ЛІСОВЕ ГОСПОДАРСТВО

УДК 630*51 http://dx.doi.org/10.31548/forest2019.03.004

ВИКОРИСТАННЯ ДЕЯКИХ ПАРАМЕТРИЧНИХ ТА НЕПАРАМЕТРИЧНИХ КРИТЕРІЇВ ДЛЯ ГРУПУВАННЯ ЛІСОТАКСАЦІЙНИХ ДАНИХ

О. П. Бала, *кандидат сільськогосподарських наук, доцент,*
orcid.org/0000-0001-6538-8876
А. Ю. Терентьєв, *кандидат сільськогосподарських наук, доцент,*
orcid.org/0000-0001-9845-3638
І. П. Лакида, *кандидат сільськогосподарських наук, доцент,*
orcid.org/0000-0002-1565-8329
Л. М. Матушевич, *кандидат сільськогосподарських наук, доцент,*
orcid.org/0000-0001-6468-5000
Національний університет біоресурсів і природокористування України
E-mail: bala@nubip.edu.ua

Дослідження продуктивності лісів вимагає розробки нормативів для оцінювання динаміки таксаційних показників модальних деревостанів основних лісотвірних деревних видів. Таблиці ходу росту переважно складають на типологічній, бонітетній або комбінованій основі. При цьому важливо розподілити досліджувані насадження на групи, які належать до одного природного ряду розвитку. Насамперед, важливим кроком є встановлення, для яких насаджень за походженням і складом потрібно складати таблиці ходу росту для модальних деревостанів. Використовуючи повидільну базу даних ВО «Укрдержліспроект», проведено статистичне обґрунтування виділення однорідних за складом і походженням груп деревостанів. За допомогою методів дисперсійного аналізу для показників середньої висоти, середнього діаметра та запасу на 1 га встановлено однорідні групи деревостанів у розрізі панівних хвойних і м'яколистяних деревних видів. При цьому було використано ранговий однофакторний Н-критерій Краскела–Воллеса, медіанний критерій і критерій впорядкованих альтернатив Джонкіра–Терпстра при дослідженні хвойних деревостанів, а також порівняння середніх за допомогою t-критерію Стьюдента та критерію Левене при дослідженні середніх таксаційних показників м'яколистяних деревостанів. У всіх розрахованих критеріїв перевіряли нульову гіпотезу щодо подібності або відмінності досліджуваних груп деревостанів. У результаті аналізу розрахованих показників і структури деревостанів досліджуваних деревних видів за

складом та походженням було виділено чотири групи насаджень сосни та ялини, а також по дві – берези та вільхи. В подальшому складання таблиць ходу росту модальних деревостанів, а також інших лісотаксаційних нормативів доцільно здійснювати в розрізі отриманих груп та динамічних бонітетних шкал.

Ключові слова: *склад деревостану, походження насадження, дисперсійний аналіз, біометричні показники, критерій Стьюдента, критерій Краскела-Воллеса, критерій Джонкіра-Терпстра, критерій Левене.*

Актуальність. Розроблення нормативів для оцінювання динаміки таксаційних показників модальних деревостанів є важливою складовою досліджень продуктивності лісів. Інформаційне забезпечення оцінювання теперішнього стану лісів дає змогу об'єктивно оцінити сировинні ресурси найпоширеніших деревостанів, прогнозувати їхній ріст, а також контролювати ведення господарських заходів; його вдосконалення є важливим питанням, яке потребує детального вивчення та опрацювання відповідного нормативно-довідкового забезпечення для оцінювання і прогнозування росту головних лісотвірних деревних видів з урахуванням особливостей їхнього зростання залежно від регіону, лісорослинних умов, походження та складу.

Таблиці ходу росту здебільшого складають на типологічній, бонітетній або комбінованій основі. При цьому важливим є правильний розподіл досліджуваних насаджень на групи, які належать до одного природного ряду розвитку. Неоднорідність ґрунтово-кліматичних умов та інших факторів різних географічних районів у межах лісорослинних зон України формують відмінності в закономірностях росту й продуктивності деревостанів (Zahreev, 1978). Це зумовлює необхідність розподілу лісів на простіші сукупності та об'єднання деревостанів за подібністю їхніх морфологічних показників.

Важливим етапом у процесі розроблення нормативів ходу росту для модальних деревостанів є аналіз, оцінювання та моделювання динамічних процесів росту, які в них відбуваються. Насамперед, важливим кроком є встановлення, для яких насаджень за походженням та складом потрібно складати таблиці ходу росту для модальних деревостанів. Для цього потрібно знати інформацію щодо поширення певного деревного виду. Наступним етапом є дослідження можливості групування експериментальних даних за статистично обґрунтованими однорідними групами з подібним або відмінним ростом і розвитком. Також необхідно статистично обґрунтувати подібність або відмінність чистих і мішаних, природних і штучних, а також насіннєвих і вегетативних деревостанів досліджуваних деревних видів.

