобто можна стверджувати груповий тип розміщення об'єктів. Якщо значення функції для даної відстані до найближчого сусіда лежить нижче довірчого інтервалу, це свідчить про меншу кількість об'єктів, розміщених на такій відстані, ніж у теоретичному випадковому розподілі. В такому випадку тип розміщення є рівномірним.

Методика найближчого сусідства особливо придатна для дослідження зразка розміщення об'єктів у невеликому масштабі.

Кутовий індекс (Angle index). Кутовий індекс усе частіше застосовують для оцінювання візрця розміщення дерев у деревостанах [7, 15, 17, 18]. Аналіз зразка розміщення дерев за

кутовим індексом W_i [15] дає змогу кількісно визначити частку дерев, що репрезентують різні типи розміщення в невеликому (1 – 15 м) просторовому масштабі. Завдяки цьому є можливим, наприклад визначення, яка частина дерев у деревостані утворює групи, а яка розміщена рівномірно або випадково.

Кутовий індекс W_i описує спосіб розміщення сусідніх по відношенню до даного дерева дерев на підставі кутів між ними. У випадку врахування n найближчих сусідів очікуване значення кута між двома сусідніми деревами становить $360^\circ/n$. Наприклад, у випадку чотирьох сусідів $360^\circ/4=90^\circ$. Цей кут називають стандартним кутом α_0 (рис. 2).



Рис. 2 – Стандартний кут

Кутовий індекс визначається як частка тих кутів α , які є меншими, ніж теоретичне стандартне значення α_0 :

$$W_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n z_j \quad (23)$$

$Z_j = 1$, коли j -тий кут є меншим або рівний куту α_0 , $Z_j = 0$ у протилежному випадку.

Розподіл значень W_i дає змогу оцінити зразок розміщення дерев у деревостані. У випадку, коли $n = 4$, W_i може набувати одне з 5 значень (табл. 1).

Таблиця 1

Середнє значення ($\bar{W}$) кутового індексу, як підстава для визначення типу розміщення дерев

0	жоден із кутів α не є меншим, ніж α_0 , тобто всі чотири кути α дорівнюють α_0 (дерева розміщені дуже рівномірно)	 $\alpha = \alpha_0$ $W_i = 0$
0,25	один з кутів α є меншим від α_0 (дерева розміщені рівномірно)	 $\alpha < \alpha_0$ $W_i = 0,25$
0,5	два з кутів α є меншими від α_0 (дерева розміщені випадково)	 $\alpha < \alpha_0$ $W_i = 0,5$
0,75	три з кутів α є меншими від α_0 (дерева розміщені нерегулярно, наближено до групового розміщення)	 $\alpha < \alpha_0$ $W_i = 0,75$
1	всі чотири кути α є меншими від α_0 (дерева розміщені дуже нерегулярно, групами)	 $\alpha < \alpha_0$ $W_i = 1,00$

При визначенні кутового індексу не враховуються дерева, розміщені у буферній зоні поблизу меж проби. Можливі три типи розподілу значень W_i , що відповідають випадковому, рівномірному та груповому типам розміщення. Граничним значенням, що дає змогу відрізнити випадкове розміщення від групового, є значення $\bar{W} = 0,6$ [24]. Тобто, якщо значення $\bar{W} > 0,6$, то можна стверджувати, що розміщення є груповим. Граничним

значенням, що відділяє випадкове розміщення від рівномірного розміщення, є значення $\bar{W} = 0,5$. Якщо $\bar{W} < 0,5$, то можна стверджувати, що розміщення є рівномірним [24].

Висновки. Складність процесу формування розміщення дерев в деревостані спричиняє значну різноманітність методичних підходів до аналізу горизонтальної структури. Як площинні так і без площинні методики мають свої переваги і недоліки і не є досконалими. Застосування сучасних методик аналізу типу горизонтальної структури, що поєднують елементи як площинного, так і безплощинного аналізу, є найбільш ефективним при визначенні основних закономірностей формування горизонтальної структури деревостанів. Згадані методики передбачають картування положення об'єктів на пробній площі (тобто встановлення їх точних координат) і тому вимагають значних затрат праці на етапі збору даних, але отримані за їх допомогою результати мають високу вірогідність і відкривають широкі можливості для подальшої інтерпретації.

