

ВИКОРИСТАННЯ КЛАСТЕРНОГО АНАЛІЗУ ДЛЯ ВИДІЛЕННЯ ЕКСПОЗИЦІЙНО-ОРОГРАФІЧНИХ ГРУП ЯЛИНОВИХ ДЕРЕВОСТАНІВ УКРАЇНСЬКИХ КАРПАТ

© Гриник Г., 2017

Наведено теоретичні основи та методичні підходи щодо кластерного аналізу гірських ялинових деревостанів Українських Карпат у групі із врахуванням експозиційно-орографічних характеристик місць їх розташування та типів лісорослинних умов. За результатами досліджень комплексного впливу груп типів лісорослинних умов та експозиційно-орографічних характеристик схилів проаналізовано особливості росту та встановлено тенденції й закономірності динаміки основних таксаційних показників гірських ялиників Українських Карпат. На основі математико-статистичного аналізу таксаційних показників поділено досліджувані деревостани на виділені експозиційно-орографічні групи в типах лісорослинних умов C_2 - C_3 і D_2 - D_3 та розроблено й представлено їх графічну інтерпретацію.

Ключові слова: кластер, математико-статистичний аналіз, гірські ялиники, експозиційно-орографічні групи, продуктивність.

Theoretical framework and methodological approaches to clustering mountain spruce stands Ukrainian Carpathians in the group with regard exposition-orographic characteristics include their location and types of site conditions. According to the research groups of the combined effect types site conditions and exposition-orographic characteristics slopes the peculiarities of growth and established trends and patterns of the dynamics of the main assessments indicators of mountain spruce forests stands of Ukrainian Carpathians. Based on mathematical and statistical analysis assessments indexes performed division investigated stands the allocated performance orographic-exposition groups of the types of site conditions C_2 - C_3 and D_2 - D_3 and developed and presented their graphic interpretation.

Key words: cluster, mathematic and statistic analysis, mountain spruce forest stands, exposition-orographic groups, productivity.

Вступ

Одним з нагальних питань у галузі інформаційних технологій, яке стоїть перед практиками українського лісовпорядкування, є підтримка та актуалізація повидільних баз даних деревостанів головних лісотвірних порід України як ефективного інструментарію реалізації системи безперервного лісовпорядкування. Впродовж останніх років в Україні проводяться системні наукові та практичні дослідження цієї проблеми, однак все ж таки вони потребують подальшої реалізації з удосконаленням методичних підходів [9, 12, 13]. Моделювання таксаційних показників модальних деревостанів потребує чіткого їх розподілу на статистично обґрунтовані однорідні структурні елементи, що надалі дасть змогу розробити достовірніші моделі для прогнозування їхнього росту та розвитку.

Незважаючи на те, що на ріст та розвиток деревостанів впливає цілий комплекс таксаційних та лісівничих показників, які використовують у практиці лісовпорядкування, науковці часто беруть до уваги тільки їхні окремі складові, що часто не дає змоги достовірно класифікувати та групувати вихідні дані. Переважно у таксаційній площині дослідження ґрунтувалися на поділі за складом на групи чистих та змішаних за складом деревостанів [10, 11] та розроблення для виокремлених груп нормативно-

довідкових матеріалів. Водночас розроблення таких нормативів для модальних гірських ялинових деревостанів потребує глибшого розуміння процесу формування таких деревостанів.

Дослідження особливостей росту в межах типів лісорослинних умов у різних висотних діапазонах із врахуванням експозицій і стрімкості схилів для гірських деревостанів, зважаючи на динаміку основних таксаційних показників, довело необхідність їхнього поділу на відповідні експозиційно-орографічні групи (ЕОГ) [2, 3, 6–8]. Поділ гірських лісів лише за принципом висотної поясності або за типами лісорослинних умов не дає змоги прогнозувати процеси росту гірських лісів, тому запропонований комплексний підхід до вирішення цієї проблеми сприятиме істотному підвищенню точності прогнозування та, відповідно, плануванню заходів підвищення їхньої продуктивності.

Мета дослідження – групування модальних гірських ялинових деревостанів Українських Карпат на основі кластеризації за особливостями росту і продуктивності з комплексним урахуванням типів лісорослинних умов та експозиційно-орографічних характеристик рельєфу місць розташування деревостанів.

Завданням дослідження було: дослідити особливості динаміки таксаційних показників гірських деревостанів залежно від характеристик рельєфу місцевості у межах груп типів лісорослинних умов; встановити істотність сукупного впливу типів лісорослинних умов та експозиційно-орографічних характеристик рельєфу на таксаційні ознаки досліджуваних деревостанів; обґрунтувати методологічні засади та розробити принципи групування ялинових деревостанів з урахуванням типів лісорослинних умов і характеристик схилів.

Об'єкт дослідження – кластеризовані групи ялинових гірських деревостанів у відповідних типах лісорослинних умов на схилах із визначеними експозиційно-орографічними характеристиками.

Методи дослідження. Теоретичні, методичні та експериментальні дослідження проведено на засадах системного підходу з використанням методик, адаптованих до сучасних інформаційних технологій та комп'ютерної техніки. Використано різноманітні лісівничі, таксаційні, біометричні методи досліджень, зокрема перелікової таксації, порівняльної екології, а також математичної статистики та математичного моделювання [2, 4, 7].