Аналіз останніх досліджень та публікацій. Системний підхід і методи математичної статистики використовують у переважній більшості лісотаксаційних досліджень для встановлення залежностей між таксаційними показниками (Nikitin & Shvidenko, 1978). Для твердолистяних деревних видів проводили статистичне обґрунтування вибору класифікуючого фактора при групуванні вихідного дослідного матеріалу в роз-

різі класів бонітету та типів лісорослинних умов (Bala, 2018). Було підтверджено, що клас бонітету є більш придатним показником для зменшення дисперсії досліджуваних вибірок. Останні праці, присвячені моделюванню ходу росту та прогнозу росту за основними таксаційними ознаками, базуються на теоретичних передумовах до моделювання процесів росту деревостанів. Зокрема, у своїх працях П. І. Лакида разом з іншими дослідниками (Lakyda, Terentiev & Vasylyshyn, 2012; Lakyda & Volodymyrenko, 2008; Lakyda & Atamanchuk, 2014; Lakyda & Aleksiiuk, 2017) застосовували методи дисперсійного та кластерного аналізу для дослідження росту хвойних і м'яколистяних деревних видів. Подібні дослідження також проводили для дібров лісостепової зони (Lakyda & Bala, 2012; Bala, Terentiev & Vasylyshyn, 2011; Bala & Terentiev, 2011) та букових деревостанів Карпатського регіону (Vasylyshyn, 2016), де для сформованих за походженням груп деревостанів розраховували статистичне підтвердження або заперечення гіпотези про значущість різниці між основними таксаційними показниками, а також проводили графічний аналіз середніх значень та їхніх середньоквадратичних відхилень.

Мета дослідження – статистичне підтвердження або спростування нульової гіпотези про значущість різниці між середніми таксаційними показниками у деревостанах хвойних і м'яколистяних деревних видів у розрізі груп деревостанів, різних за походженням і складом, а також визначення груп, за якими в подальшому слід складати лісотаксаційні нормативи для модальних деревостанів сосни звичайної, ялини європейської, берези повислої та вільхи клейкої.

Матеріали і методи дослідження. Для проведення розрахунків використано дані повидільної таксації лісів бази даних ВО «Укрдержліспроект» в розрізі досліджуваних хвойних і м'яколистяних деревних видів із поділом на групи за складом та походженням деревостанів. Дослідження базувалися на засадах системного підходу з використанням сучасних інформаційних технологій та програмного забезпечення (програма для статистичної обробки даних IBM SPSS Statistics). Під час дослідження поєднано загальнонаукові та спеціальні (лісівничі, таксаційні, біометричні) методи пізнання.

До методів, які дають змогу проводити порівняння рівня вираженості змінної, належать: ранговий однофакторний H-критерій Краскела–Воллеса (Kruskal-Wallis) (Kruskal & Wallis, 1952), методику використання якого в статистичному пакеті SPSS розглянуто у праці (Kalinin, 2002); критерій медіан (Friedlin & Gastwirth, 2000); критерій впорядкованих альтернатив Джонкіра–Терпстра (Jonckheere-Terpstra) (Jonckheere, 1954).

H-критерій Краскела–Воллеса використовують для оцінювання різниць між досліджуваними групами з медіанами. Він являє собою узагальнення рангового U-критерію Манна–Вітні (Mann & Whitney, 1947) для двох незалежних вибірок. Тобто, критерій Краскела–Воллеса є непараметричною альтернативою F-критерію в однофакторному дисперсійному аналізі та використовує сумарну дисперсію при порівнянні двох незалежних вибірок (Sidorenko, 2000). Якщо виконуються умови, необхідні для застосування F-критерію в однофакторному дисперсійному аналізі, критерій Краскела–Воллеса має аналогічні можли-

вості. Ранговий Н-критерій Краскела–Воллеса застосовують для перевірки гіпотези про рівність медіан незалежних вибірок, які належать до однієї генеральної сукупності.

Критерій медіан – це непараметричний статистичний критерій, який належить до класу рангових критеріїв зсуву. Він дає змогу перевірити гіпотезу про однаковість форми розподілів двох вибірок і наявність відмінності між ними на певну сталу величину (Kalinin, 2002). При цьому для всіх незалежних вибірок обчислюється загальна медіана, після чого здійснюється підрахунок кількості вимірюваних величин, які є більшими та меншими за медіану. Наслідком є побудова польової таблиці, яка містить 2•k полів, яка потім піддається тесту хі-квадрат. Загалом критерій медіан не є високоефективним.

Критерій для впорядкованих альтернатив Джонкіра–Терпстра є більш потужною альтернативою критерію Краскела–Воллеса, коли досліджувані вибірки мають природне впорядкування. Іноді важливим є не тільки факт наявності відмінностей у декількох вибірках, а й напрямок зміни (зростання або зменшення) відмінностей при переході від вибірки до вибірки. Для вирішення таких завдань застосовують критерій Джонкіра–Терпстра з альтернативною гіпотезою: «Відмінності між вибірками існують, і медіани вибірок впорядковані за зростанням» (Sidorenko, 2000; Sukhodolskii, 1972). Для використання цього критерію вибірки мають бути впорядковані за передбачуваним зростанням факторного ефекту (наприклад, середніх значень). Як зазначають деякі автори (Sukhodolskii, 1972), критерій Джонкіра–Терпстра дає можливість здійснити докладніший аналіз і нерідко виявляє відмінності у випадках, коли критерій Краскела–Воллеса є неефективним.

Результати дослідження та їх обговорення. Моделювання таксаційних показників модальних деревостанів сосни звичайної та ялини європейської в Україні вимагає чіткого розподілу останніх на статистично обґрунтовані однорідні структурні елементи (групи), що в подальшому дасть змогу знайти більш адекватні моделі для прогнозування їх росту і розвитку, а також зменшить дисперсію вхідного дослідного матеріалу. З цією метою було проведено аналіз повидільної бази даних, наданої ВО «Укрдержліспроект», яка характеризує різні за складом та походженням деревостани сосни звичайної та ялини європейської. У результаті отримано розподіл площ досліджуваних деревостанів за цими показниками (табл. 1). До чистих насаджень відносили деревостани з участю головної породи 10 одиниць у складі, що обґрунтовувалось у роботі П. І. Лакиди, А. Ю. Терентьєва та Р. Д. Василишина (Lakyda, Terentiev & Vasylyshyn, 2012).