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. Лебков В. Ф. Пространственная структура сложных лесов. – М.: АН СССР. Лаборатория лесовед. – 1987. – 199 с.
2. Миркин Б. М. Теоретические основы современной фитоценологии. – М.: Наука, 1985. – 135 с.
3. Bolibok L. Analiza prawidłowości przestrzennego rozmieszczenia drzew w drzewostanach naturalnych Białowieckiego Parku Narodowego : Praca doktorska, SGGW. – Warszawa, 2001. – S. 1 – 107.
4. Bolibok L. Dynamika struktury przestrzennej drzewostanów naturalnych w oddziale 319 BPN - czy biogrupy drzew są powszechne i trwałe w nizinym lesie naturalnym? // Sylwan. – 2003. – No 1. – S. 12 – 23.
5. Bolibok L. Stosowanie funkcji Ripleya do badania anizotropicznych rozmieszczeń drzew // Leśne Prace Badawcze. – 2008. – Vol. 69, No2. – S. 143 – 153.
6. Bolibok L. Metoda Monte Carlo w badaniu istotności wyników funkcji Ripleya, czyli jak się ustrzec fałszywego stwierdzenia nielosowości struktury przestrzennej drzewostanu. Leśne Prace Badawcze. – 2009. – Vol. 70, No 1. – S. 59 – 67.
7. Brzeziecki B. Biogrupy drzew w lesie naturalnym: czy prof. Włoczewski miał rację? // Sylwan. – 2004. – No 7. – S. 3 – 10.
8. Clark P. J., Evans F. C. Distance to nearest neighbor as a measure of spatial relationships in populations. Ecology. – 1954. – Vol. 35. – P. 445 – 453.
9. Cox G. W. Nearest-neighbor relationships of overlapping circles and the dispersion pattern of desert shrubs // J. Ecol. – 1987. – Vol. 75. – P. 193 – 199.
10. Diggle P. J. One parameter estimation and goodness of fit testing for spatial point pattern // Biometrics. – 1979. – Vol. 35. – P. 87 – 101.
11. Diggle P. J. The statistical analysis of spatial point patterns. – London: Academic Press, 1983. – 148 pp.
12. Dixon Ph. M. Nearest Neighbor Methods. Джерело: <http://www.stat.iastate.edu/preprint/articles/2001-19.pdf>
13. Donnelly K. P. Simulations to determine the variance and edge effect of total nearest neighbor distance // Simulation studies in archeology / I. R. Holder (ed.). – London : Cambridge Press, 1978. – P. 91 – 95.
14. Fajardo A., Goodburn J.M., Graham J. Spatial patterns of regeneration in managed forests of western Montana, USA // For. Ecol. Manag. – 2006. – Vol. 223. – P. 255 – 266.
15. Gadow K., Hui G., Chen B. W., Albert M. Beziehungen zwischen Winkelmaß und Baumabständen. // Forstw. Clb. – 2003. – B. 122. – S. 127 – 137.
16. Haase P. Spatial pattern analysis in ecology based on Ripley's K-function: Introduction and methods of edge correction // J. Veg. Sci. – 1995. – Vol. 6. – P. 575 – 582.
17. Hui G., Albert M., Chen B. Reproduktion der Baumverteilung im Bestand unter Verwendung des Strukturparameters Winkelmaß // Allg. Forst-u. Jagdztg. – 2003. – B. 174. – S. 5–6.
18. Hui G., Hu Y., Xu H. Beziehungen zwischen Baumdimensionen und kleinräumiger Strukturvielfalt in einem Mischwald in Nordostchina // Allg. Forst-u. Jagdztg. – 2006. – B. 177, No 10/11). – S. 199–205.
19. Koukoulas S., Blackburn G. A. Spatial relationships between tree species and gap characteristics in broad-leaved deciduous woodland // J. of Vegetation Science. – 2005. – No 16. – P. 587–596.
20. Laessle A. M. Spacing and competition in natural stands of sand pine // Ecology. – 1965. – Vol. 46. – P. 65 – 72.
21. Moeur M. Characterizing spatial patterns of trees using stem-mapped data // Forest Science. – 1993 – Vol. 39. – P. 756 – 775.
22. Moeur M. Spatial models of competition and gap dynamics in old-growth tsuga heterophylla (*Tsuga plicata*) forest // For. Ecol. Manag. – 1997. – Vol. 94. – P. 175–186.