Результати дослідження

До складу Державного лісового фонду у гірських умовах Українських Карпат належать деревостани, розташовані на території Закарпатської, Івано-Франківської, Львівської та Чернівецької областей. Площа досліджуваних ялиників становить 397818,6 га із загальним запасом 142691,22 тис. м³ деревини. На типологічній основі з урахуванням експозиційно-орографічних характеристик рельєфу місць розташування деревостанів проаналізовано таксаційні показники для деревостанів з домінуванням ялини європейської загалом для 83734 виділів (на основі повидільної бази даних ВО “Укрдержліспроєкт”, актуальної станом на 01.01.2004 р.). Здійснено стратифікацію дослідного матеріалу з урахуванням експозиційно-орографічних характеристик рельєфу, зокрема зважаючи на істотність впливу рельєфу на ріст досліджуваних деревостанів, здійснено їх поділ за висотними діапазонами, експозиціями та стрімкостями схилів у межах ТЛУ С₂–С₃ та ТЛУ D₂–D₃ [7]. Групування деревостанів здійснено у типах лісорослинних умов (ТЛУ) С₂–С₃ та в ТЛУ D₂–D₃ у межах груп віку та за належністю місць розташування деревостанів до висотного діапазону (ВД): від 300 до 800 м н.р.м, від 801 до 1099 м н.р.м., та від 1100 до 1600 м н.р.м; за експозиціями схилів: східні (Сх.), південно-східні (Пд.-Сх.), південні (Пд.), південно-західні (Пд.-Зх.), західні (Зх.), північно-західні (Пн.-Зх.), північні (Пн.) та північно-східні (Пн.-Сх.); за стрімкістю схилів: від 0 до 10 °, від 11 до 25 °, від 26 до 50 ° [4–6].

Деревостани згруповано у відповідні початкові або вихідні підгрупи для подальшого введення до укрупнених експозиційно-орографічних груп, які характеризуються однаковими або близькими особливостями динаміки таксаційних показників деревостанів досліджуваних порід, які з метою об'єднання було піддано кластерному аналізу з подальшим опрацюванням методами математичної статистики. Зокрема з використанням *t*-критерію Стьюдента оцінено різницю між

середніми значеннями окремих вибірок на p -рівні, який являє собою оцінену міру впевненості у вірності статистичного значення. Наступним кроком було порівняння показників варіації вибірок із використанням t -критерію Стьюдента* та F -критерію Фішера для підтвердження нульової гіпотези щодо різниці вибірок утворених ЕОГ деревостанів.

Для аналізу використано метод деревоподібної кластеризації, який застосовують під час формування кластерів відмінності або відстаней між об'єктами. Найбільш прямий шлях обчислення відстаней між об'єктами в багатовимірному просторі полягає в обчисленні евклідових відстаней (та їхніх квадратів). Необхідно зауважити, що евклідову відстань (та її квадрат) обчислюють за початковими, а не за стандартизованими (вирівняними) даними. Евклідову відстань розраховують як просту геометричну відстань у багатовимірному просторі за формулою

$$\text{відстань}(x, y) = \sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - y_i)^2}. \quad (1)$$

Як правило об'єднання використано метод Варда, в якому застосовують дисперсійний аналіз для оцінювання відстані між кластерами. Цей метод мінімізує суму квадратів різниці значень показника для будь-яких двох кластерів, які можна сформувати на кожному кроці. Кластеризацію здійснено за середньою висотою, діаметром та запасом деревостанів.

Для ялиників у ТЛЮ С₂–С₃ за результатами кластеризації за середніми значеннями висоти, діаметра та запасу утворено два кластери (див. рис. 1), а в ТЛЮ D₂–D₃ – три кластери (див. рис. 2). У цьому випадку для груп кластерів за висотою відстань між I та II групами становить 74,84 одиниці, між II та III групами – 71,87 одиниці, а між I та III групами – 144,71 одиниці.

Для статистичного обґрунтування утворених груп кластерів за висотою, діаметром та запасом у межах виділених груп типів лісорослинних умов здійснено біометричний аналіз даних, на основі якого буде прийнято або заперечено гіпотезу щодо об'єднання в експозиційно-орографічні групи гірських деревостанів досліджуваних порід із врахуванням висотних діапазонів, експозицій та стрімкостей схилів, на яких їх розташовано.

Для перевірки різниці між середніми значеннями окремих вибірок, утворених за результатами кластерного аналізу, на p -рівні використано t -критерій Стьюдента. Для цього, порівнюючи середньоарифметичні \bar{x}_1 та \bar{x}_2 кореляційно не пов'язаних одна з однією (незалежних) вибірок, взятих із різних сукупностей, вважаємо, що різниця між ними: $\bar{x}_1 - \bar{x}_2 = d$ виникла випадково. При нерівновеликих вибірках, коли $n_1 \neq n_2$ (n – кількість дослідів або варіант) помилку різниці між вибірковими середніми (s_d) визначають за формулою

$$s_d = \sqrt{\frac{\sum (x_i - \bar{x}_1)^2 + \sum (x_i - \bar{x}_2)^2}{n_1 + n_2 - 2} \cdot \left(\frac{n_1 + n_2}{n_1 n_2} \right)},$$

приймаючи, що $s_1^2 = \sum (x_i - \bar{x}_1)^2$ та $s_2^2 = \sum (x_i - \bar{x}_2)^2$, отримаємо:

$$s_d = \sqrt{\frac{s_1^2 + s_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \cdot \left(\frac{n_1 + n_2}{n_1 n_2} \right)}. \quad (2)$$

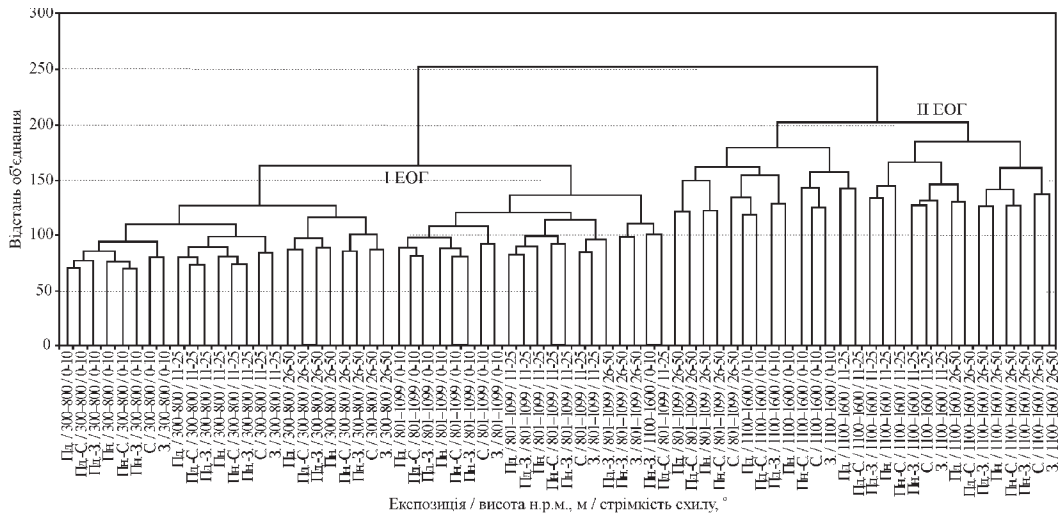
Значення t -критерію для такого випадку визначають за формулою