Як бачимо з даних табл. 1, частка штучних насаджень становить 67,8 % від загальної площі соснових деревостанів. Із них 40,5 % становлять чисті за складом насадження. Серед природних сосняків за площею домінують мішані насадження майже в такому самому співвідношенні – вони займають 19,4 % соснових лісів і 60,2 % насаджень природного походження. У цілому дещо переважають чисті за складом деревостани, які зростають на 53,3 % площ соснових насаджень.

Насадження ялини європейської на 65,1 % представлені мішаними

1. Розподіл площ досліджуваних хвойних насаджень за складом і походженням

Деревний вид	Склад деревостану	Розподіл площ за походженням					
		природнє		штучне		всього	
		тис. га	%	тис. га	%	тис. га	%
Сосна звичайна	Мішані	551,3	19,4	778,5	27,3	1329,8	46,7
	Чисті	364,3	12,8	1153,8	40,5	1518,1	53,3
	Разом	915,6	32,2	1932,3	67,8	2847,9	100
Ялина європейська	Мішані	175,4	25,3	275,7	39,8	451,0	65,1
	Чисті	127,9	18,5	113,7	16,4	241,6	34,9
	Разом	303,3	43,8	389,3	56,2	692,6	100

деревостанами. Частка природних і штучних деревостанів відрізняється неістотно і становить відповідно 43,8 і 56,2 %. Слід зазначити, що природні насадження на 42,2 % є чистими, тоді як штучні – представлені переважно мішаними деревостанами (70,8 % від площі штучних ялинників).

Перед використанням бази даних здійснювали її верифікацію з метою пошуку і відсіювання грубих помилок (промахів) в аналізованих таксаційних ознаках деревостанів. У результаті для подальшої роботи використовували масив обсягом 1 077 183 таксаційні виділи загальною площею 3540,5 тис. га.

Для подальшої статистичної обробки базу даних за обома досліджуваними деревними видами було поділено на чотири групи:

1) штучні чисті деревостани, з участю головної породи 10 одиниць у складі (далі – ШЧ);
2) штучні мішані деревостани, з участю головної породи менше ніж 10 одиниць у складі (далі – ШМ);
3) природні чисті деревостани, з участю головної породи 10 одиниць у складі (далі – ПЧ);
4) природні мішані деревостани, з участю головної породи менше ніж 10 одиниць у складі (далі – ПМ).

Враховуючи, що дані таксаційних показників зазвичай характеризуються розподілом, який відрізняється від нормального, вирішено провести порівняння досліджуваних груп за допомогою непараметричних методів, що застосовуються в біометрії (Rudenko, 2012). Крім того, ці методи біометричної оцінки даних дають змогу проводити порівняння кількох досліджуваних груп між собою.

Для статистичної обробки вибірок використано розподіли середньої висоти, середнього діаметра та середнього запасу на 1 га. Порівняння досліджуваних груп проводили за допомогою описаних вище статистичних методів, при цьому приймали нульову гіпотезу про подібність порівнювальних груп. В отриманих результатах p-значення розрахованого показника більше ніж 0,001 засвідчує наявність зв’язку між таксаційними показниками досліджуваних груп та підтверджує їхню подібність. Також на діаграмах порівняння розрахованих значень рівновіддаленість точок одна від одної вказує на те, що немає зв’язку між таксаційними показниками досліджуваних груп.

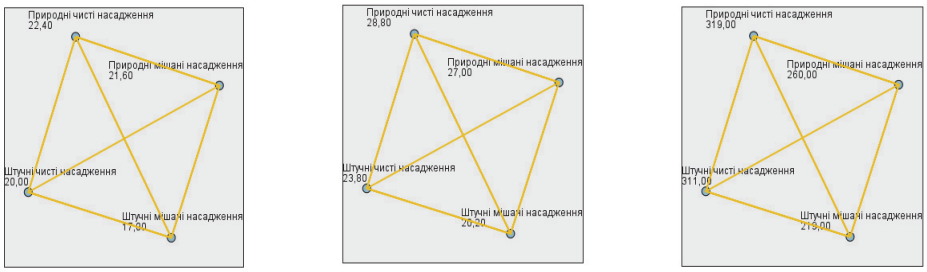
Парні порівняння критерію медіан наведено на рис. 1 та у табл. 2.

Як бачимо з даних рис. 1 і табл. 2, у результаті порівняння аналізованих груп встановлено, що майже в усіх парах спостерігається значна відмінність, що вказує на неприйнятність нульової гіпотези про рівність порівнювальних груп за критерієм медіан. Це засвідчують нульові р-значення і скорегована статистична значущість, а також рівновіддаленість точок досліджуваних груп на рис. 1а. Необхідно зауважити, що близькими між собою виявились медіани розподілу ПЧ і ПМ груп для деревостанів ялини європейської, що також можна простежити на даних рис. 1 а, та відмінне від нуля р-значення. В інших парах порівняння схожості не виявлено.

Парні порівняння критерію Краскела–Воллеса наведено на рис. 2 та у табл. 3.