23. Motta R., Edouard J. L. Stand structure and dynamics in a mixed and multilayered forest in the Uper Susa Valley, Piedmont, Italy // Canadian J. of Forestry Research. – 2005. – Vol. 35. – P. 21 – 36.
24. Nagel J. Konzeptionelle Überlegungen zum schrittweisen Aufbau eines waldbachstumskundlichen Simulationsystems für Nordwestdeutschland. Schriften aus der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen und der Nieders // Forstl. Versuchsanstalt. – Frankfurt a. M. : J. D. Sauerländer's Verlag. – 1999. – Band 128. – 122 s.
25. Rebertus A. J., Williamson G. B., Moser E. B. Fire-induced changes in *Quercus laevis* spatial pattern in Florida sand hills // J. Ecol. – 1989 – Vol. 77. – P. 638 – 650.
26. Ripley B. D. Modelling spatial pattern // J. R. Stat. Soc. – 1977. – B., No 39. – P. 172 – 212.
27. Ripley B. D. Tests of "randomness" for spatial point patterns // J. Roy. Stat. Soc. – 1979. – Vol. 41. – P. 368 – 374.
28. Rouvinen S., Kuuluvainen T., Siitonen J. Tree Mortality in *Pinus sylvestris* Dominated Boreal Forest Landscape in Vienansalo Wilderness, Eastern Fennoscandia // Silva Fennica. – 2002. – Vol. 36, No 1. – P. 127 – 145.
29. Simberloff D. Nearest neighbor assessment of spatial configurations of circles rather than points // Ecology. – 1979. – Vol. 60. – P. 679 – 685.
30. Szwagrzyk J., Ptak J. Analizy struktury przestrzennej populacji i zbiorowisk oparte na znajomości rozmieszczenia osobników // Wiadomości Ekologiczne. – 1991. – No(37) 2. – S. 107 – 124.
31. Tomppo E. Models and methods for analysing spatial pattern of trees // Communicationes Instituti Forestalis Fenniae. – Helsinki, 1986. – № 138. – P. 1 – 64.

Boiko S. V.

METHODICAL APPROACH TO SPATIAL PATTERN ANALYSIS OF FOREST STAND

Ukrainian Research Institute of Forestry and Forest Melioration named after G. M. Vysotsky

Existing methodological approaches to determining the types of spatial pattern of forest stands were investigated, classified with identifying the most perspective modern methods for analysis of the horizontal spatial structure.

Key words: horizontal spatial pattern, statistical methods, map-basic methods, Poisson distribution.

Бойко С. В.

МЕТОДИЧЕСКИЕ ПОДХОДЫ К ОПРЕДЕЛЕНИЮ ТИПА ГОРИЗОНТАЛЬНОЙ СТРУКТУРЫ ДРЕВОСТОЯ

Украинский научно-исследовательский институт лесного хозяйства и агролесомелиорации им. Г. Н. Высоцкого

Рассмотрены существующие методические подходы к определению типа горизонтальной структуры древостоев, проведена их классификация с выделением наиболее перспективных современных направлений анализа горизонтальной пространственной структуры.

Ключевые слова: горизонтальная структура, статистические методики, картографические методики, тип размещения, образец случайного размещения.

Одержано редколегією 19.03.2010 р.