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{s_d} = \frac{d}{s_d}. \quad (3)$$

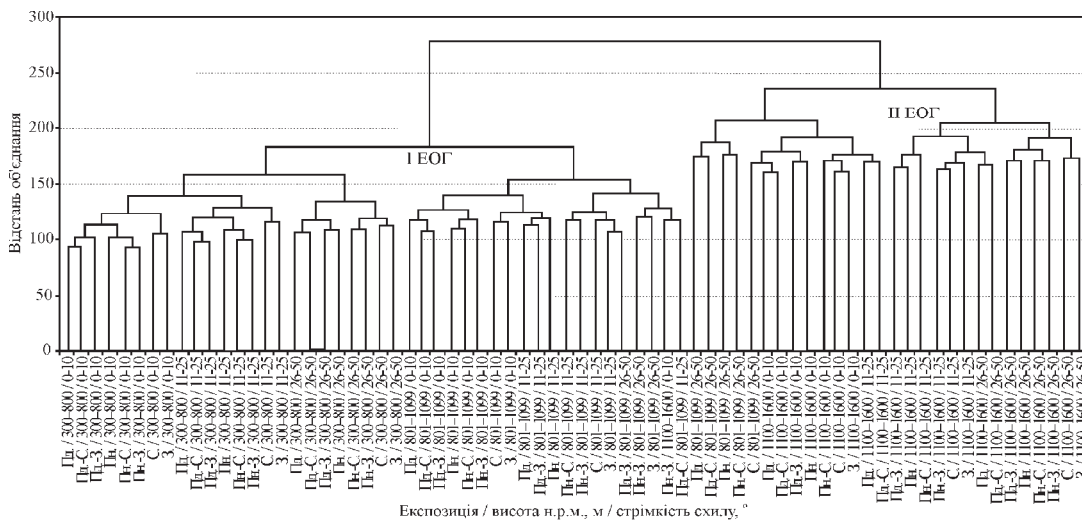
Нульова гіпотеза спростовується, якщо $t_{\phi} \geq t_{st}$ [12].

При порівнянні показників варіації використано t -критерій Стьюдента та F -критерій Фішера.

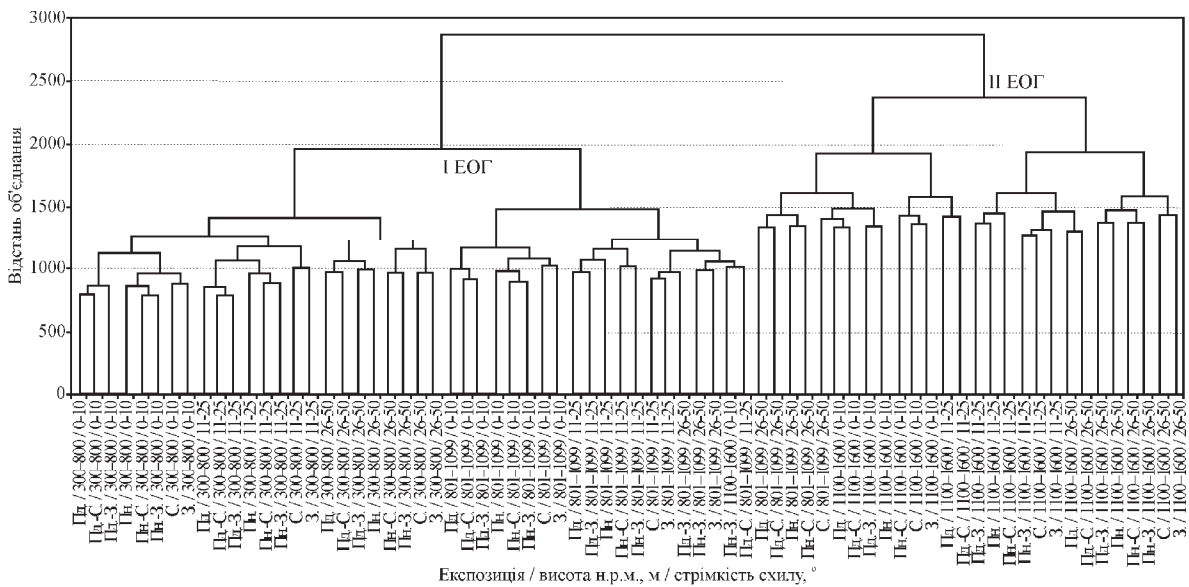
Як відомо, нульова гіпотеза ґрунтується на припущенні щодо рівності параметрів μ_1 і μ_2 та їх стандартних відхилень σ_1 і σ_2 генеральних сукупностей, з яких узято вибірки, які порівнюють. Отже, разом з перевіркою нульової гіпотези про рівність генеральних середніх потрібно перевіряти і гіпотезу про рівність генеральних показників варіації. Це важливо, оскільки за однакових або близьких середніх \bar{x}_1 та \bar{x}_2 показники варіації вибірок можуть відрізнятися, і у цьому випадку потрібно знати, випадкові ці відмінності чи ні.