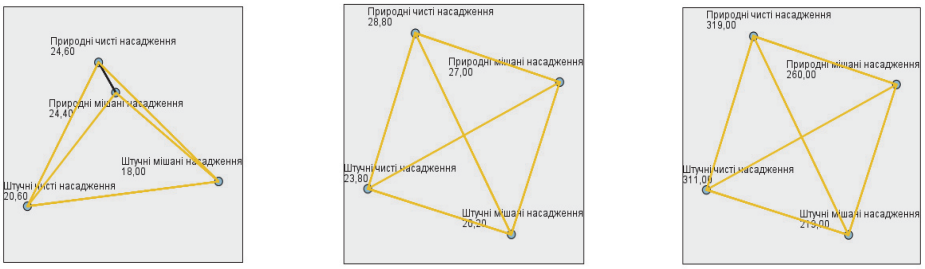
Критерій Краскела–Воллеса, порівняно з критерієм медіан, дає точніші результати порівняння (Horbunova, Lemeshko & Lemeshko, 2010). Зокрема, аналізуючи дані рис. 2 і табл. 3, можна зауважити значну різницю в усіх порівнювальних групах, про що свідчать розраховані нульові р-значення та візуалізація на діаграмах, що підтверджує неприйняття нульової гіпотези.

Парні порівняння для критерію впорядкованих альтернатив наведено на рис. 3 та у табл. 4.



a) b) c)

Сосна звичайна



a) b) c)

Ялина європейська

Рис. 1. Діаграми порівняння значень парних критеріїв медіан деревостанів сосни звичайної та ялини європейської: а) середньої висоти; b) середнього діаметра; c) запасу на 1 га

2. Результати перевірки нульової гіпотези Но за допомогою розрахунку парних критеріїв медіан

Таксаційний показник	Групи порівняння	Сосна звичайна		Ялина звичайна	
		p-значення	Adj. Sig.*	p-значення	Adj. Sig.
Середня висота	ШМ – ШЧ	0,000	0,000	0,000	0,000
	ШМ – ПМ	0,000	0,000	0,000	0,000
	ШМ – ПЧ	0,000	0,000	0,000	0,000
	ШЧ – ПМ	0,000	0,000	0,000	0,000
	ШЧ – ПЧ	0,000	0,000	0,000	0,000
	ПМ – ПЧ	0,000	0,663	0,110	0,663
Середній діаметр	ШМ – ШЧ	0,000	0,000	0,000	0,000
	ШМ – ПМ	0,000	0,000	0,000	0,000
	ШМ – ПЧ	0,000	0,000	0,000	0,000
	ШЧ – ПМ	0,000	0,000	0,000	0,000
	ШЧ – ПЧ	0,000	0,000	0,000	0,000
	ПМ – ПЧ	0,000	0,000	0,000	0,000
Запас на 1 га	ШМ – ШЧ	0,000	0,000	0,000	0,000
	ШМ – ПМ	0,000	0,000	0,000	0,000
	ШМ – ПЧ	0,000	0,000	0,000	0,000
	ШЧ – ПМ	0,000	0,000	0,000	0,000
	ШЧ – ПЧ	0,000	0,000	0,000	0,000
	ПМ – ПЧ	0,000	0,000	0,000	0,000

* – скорегована статистична значущість

Парні порівняння для критерію впорядкованих альтернатив зазвичай використовують при порівнянні груп, які мають природне впорядкування, що узгоджується з загальною теорією росту і розвитку насаджень. Результати, подані на рис. 3 та у табл. 4, також не виявили подібності між порівнюваними групами. Для порівняння груп ПМ – ПЧ за середньою висотою для ялини європейської зв'язок взагалі не було встановлено, що засвідчує відсутність лінії на рис. 3, а та розраховане p-значення, що становить 0,196.

У табл. 5 наведено зведені дані щодо оцінок, отриманих за допомогою непараметричних критеріїв перевірки нульової гіпотези.

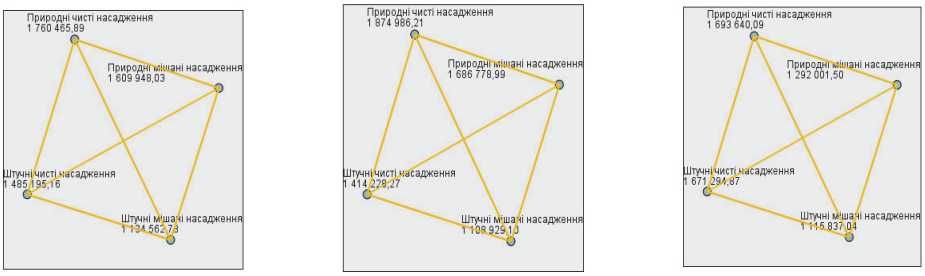
Зведені дані перевірки нульової гіпотези (табл. 5) засвідчують, що подібність порівнюваних груп за всіма таксаційними показниками відхиляється, отже можна стверджувати, що з імовірністю 95 % досліджувані групи є різними за основними таксаційними показниками. Тому подальшу роботу над лісотаксаційними нормативами для сосни звичайної та ялини європейської необхідно здійснювати в межах таких груп:

– насіннєві природні чисті деревостани;
– насіннєві природні мішані деревостани;
– насіннєві штучні чисті деревостани;
– насіннєві штучні мішані деревостани.

Для м'яколистяних деревних видів також було проведено попередній аналіз бази даних із метою виявлення модальних груп деревостанів і встановлення подібності або відмінності між ними. Таким чином, база даних було поділено на досліджувані групи за походженням та часткою участі головної породи у складі деревостанів. Результати порівняння наведено в табл. 6.