а

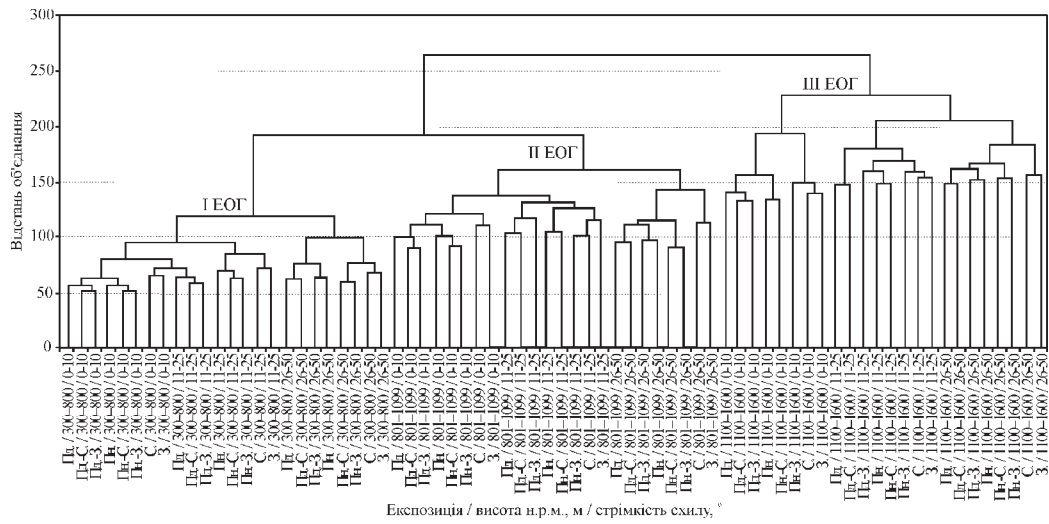


б

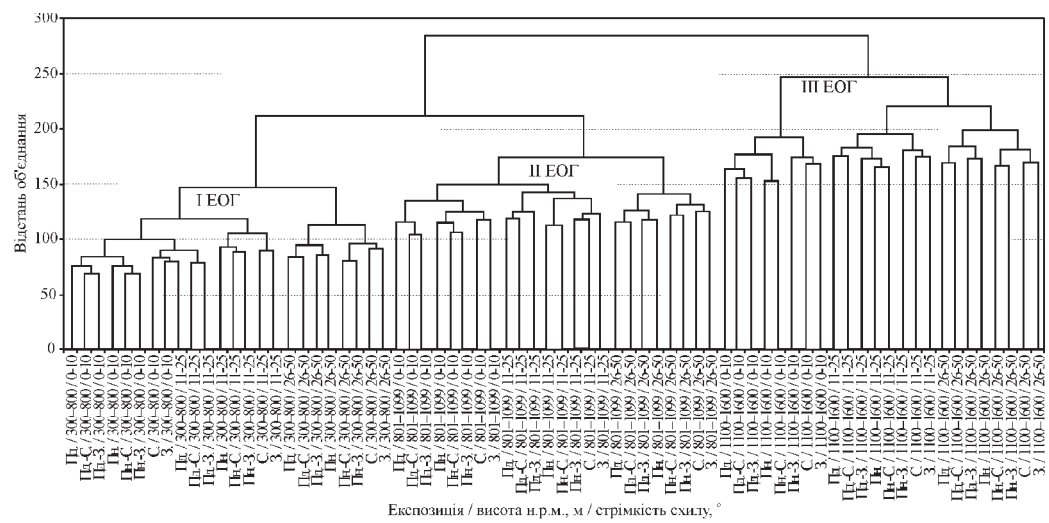


в

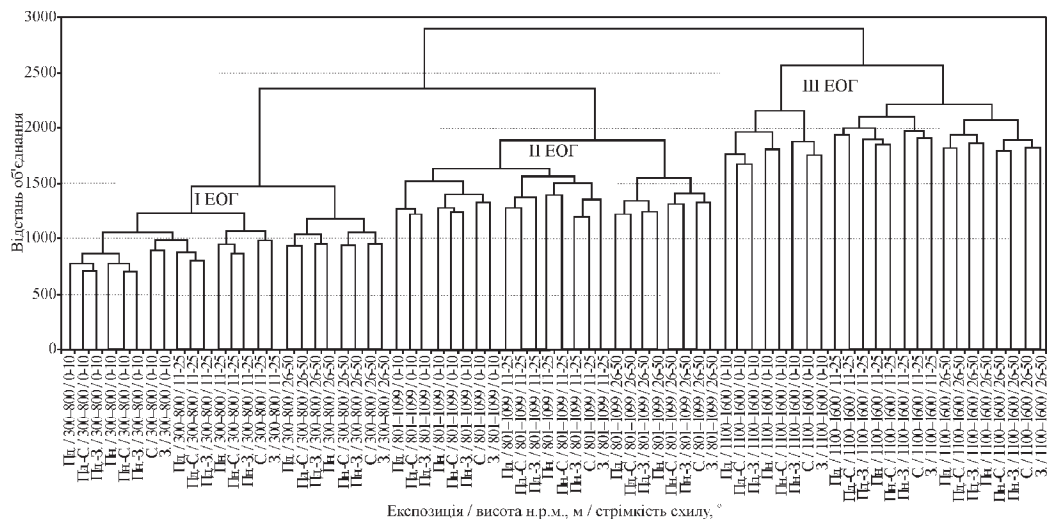
Рис. 1. Деревоподібна діаграма кластерних об'єктів при порівнянні за середньою висотою (а), середнім діаметром (б) та за запасом (в) гірських ялинових деревостанів у ТЛУ С₂-С₃



а



б



в

Рис. 2. Деревоподібна діаграма кластерних об'єктів при порівнянні за середньою висотою (а), середнім діаметром (б) та за запасом (в) гірських ялинових деревостанів у ТЛЮ D₂-D₃

Гіпотезу про рівність показників варіації сукупностей можна перевірити за допомогою t -критерію Стьюдента*, який визначає відношення різниці цих показників до їх середньої статистичної помилки [12]. Отже, різниця між середньоквадратичними відхиленнями двох вибірок за t -критерієм Стьюдента* визначається відношенням:

$$t^* = \frac{s_1 - s_2}{s_{ds}}, \quad (4)$$

де s_{ds} – помилка різниці між цими показниками, яку обчислюють за формулою

$$s_{ds} = \sqrt{\frac{s_1^2}{2n_1} + \frac{s_2^2}{2n_2}}. \quad (5)$$

Нульова гіпотеза заперечується, коли $t^*_{\phi} \geq t_{st}$ для кількості ступенів свободи $k=n_1+n_2-2$ та прийнятому рівні значимості (α).

Для перевірки гіпотези про рівність генеральних дисперсій t -критерій деколи виявляється недостатньо точним, особливо при малочисельних вибірках. У пошуках кращого критерію Р. Е. Фішер виявив, що замість різниці s_1-s_2 краще брати різницю натуральних логарифмів цих величин, тобто $(\ln s_1 - \ln s_2) = z$, де $s_1 \geq s_2$. Ця величина (z) розподіляється нормально не тільки за наявності великих, але і за середнього обсягу сукупностей. Д. Снедекор запропонував замість логарифму відношення використовувати відношення вибіркової дисперсії F :

$$F = s_1^2 / s_2^2. \quad (6)$$

При цьому завжди береться відношення більшої дисперсії до меншої, тому $F \geq 1$, а якщо обидві дисперсії однакові $F=1$. Чим істотнішим буде розходження між дисперсіями вибірок, тим більшим буде значення F -критерію і, навпаки, чим менша різниця між дисперсіями s_1^2 і s_2^2 , тим меншою виявиться величина F . F -критерій має неперервну функцію розподілу і залежить тільки від числа степенів свободи $k_1=n_1-1$ і $k_2=n_2-1$. Він повністю визначається дисперсіями вибірок і не залежить від генеральних параметрів, оскільки припускається, що порівнювані вибірки характеризуються дисперсіями s_1^2 і s_2^2 , взятими з однієї і тієї ж генеральної сукупності. Графічне зображення функції розподілу можливих значень F за невеликої n має асиметричну форму, яка у міру збільшення числа дослідів або варіант ($n \rightarrow \infty$) наближається до нормальної кривої [12].

Для аналізу у межах виділених груп кластерів, сформованих за експозиційно-орографічним принципом, було взято деревостани досліджуваних порід відповідних класів бонітету, кількість яких була достатньою для статистичного аналізу. Аналіз біометричних показників та розрахунок значущості їх різниці для деревостанів відповідних класів бонітету у межах виділених груп кластерів здійснено за класами віку для середньої висоти, діаметра та запасу на 1 га. Порівнювали значення у межах однакових класів віку для запобігання спотворенню результатів дослідження у разі істотної різниці середнього віку досліджуваних деревостанів. Для ялинових деревостанів у ТЛУ С₂–С₃ проаналізовано деревостани I^a, I, II та III класів бонітету (див. табл. 1), а у ТЛУ D₂–D₃ – I^b, I^a, I та II класів бонітету (див. табл. 2).

Для прикладу детальніше розглянемо деревостани у типах лісорослинних умов С₂–С₃ I та II експозиційно-орографічних груп (ЕОГ). У цьому випадку практично для усіх груп віку деревостанів усіх досліджуваних класів бонітету під час оцінювання різниці між середніми значеннями досліджуваних показників t -критерій Стьюдента з урахуванням кількості ступенів свободи є меншим від критичного значення, за винятком:

- деревостанів I^a класу бонітету:
 - за середньою висотою – IV, VII та VIII класів віку;
 - за середнім діаметром – IV, VI, VIII та XVI класів віку;
 - за запасом – II – V, VII, IX, X, XII та XVI і вищих класів віку;
 - за кількістю дерев – IV, VI – VIII та XVI класів віку;

¹ F -критерій називають також критерієм Фішера–Снедекора.

Таблиця 1

Биометричні показники та розрахунок значущості різниці порівняння середньої висоти (м) ялинових деревостанів I^a класу бонітету I та II експозиційно-орографічних груп у ТЛУ С₂–С₃

Клас віку	Середнє значення		Стандартне відхилення		Кількість ступенів свободи	t-критерій Стьюдента	Критерій Фішера	Розраховане значення t-критерію
	I ЕОГ	II ЕОГ	I ЕОГ	II ЕОГ				
I	1,8	1,7	0,44	0,32	28	0,292	55,974	10,547
II	3,8	4,0	2,22	2,67	183	0,325	5,163	7,369
III	12,8	12,7	1,23	1,16	401	0,831	11,469	15,425
IV	16,9	16,6	1,17	1,31	1102	3,853	4,875	17,602
V	20,0	20,1	1,21	1,23	3524	1,916	12,443	46,875
VI	22,6	22,7	1,10	1,14	1765	1,627	16,640	36,023
VII	25,5	25,3	1,13	1,28	1258	2,082	7,416	23,091
VIII	27,8	27,6	0,99	1,09	1119	2,121	12,914	26,659
IX	29,8	29,9	0,90	0,92	630	0,059	17,204	21,736
X	31,0	31,0	0,95	0,97	567	0,429	8,194	16,266
XI	32,2	32,2	1,13	0,84	382	0,192	38,451	19,569
XII	33,6	33,1	1,11	0,74	117	1,825	125,415	12,569
XIII	34,7	34,3	1,00	1,00	35	1,183	7,161	3,922
XIV	35,1	35,0	1,14	1,41	17	0,119	1,989	1,026
XV	35,8	35,0	0,83	0,00	4	1,044	–	2,828
XVI	35,0	35,0	0,00	0,00	5	–	–	–
XVII +	36,3	36,7	0,47	0,47	10	0,968	9,000	2,449

Таблиця 2

Биометричні показники та розрахунок значущості різниці порівняння середньої висоти (м) ялинових деревостанів I^b класу бонітету I та II експозиційно-орографічних груп у ТЛУ D₂–D₃, м