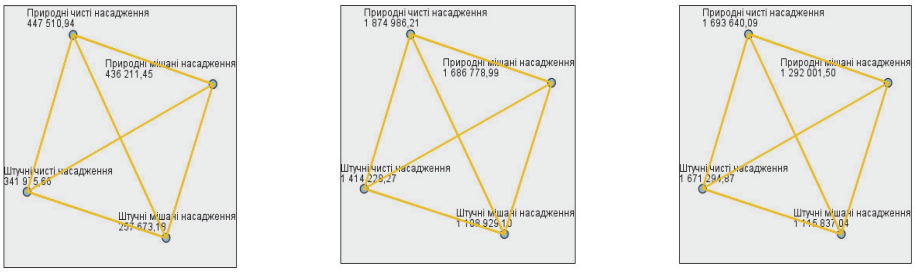
Аналіз даних табл. 6 засвідчує, що 91 % від загальної площі березових деревостанів становлять мішані за складом насадження. Вегетативні насадження зростають на площі 572,2 тис. га (54,1 %), насіннєві природного походження – на площі 368,3 тис. га (34,8 %), вони переважно представлені мішаними деревостанами – 339,3 тис. га (32,1 %). Також є незначна частка штучних насіннєвих деревостанів – 116,8 тис. га (11,0 %), серед яких більшість – мішані: 97,4 тис. га (9,2 %). Отже, розроблення таблиць ходу росту для модальних березових деревостанів найбільш доцільно проводити для мішаних деревостанів вегетативного та насіннєвого природнього походження.

Вільшаники на 51,7 % (299,4 тис. га) представлені мішаними вегетативними насадженнями, частка чистих вегетативних насаджень ста-



a) b) c)

Сосна звичайна



a) b) c)

Ялина європейська

Рис. 2. Діаграми порівняння значень критерію Краскела–Воллеса деревостанів сосни звичайної та ялини європейської: a) середньої висоти; b) середнього діаметра; c) запасу на 1 га

3. Результати перевірки нульової гіпотези Но за допомогою розрахунку критерію Краскела–Воллеса

Таксаційний показник	Групи порівняння	Сосна звичайна			Ялина європейська		
		стандартна статистика критерію	р-значення	Adj. Sig.	стандартна статистика критерію	р-значення	Adj. Sig.
Середня висота	ШМ – ШЧ	-288,308	0,000	0,000	-118,642	0,000	0,000
	ШМ – ПМ	325,859	0,000	0,000	290,136	0,000	0,000
	ШМ – ПЧ	376,211	0,000	0,000	278,535	0,000	0,000
	ШЧ – ПМ	91,900	0,000	0,000	122,758	0,000	0,000
	ШЧ – ПЧ	174,713	0,000	0,000	128,439	0,000	0,000
	ПМ – ПЧ	-85,056	0,000	0,000	-15,251	0,000	0,000
Середній діаметр	ШМ – ШЧ	-251,414	0,000	0,000	-89,742	0,000	0,000
	ШМ – ПМ	396,712	0,000	0,000	320,867	0,000	0,000
	ШМ – ПЧ	461,762	0,000	0,000	324,867	0,000	0,000
	ШЧ – ПМ	201,186	0,000	0,000	174,454	0,000	0,000
	ШЧ – ПЧ	293,422	0,000	0,000	191,964	0,000	0,000
	ПМ – ПЧ	-106,673	0,000	0,000	-31,960	0,000	0,000
Запас на 1 га	ШМ – ШЧ	120,752	0,000	0,000	155,922	0,000	0,000
	ШМ – ПМ	-456,717	0,000	0,000	175,346	0,000	0,000
	ШМ – ПЧ	347,292	0,000	0,000	-202,680	0,000	0,000
	ШЧ – ПМ	-279,402	0,000	0,000	-31,798	0,000	0,000
	ШЧ – ПЧ	-226,957	0,000	0,000	-62,616	0,000	0,000
	ПМ – ПЧ	14,182	0,000	0,000	-29,827	0,000	0,000

новить 26,1 % (151,1 тис. га). Разом насадження вегетативного походження складають 77,8 % (450,5 тис. га). Частка насіннєвих природних та штучних деревостанів порівняно незначна та становить, відповідно, 64,0 тис. га (11,0 %) і 64,7 тис. га (11,2 %). Для клейковільхових насаджень також вирішено виділити дві групи для складання модальних таблиць ходу росту – мішані та чисті деревостани вегетативного походження.

Враховуючи, що для досліджуваних деревних видів виділено лише по дві групи, застосуємо порівняння середніх за допомогою t-критерію Стьюдента та додатково розрахуємо критерій Левене (Levene, 1960). Останній застосовують для перевірки рівності генеральних дисперсій ненормально розподілених двох або декількох незалежних вибірок (Horbunova & etc., 2010). При проведенні цього тесту розглядають гіпотези: нульову гіпотезу H_0 − дисперсії рівні, конкуруючу H_1 − дисперсії нерівні. За рівня значущості $p>0,05$ приймають нульову гіпотезу, за $p\leq0,05$ − конкуруючу.

Порівняння середніх значень для досліджуваних груп деревостанів берези повислої наведено в табл. 7.

Аналіз критерію Левене (табл. 7) для всіх аналізованих таксаційних показників засвідчив, що для досліджуваних груп відкидається нульо-

ва гіпотеза про рівність дисперсій, оскільки значущість p < 0,05. Значення t-критерію Стьюдента для рівності середніх значно перевищують критичні. Отже, можна стверджувати з імовірністю 95 %, що досліджувані групи статистично різні.