Клас віку	Середнє значення		Стандартне відхилення		Кількість ступенів свободи	t-критерій Стьюдента	Критерій Фішера	Розраховане значення t-критерію
	I ЕОГ	II ЕОГ	I ЕОГ	II ЕОГ				
I	–	–	–	–	–	–	–	–
II	5,2	–	2,93	–	3	–	–	–
III	15,1	15,3	1,18	1,20	58	0,707	0,710	-0,934
IV	18,9	18,9	1,64	1,45	236	0,291	2,508	4,896
V	22,8	22,6	1,33	1,31	916	1,548	2,636	10,182
VI	25,8	25,5	1,23	1,18	504	2,362	3,357	9,337
VII	28,7	28,7	1,05	1,08	287	0,304	3,768	7,689
VIII	30,6	30,9	1,12	1,21	251	1,545	4,621	8,188
IX	32,7	32,4	1,16	1,03	177	1,709	2,043	3,321
X	35,3	34,2	1,38	1,18	95	3,279	19,456	8,714
XI	36,4	35,9	0,97	1,15	73	1,533	6,905	5,433
XII	38,0	36,2	1,09	0,00	20	1,550	–	6,481
XIII	39,3	–	0,21	–	1	–	–	–

□ деревостанів I класу бонітету:

за середньою висотою – IV та IX класів віку;

за середнім діаметром – IV – VIII та XI – XIII класів віку;

за запасом – II – V, X – XII та XV – XVI класів віку;

за кількістю дерев – II, IV – VII та XIX класів віку;

□ деревостанів II класу бонітету:

за середньою висотою – I – II, VI та X класів віку;

за середнім діаметром – V, VIII, XI та XII класів віку;
за запасом – II – VI, IX, X, та XIV – XVI класів віку;
за кількістю дерев – II, V, XI та XII класів віку;
□ деревостанів III класу бонітету:
за середньою висотою – IV класу віку;
за середнім діаметром – IV, IX та XIII класів віку;
за запасом – II – VI та XVI класів віку;
за кількістю дерев – IV та IX класів віку.

За результатами аналізу розрахованого t -критерію Стюдента* та F -критерію Фішера, які перевищують критичні значення за заданого рівня значущості (5 %), спростовано гіпотезу про подібність деревостанів I та II ЕОГ у ТЛУ C_2 – C_3 усіх досліджуваних класів бонітету. Потрібно зауважити, що значення згаданих критеріїв для деревостанів I класу віку є достатньо значними, але до II класу віку істотно зменшуються, після чого спостерігається тенденція до зростання їхніх значень до V–VI класу віку з подальшим зменшенням значень до X і вище класів віку. Отже, на основі статистичного аналізу подібності ялинових деревостанів I та II ЕОГ можна стверджувати про істотність різниці у дисперсіях вибірок та поділ цих деревостанів у межах виділених експозиційно-орографічних груп. Тенденція до зміни значень t -критерію Стюдента* та F -критерію Фішера пояснюється зростаючим антропогенним впливом на ялинові деревостани у відповідних класах віку, зокрема здійсненням доглядових рубань.

У типах лісорослинних умов D_2 – D_3 ялинові деревостани згруповано у три кластери, які відповідають поділу за вибраними висотними діапазонами. Тобто ялинові деревостани віднесено до трьох ЕОГ: I ЕОГ – висотний діапазон 300–800 м н.р.м., II ЕОГ – 801–1099 м н.р.м. та III ЕОГ – 1100–1600 м н.р.м. Статистичний аналіз здійснено для деревостанів I та II, I та III і II та III ЕОГ.

Встановлено, що найменшою є різниця у середніх значеннях досліджуваних таксаційних показників деревостанів різних ЕОГ I^a та II класів бонітету, водночас різниця у дисперсіях вибірок є значною. Для деревостанів I^a та I класів бонітету є порівняно вищою різниця у середніх значеннях показників, але значення t -критерію Стюдента* та F -критерію Фішера є порівняно нижчими та у більшості класів віку переважають критичні на 5 % рівні значущості, що свідчить про істотність різниці у вибірках деревостанів I та II ЕОГ та доцільність здійсненого виокремлення. Для деревостанів усіх класів бонітету, взятих для аналізу, в I і III та II і III ЕОГ встановлено таку подібність: середні значення досліджуваних показників у виділених групах деревостанів у відповідних класах віку статистично практично не відрізняються, але різниця між вибірками є істотною як за t -критерієм Стюдента*, так і за F -критерієм Фішера, які переважають критичні на рівні 0,1 %, тобто практично з імовірністю майже 1 можна стверджувати про значущість різниці між досліджуваними деревостанами.

Ґрунтуючись на здійснених дослідженнях, запропоновано графічні моделі експозиційно-орографічних груп деревостанів ялини європейської в ТЛУ C_2 – C_3 та в ТЛУ D_2 – D_3 (рис. 3).

На рис. 3 у відповідних експозиційно-орографічних комірках субсекторів характеристик схилів вказано значення переважаючих класів бонітету досліджуваних деревостанів. Зміни значень класів бонітету для відповідних місцеположень пояснюються відмінностями типів ґрунту в межах одного типу лісорослинних умов та походженням деревостану.

Ґрунтуючись на результатах кластерного аналізу, статистичного опрацювання різниці середніх показників та встановлення приналежності до одного природного ряду гірських деревостанів досліджуваних порід, з відповідним ступенем достовірності підтверджено доцільність здійсненого поділу ялиників за експозиційно-орографічними групами у ТЛУ C_2 – C_3 та D_2 – D_3 . Треба зазначити, що для ялиників у ТЛУ C_2 – C_3 деревостани, включені до I ЕОГ, відрізняються від деревостанів II ЕОГ та незначно переважають їх у рості за більшістю таксаційних показників. Тобто можна зробити висновок про доцільність моделювання основних таксаційних показників окремо для деревостанів відповідних класів бонітету в окремих експозиційно-орографічних групах.