Порівняння середніх значень для досліджуваних груп вегетативних деревостанів вільхи клейкої (чисті та мішані) наведено в табл. 8.

Для клейковільхових деревостанів значення критерію Левене (табл. 8) для всіх аналізованих таксаційних показників, як і в попередньому випадку, засвідчив, що для досліджуваних груп відкидається нульова гіпотеза про рівність дисперсій, значущість p < 0,05, за винятком груп середнього діаметра. Значення t-критерію Стьюдента для рівності середніх також перевищують критичні. Таким чином, можна стверджувати з імовірністю 95 %, що досліджувані групи статистично різні.

Висновки і перспективи. В результаті проведеної статистичної обробки повидільної бази даних ВО «Укрдержліспроект» для хвойних і м'яколистяних деревних видів Укра-

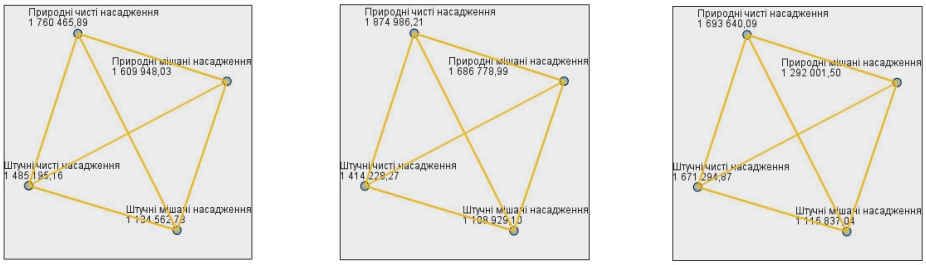
4. Результати перевірки нульової гіпотези Но за допомогою розрахунку критерію впорядкованих альтернатив Джонкіра–Терпстра

Таксаційний показник	Групи порівняння	Сосна звичайна			Ялина європейська		
		стандартна статистика критерію	p-значення	Adj. Sig.	стандартна статистика критерію	p-значення	Adj. Sig.
Середня висота	ШМ – ШЧ	304,546	0,000	0,000	133,876	0,000	0,000
	ШМ – ПМ	-309,979	0,000	0,000	-276,181	0,000	0,000
	ШМ – ПЧ	-359,774	0,000	0,000	-281,694	0,000	0,000
	ШЧ – ПМ	-102,141	0,000	0,000	-132,423	0,000	0,000
	ШЧ – ПЧ	-188,149	0,000	0,000	-144,515	0,000	0,000
	ПМ – ПЧ	81,903	0,196	1,000	-0,856	0,196	1,000
Середній діаметр	ШМ – ШЧ	280,474	0,000	0,000	110,459	0,000	0,000
	ШМ – ПМ	-369,610	0,000	0,000	-306,709	0,000	0,000
	ШМ – ПЧ	-430,617	0,000	0,000	-323,098	0,000	0,000
	ШЧ – ПМ	-218,281	0,000	0,000	-187,217	0,000	0,000
	ШЧ – ПЧ	-318,964	0,000	0,000	-214,379	0,000	0,000
	ПМ – ПЧ	100,468	0,000	0,000	18,360	0,000	0,000
Запас на 1 га	ШМ – ШЧ	-149,221	0,000	0,000	-156,427	0,000	0,000
	ШМ – ПМ	443,854	0,000	0,000	-182,211	0,000	0,000
	ШМ – ПЧ	-339,220	0,000	0,000	194,581	0,000	0,000
	ШЧ – ПМ	293,725	0,000	0,000	29,257	0,000	0,000
	ШЧ – ПЧ	242,402	0,000	0,000	66,365	0,000	0,000
	ПМ – ПЧ	-11,639	0,000	0,000	40,132	0,000	0,000

5. Зведені дані перевірки нульової гіпотези Но

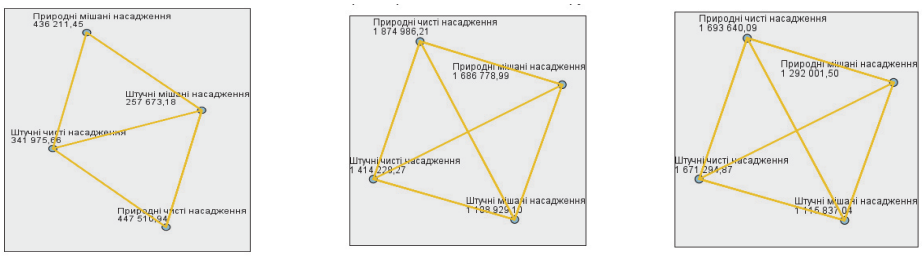
Критерій	Нульова гіпотеза	Сосна звичайна		Ялина європейська	
		р-значення	рішення	р-значення	рішення
Медіан для незалежних вибірок	Медіани середньої висоти є однаковими для аналізованих груп	0,000	Нульова гіпотеза відхиляється	0,000	Нульова гіпотеза відхиляється
	Медіани середнього діаметра є однаковими для аналізованих груп	0,000	Нульова гіпотеза відхиляється	0,000	Нульова гіпотеза відхиляється
	Медіани середнього запасу є однаковими для аналізованих груп	0,000	Нульова гіпотеза відхиляється	0,000	Нульова гіпотеза відхиляється
Краскела–Воллеса для незалежних вибірок	Розподіл середньої висоти є однаковим для аналізованих груп	0,000	Нульова гіпотеза відхиляється	0,000	Нульова гіпотеза відхиляється
	Розподіл середнього діаметра є однаковим для аналізованих груп	0,000	Нульова гіпотеза відхиляється	0,000	Нульова гіпотеза відхиляється
	Розподіл середнього запасу є однаковим для аналізованих груп	0,000	Нульова гіпотеза відхиляється	0,000	Нульова гіпотеза відхиляється
Упорядкованих альтернатив для незалежних вибірок	Розподіл середньої висоти є однаковим для аналізованих груп	0,000	Нульова гіпотеза відхиляється	0,000	Нульова гіпотеза відхиляється
	Розподіл середнього діаметра є однаковим для аналізованих груп	0,000	Нульова гіпотеза відхиляється	0,000	Нульова гіпотеза відхиляється
	Розподіл середнього запасу є однаковим для аналізованих груп	0,000	Нульова гіпотеза відхиляється	0,000	Нульова гіпотеза відхиляється

їни, а саме насаджень з участю сосни звичайної, ялини європейської, берези повислої та вільхи клейкої, застосовуючи методи дисперсійного аналізу для середніх показників висоти, діаметра та запасу, встановлено однорідні групи деревостанів у розрізі досліджуваних деревних видів. При цьому було використано ранговий однофакторний Н-критерій Краскела–Воллеса, медіанний критерій і критерій упорядкованих альтернатив Джонкіра–Терпстра під час дослідження хвойних деревостанів, а також порівняння середніх значень за допомогою t-критерію Стьюдента та критерію Левене при дослідженні м'яколистяних деревостанів. У результаті аналізу розрахованих показників і переважання зростання досліджуваних деревних видів за складом та походженням було виділено чотири групи деревостанів для соснових та ялинових деревостанів і по дві для березових і вільхових насаджень. У подальшому в розрізі отриманих груп деревостанів буде побудовано таблиці ходу росту для модальних деревостанів. Також отримані групи можна використовувати і під час розробки інших лісотаксаційних нормативів.



a) b) c)

Сосна звичайна



a) b) c)

Ялина європейська

Рис. 3. Діаграми порівняння значень критерію впорядкованих альтернатив деревостанів сосни звичайної та ялини європейської: а) середньої висоти; b) середнього діаметра; c) запасу на 1 га

6. Розподіл площ досліджуваних м'яколистяних деревостанів за походженням та складом

Походження деревостанів	Розподіл площ за складом					
	мішані		чисті		разом	
	тис. га	%	тис. га	%	тис. га	%
Береза повисла						
Вегетативне	525,8	49,7	46,4	4,4	572,2	54,1
Насіннєве природне	339,3	32,1	29,0	2,7	368,3	34,8
Насіннєве штучне	97,4	9,2	19,4	1,9	116,8	11,1
Разом для породи	962,5	91,0	94,8	9,0	1057,3	100,0
Вільха клейка						
Вегетативне	299,4	51,7	151,1	26,1	450,5	77,8
Насіннєве природне	52,1	9,0	11,9	2,0	64,0	11,0
Насіннєве штучне	43,6	7,5	21,2	3,7	64,7	11,2
Разом для породи	395,1	68,2	184,2	31,8	579,2	100,0

7. Критерії Левене та t-критерій Стьюдента для рівності середніх значень березових деревостанів за умови передбачання рівності дисперсій (I) та не передбачання рівності дисперсій (II)

Таксаційний показник		Критерій Levene		t-критерій Стьюдента				
		F	значущість (p)	t	середня різниці	середньо-квадратична похибка різниці	межі 95 % довірчого інтервалу для різниці	
							нижня	верхня
Середня висота	I	19390,1	0,000	156,1	2,1737	0,0139	2,1464	2,2010
	II			151,8	2,1737	0,0143	2,1457	2,2018
Середній діаметр	I	14543,7	0,000	122,8	2,1450	0,0175	2,1108	2,1792
	II			119,4	2,1450	0,0180	2,1098	2,1802
Запас на 1 га	I	21364,4	0,000	95,5	18,003	0,188	17,634	18,372
	II			92,2	18,003	0,195	17,620	18,386

8. Критерії Левене і t-критерій Стьюдента для рівності середніх значень для вегетативних деревостанів вільхи клейкої за умов передбачання рівності дисперсій (I) та непередбачання рівності дисперсій (II)

Таксаційний показник		Критерій Левене		t-критерій Стьюдента				
		F	значущість (p)	t	середня різниці	середньо-квадратична похибка різниці	межі 95 % довірчого інтервалу для різниці	
							нижня	верхня
Середня висота	I	7,161	0,007	35,4	0,5483	0,0155	0,5786	0,5179
	II			35,2	0,5483	0,0155	0,5787	0,5178
Середній діаметр	I	3,758	0,053	47,8	0,9395	0,0197	0,9781	0,9010
	II			47,7	0,9395	0,0197	0,9781	0,9010
Запас на 1 га	I	1845,94	0,000	35,1	8,092	0,231	8,544	7,640
	II			33,9	8,092	0,239	8,560	7,625

Список літератури

Bala, O. P. (2018). Foundation of the choice of the ranking factor for the creation of yield tables of modal hardwood tree species stands. The sustainable management of the forest complex and the balanced development of the urban landscapes, 14–15. Kyiv : National University of Life and Environment Science of Ukraine [in Ukrainian].