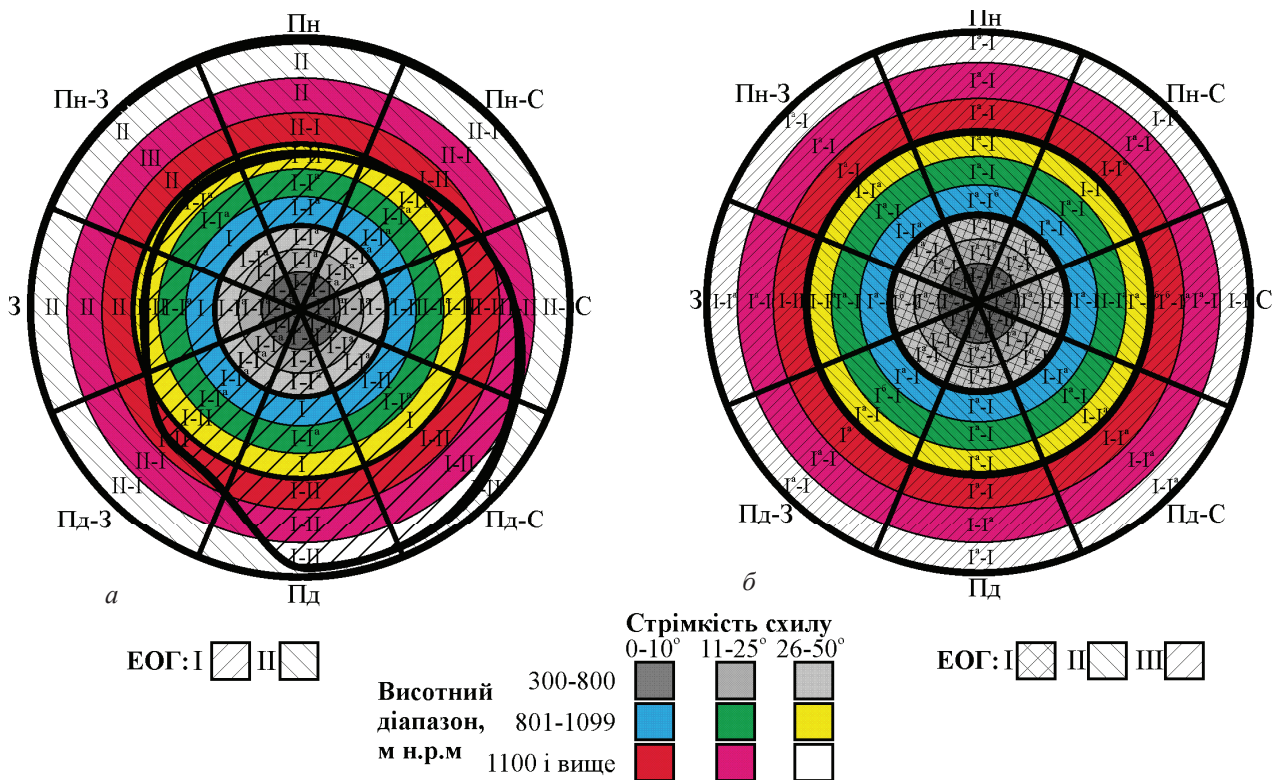


Рис. 3. Експозиційно-орографічні групи ялини європейської у ТЛУ C_2-C_3 (а) та у ТЛУ D_2-D_3 (б)

Для ялиників у ЛУ D_2-D_3 доцільно виділити три ЕОГ, які відповідають виділеним висотним діапазонам, що знайшло теоретичне підтвердження здійсненими кластерним та статистичним аналізами. У цьому випадку на ріст ялиників, їх стійкість до шкідників та захворювань, а також на їхню вітростійкість істотно впливають характеристика рельєфу та кліматичні особливості в межах виділених висотних діапазонів.

За результатами виділення ЕОГ для ялиників у ТЛУ C_2-C_3 визначено площі деревостанів різних класів бонітету (див. табл. 3), що пояснюється відмінностями у походженні деревостанів, у типах ґрунтів та приналежності таких деревостанів до різних типів лісу.

Таблиця 3

Розподіл площ ялинових деревостанів за ЕОГ у ТЛУ C_2-C_3

Клас бонітету \ ЕОГ	I		II	
	Площа		Площа	
	га	%	га	%
Γ^d	510,0	0,3	160,7	0,2
Γ^c	2669,7	1,4	1168,2	1,1
Γ^b	13528,0	6,9	5151,0	4,9
Γ^a	43174,5	21,9	15246,8	14,5
I	83502,9	42,3	35966,8	34,2
II	42285,1	21,4	31944,5	30,4
III	9949,2	5,1	13305,4	12,7
IV	1498,1	0,8	1954,1	1,9
V	85,9	0,0	262,5	0,3
Разом	197203,4	100,0	105160,0	100,0

За результатами аналізу табл. 3 встановлено, що для I ЕОГ середнє значення класу бонітету становить Γ^a , а для II – I,3. Частка ялинових деревостанів I і вищих класів бонітету для I ЕОГ

становить 72,7 %, а для II ЕОГ – 54,9 %. Частки площ ялинових деревостанів I ЕОГ, які ростуть за I та вищими класами бонітетів, порівняно з деревостанами II ЕОГ, є більшими (I^d – 0,3 % і 0,2 %; I^c – 1,4 % і 1,1 %; I^b – 6,9 % і 4,9 %; I^a – 21,9 % і 14,5 %; I – 42,3 % і 34,2 %). Одночасно частки площ ялинових деревостанів II ЕОГ, які ростуть за II та нижчими класами бонітетів, порівняно з деревостанами I ЕОГ, є більшими (II – 30,4 % і 21,4 %; III – 12,6 % і 5,0 %; IV – 1,9 % і 0,8 % та V – 0,2 % і менше 0,1 %), що додатково може свідчити про доцільність здійсненого поділу.

За результатами групування ялинників у межах виділених ЕОГ визначено площі, які займають деревостани різних класів бонітету в ТЛУ D₂–D₃ (табл. 4).