Bala, O. P., Terentiev, A. Yu., & Vasylyshyn, R. D. (2011). Comparative characteristic of stands indicators of modal beech stands in Carpathian region of Ukraine. Scientific reports of the National University of Life and Environment Science of Ukraine, 6 (28). Retrieved from http://www.nbuv.gov.ua/e-journals/Nd/2011_6/11bop.pdf [in Ukrainian].

Friedlin, B. & Gastwirth, J. L. (2000). Should the median test be retired from general use? The American Statistician, 54, 161–164.

Horbunova, A. A., Lemeshko, B. Yu., & Lemeshko, S. B. (2010). Criteria for testing hypothe-

ses on the homogeneity of dispersions with other than normal distibution. Materials of the X International Conference "Actual Problems of Electronic Instrument Engineering", Novosibirsk, 36–41[in Russian].

Jonckheere, A. R. (1954). A distribution-free k-sample test against ordered alternatives. Biometrika, 41, 133–145.

Kalinin, S. I. (2002). Computer data processing for psychologists. Saint Petersburg: Rech [in Russian].

Kruskal, W. H., & Wallis, W. A. (1952). Use of ranks in one-criterion variance analysis. Journal of the American Statistical Association, 260, 583–621.

Lakyda, P. I., & Bala, O. P. (2012). Actualization of growth parameters of artificial Oak stands of Forest-Steppe of Ukraine's. Korsun-Shevchenkivskyi: FOP Havryshenko V. M. [in Ukrainian].

Lakyda, P. I., Terentiev, A. Yu., & Vasylyshyn, R. D. (2012). Scots pine stands of artificial origin in Ukrainian Polissya – growth and productivity forecast. Korsun-Shevchenkivskyi: FOP Maydachenko I. S. [in Ukrainian].

Lakyda, P. I., & Aleksiiuk, I. L. (2017). Natural pine forest stands of Ukrainian Polissya: growth and productivity forecast. Korsun-Shevchenkivskyi: FOP Maydachenko I. S. [in Ukrainian].

Lakyda, P. I., & Atamanchuk, R. V. (2014). Forecast and productivity of modal birch stands in Ukrainian Polissya. Korsun-Shevchenkivskyi: FOP Havryshenko V. M. [in Ukrainian].

Lakyda, P. I., & Volodymyrenko, V. M. (2008). Artificial spruce stands of the Ukrainian Carpathians – growth and productivity forecast. Kyiv: ESC IAE [in Ukrainian].

Levene, H. (1960). Robust tests for equality of variances. Contributions to Probability and Statistics: Stanford University Press, 278–292.

Mann, H. B., & Whitney, D. R. (1947). On a test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other. Annals of Mathematical Statistics, 18, 50–60.

Nikitin, K. E., & Shvidenko, A. Z. (1978). Methods and techniques for processing forest information. Moscow: Forestry industry [in Russian].

Rudenko, V. M. (2012). Mathematical statistics. Kyiv: Center for Educational Literature [in Ukrainian].

Sidorenko, E. V. (2000). Methods of mathematical processing in psychology. Saint Petersburg: Rech [in Russian].

Sukhodolskii, H. V. (1972). Fundamentals of mathematical statistics for psychologists. Leningrad: LSU [in Russian].

Vasylyshyn, R. D. (2016). Forests of Ukrainian Carpathians – features of growth, biological and energy productivity. Kyiv: TOV "KOMPRINT" [in Ukrainian].

Zahreev, V. V. (1978). Geographic regularities of growth and productivity of forest stands. Moscow: Forest industry [in Russian].

O. P. Bala, A. Yu. Terentiev, I. P. Lakyda, L. M. Matushevych (2019). Application of some parametric and non-parametric criteria for grouping forests biometric data.
UKRAINIAN JOURNAL OF FOREST AND WOOD SCIENCE, 10(3):4-18.
http://dx.doi.org/10.31548/forest2019.03.004.

Assessment of forests' growth and productivity requires reference materials for the description of dynamics of biometric indices to be developed for modal stands of the main forest-forming tree species. Yield tables are usually developed on forest typology, site index, and combined basis. Within the frame of this process, it is necessary to take into account natural pathways of development of forest stands since they directly affect the dynamics of biometric indices. Also, there is an inevitable stage of statistical justification of similarities or dissimilarities of certain groups of forest stands. Us-

ing a stand-level database of IA "Ukrderzhlisproekt", we have carried out statistical analysis of the allocation of stand groups that are uniform by their composition and origin. By means of variance analysis methods applied to indices of mean height, mean diameter and growing stock per 1 ha, we have allocated uniform groups of stands for the prevailing coniferous and hardwood broad-leaved tree species. To do this, we have employed several parametric and non-parametric criteria: the Kruskal-Wallis H test by ranks, the median criterion, and the Jonckheere-Terpstra test for an ordered alternative hypothesis within an independent samples (between-participants) design – for research of coniferous stands; the Student's t-test and the Levene's test – for research of softwood broadleaved stands. As a result, after analyzing the calculated indices as well as origin and tree species composition structure of the stands in question, we have allocated four groups of stands for pine and spruce, 2 – for birch and 2 – for black alder. Further research of growth and productivity of these stands linked with the development of yield tables for modal stands should be based on the allocated groups and dynamic site index scales.

Keywords: *species composition of a stand, origin of a stand, analysis of variance, biometric indices, Student's t-test, Kruskal-Wallis test, Jonckheere-Terpstra test, Levene's test.*

Отримано : 07.03.2019 р.