Таблиця 4

Розподіл площ ялинових деревостанів за ЕОГ у ТЛУ D₂–D₃

Клас бонітету \ ЕОГ	I		II		III	
	Площа		Площа		Площа	
	га	%	га	%	га	%
I^d	163,4	0,6	152,8	0,4	19,7	0,3
I^c	1042,5	3,6	855,4	2,3	58,8	0,7
I^b	6493,2	22,7	5824,9	15,5	973,7	12,2
I^a	10896,1	38,1	14577,0	38,9	3103,8	38,9
I	8468,7	29,6	12661,8	33,8	2685,6	33,6
II	1252,6	4,4	2674,3	7,1	814,7	10,2
III	252,2	0,9	525,7	1,4	272,9	3,4
IV	32,2	0,1	186,6	0,5	46,8	0,6
V	13,2	0,1	14,7	0,0	12,9	0,2
Разом	28614,1	100,0	37473,2	100,0	7988,9	100,0

За результатами аналізу даних табл. 4 встановлено, що для I ЕОГ середнє значення класу бонітету становить $I^a,1$; для II – $I^a,3$; для III – $I^a,5$. Частка ялинових деревостанів I і вищих класів бонітету для I ЕОГ становить 94,6 %, для II – 90,9 %, для III – 85,6 %. Зі збільшенням діапазону висот у досліджуваних деревостанах частка площ деревостанів I та вищих класів бонітету зменшується, а II на нижчих висотах н.р.м. – збільшується.

Висновки

За результатами кластерного аналізу та математико-статистичного оцінювання таксаційних показників гірських ялинників у типах лісорослинних умов С₂–С₃ здійснено їх поділ на дві експозиційно-орографічні групи. Аналізу розподілів площ ялинників різних класів бонітету в межах виділених експозиційно-орографічних груп дав змогу встановити, що для I експозиційно-орографічної групи середнє значення класу бонітету становить $I^a,9$, а для II експозиційно-орографічної групи – I,3. Для ялинників у типах лісорослинних умов D₂–D₃ здійснено поділ на три експозиційно-орографічні групи. Для I експозиційно-орографічної групи середнє значення класу бонітету становить $I^a,1$; для II – $I^a,3$; для III – $I^a,5$.

Сформовані графічні моделі ЕОГ та місцеположення оптимально-продуктивних деревостанів ялини європейської на типологічній основі у гірських умовах Українських Карпат дають змогу сукупно зі статистичними характеристиками відповідних лісівничо-таксаційних показників досліджувати та прогнозувати їхній ріст та продуктивність з урахуванням експозиційно-орографічних характеристик схилів їхнього розташування.

1. Гриник Г. Г., Пукман В. В. Аналіз впливу зміни кліматичних показників на санітарний стан ялинових деревостанів в Українських Карпатах // Науковий вісник НЛТУ України: зб. наук.-техн. праць. – Львів: РВВ НЛТУ України. – 2009. – Вип. 19.14. – С. 271–285. 2. Гриник Г. Г., Калинюк Ю. В. Дослідження впливу орографічних чинників на лісівничо-таксаційні показники гірських ялинників (на прикладі деревостанів ДП “Брустуранське ЛМГ” Закарпатського ОДУЛМГ) // Науковий вісник НЛТУ України: зб. наук.-техн. праць. – Львів: РВВ НЛТУ України. – 2011. – Вип. 21.1. – С. 49–56.

3. Гриник Г. Г., Калинюк Ю. В. Вплив орографічних чинників на товарну структуру гірських ялиників // Науковий вісник НЛТУ України: зб. наук.-техн. праць. – Львів: РВВ НЛТУ України. – 2011. – Вип. 21.2. – С. 15–21. 4. Гриник Г. Г. Лісівничо-таксаційна характеристика ялинових деревостанів Українських Карпат з урахуванням особливостей рельєфу // Науковий вісник НЛТУ України: зб. наук.-техн. праць. – Львів: РВВ НЛТУ України. – 2011. – Вип. 21.12. – С. 12–24. 5. Гриник Г. Г. Лісівничо-таксаційні особливості та динаміка складу гірських ялиників Українських Карпат // Науковий вісник НЛТУ України: зб. наук.-техн. праць. – Львів: РВВ НЛТУ України. – 2011. – Вип. 21.15. – С. 41–57. 6. Гриник Г. Г. Експозиційно-орографічні моделі місцеположень оптимально-продуктивних деревостанів ялини європейської в Українських Карпатах // Науковий вісник НЛТУ України: зб. наук.-техн. праць. – Львів: РВВ НЛТУ України. – 2012. – Вип. 22.9. – С. 19–24. 7. Гриник Г. Г. Порівняльна характеристика експозиційно-орографічних моделей оптимально-продуктивних місцеположень ялинових, букових і ялицевих деревостанів в Українських Карпатах // Науковий вісник НЛТУ України: зб. наук.-техн. праць. – Львів: РВВ НЛТУ України. – 2012. – Вип. 22.11. – С. 14–21. 8. Гриник Г. Г. Дослідження впливу орографічних чинників на лісівничо-таксаційні показники та товарну структуру гірських ялиників // 60-а наук.-техн. конф. проф.-викл. складу, наук. працівників, докторантів та аспірантів за підсумками наук. діяльності у 2010 році: тези доп, 4–6 трав. 2011 р. – Львів, 2011. – С. 40–43. 9. Драйпер Н., Смит Г. Прикладной регрессионный анализ: в 2-х кн. [пер. с англ.] // изд. 2-е, перераб. и доп. – М.: Финансы и статистика, 1986. – Кн. 1 – 366 с. 10. Лакида П. І., Атаманчук Р. В. Прогноз росту та продуктивності модальних деревостанів берези повислої в Українському Поліссі: монографія. – Корсунь-Шевченківський: ФОП Гавришко В. М., 2014. – 135 с. 11. Лакида П. І., Терентьев А. Ю., Василишин Р. Д. Штучні соснові деревостани Полісся України – прогноз росту та продуктивності: монографія. – К.: ФОП Майдаченко І. С., 2012. – 171 с. 12. Лакин Г. Ф. Биометрия. – Изд. 4-е, [перераб. и доп.]. – М.: Высш. школа, 1980. – 293 с. 13. Шмойлова Р. А., Минашкин В. Г., Садовникова Н. А. Теория статистики: учебник. – М.: Финансы и статистика, 2005. – 656 с.