

вить малые архитектурные формы, осветить участок и отремонтировать дорожки.

### Литература

1. Агроклиматический справочник по Крымской области / под ред. Н.И. Черенкова. – Л.: Гидрометеиздат, 1959. – 195 с.
2. Інструкція з технічної інвентаризації зелених насаджень у містах та селищах міського типу України – ГКН 03.08.007. – 2007. – К.: Вид-во Мін. Агр. Політ., 2007. – 24 с.
3. Краткий справочник архитектора: Ландшафтная архитектура / под ред. И.Д. Родичкина. – К.: Вид-во "Будівельник", 1990. – 336 с.
4. Залеская Л.С. Ландшафтная архитектура / Л.С. Залеская, Е.М. Микулина. – М.: Стройиздат, 1979. – 235 с.
5. Боговая И.О. Ландшафтное искусство / И.О. Боговая, Л.М. Фурсова. – М.: Агропромиздат, 1988. – 220 с.
6. Озеленение пришкольного участка: рекомендации, планирование работы, справочные материалы / авт.-сост. О.В. Барабанова и др. – Волгоград: Изд-во "Учитель". – 2010. – 131 с.
7. Определитель высших растений Украины / под ред. Ю.Н. Прокудина, Д.Н. Доброчаева, Б.В. Заверуха. – К.: Изд-во "Наук. думка", 1987. – 545 с.
8. Определитель высших растений Крыма / под ред. Н.И. Рубцова. – Л.: Изд-во "Наука", 1972. – 550 с.
9. Кучерявый В.А. Природная среда города / В.А. Кучерявый. – Львов, 1984. – 142 с.
10. Довганюк А.И. Современная энциклопедия садовых деревьев и кустарников / А.И. Довганюк, Ю.Г. Попова. – М.: Изд-во "Эксмо", 2009. – 255 с.

### *Зільберварг І.Р., Барсукевич Ю.А* Інвентаризація та рекомендації з реконструкції деревинно-чагарникових насаджень

Вивчено санітарні і декоративні властивості зелених насаджень, визначено їх видовий склад. Складено інвентаризаційну таблицю зелених насаджень, на основі якої зроблено висновки і внесено пропозиції щодо реконструкції і відновлення зелених насаджень та благоустрою території НВК "Школа-лицей" № 17 у Сімферополі.

**Ключові слова:** реконструкція, аналіз стану зелених насаджень, функціональний і ландшафтний аналізи, архітектурно-планувальний аналіз.

### *Zil'bervarg I.R., Barsukevich Yu.A.* Inventory and recommendations for reconstruction trees and bushes planting

As a result of researches sanitary and decorative properties of the green planting are studied, their specific composition is certain. The taking of inventory table of the green planting, on the basis of which conclusions are done and suggestions are brought in on a reconstruction and renewal, is made green planting and equipping with modern amenities of territory of SEC "School-lyceum" № 17 in Simferopol.

**Keywords:** reconstruction, analysis of the state of the green planting, functional and landscape analyses, architecture-plan analyses.

УДК 630\*81:519.23 *Заст. директора Ботанічного саду Д.Ю. Карабчук; доц. П.Г. Хомюк, канд. с.-г. наук – НЛТУ України, м. Львів*

### ОСОБЛИВОСТІ ЗАСТОСУВАННЯ ПРОГРАМНОГО ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ ПАКЕТУ SPSS ДЛЯ ОЦІНЮВАННЯ РІЗНИЦІ СЕРЕДНІХ ЗНАЧЕНЬ ОКРЕМИХ ВИБІРОК КОРИ СТОВБУРІВ СМЕРЕКИ

Охарактеризовано можливості застосування пакету SPSS для оцінювання різниці між вибірковими середніми окремих вибірок. Описано критерії, за якими можна робити висновки про нормальність розподілу ознак, а також оцінювати розбіжність між середніми значеннями. Наведено приклад застосування параметричних критеріїв

для виявлення відмінності середніх показників параметрів щільності кори стовбура ялини європейської.

**Ключові слова:** параметричні критерії, непараметричні критерії, істотність різниці, параметричне оцінювання, нормальний розподіл, рівень довіри, базисна щільність кори стовбура, ялина європейська, соціальні класи дерев.

**Вступ.** Неможливо уявити науково обґрунтовані дослідження характеристик біологічних об'єктів без застосування методів математично-статистичного аналізу. Стрімкий розвиток науки спонукає дослідників до пошуку надійних та ефективних засобів оцінювання результатів спостережень. Останні досягнення математичної статистики дають змогу з успіхом використовувати щораз більшу кількість параметрів і форм математичних залежностей у лісівничих дослідженнях (Cannell, 1982; Лакида, 1989, 2002; Niklas, 1994; Горошко, Миклуш, Хомюк, 2004).

Статистичне опрацювання вибірових сукупностей стало доступнішим після появи комп'ютерної техніки, яка відповідає найсучаснішим інформаційним технологіям початку XXI ст. (Wirth та ін., 2004; Kuyah та ін., 2012). Окрім цього, широкий спектр комп'ютерних статистичних програм комерційного характеру (BMDP, GenStat, JMP, LISREL, Minitab, NCSS, Partek, SAS, SPSS, Stata, Statgraphics, STATISTICA, Systat, S-PLUS, Unistat GraphPad та ін.) та безплатний доступ до інших статистичних програм у мережі Internet (відомо понад 250 таких програм, див. <http://www.l-lists.com/en/lists/dz3a5t.html>) розширює можливості з опрацювання результатів спостережень. Це дає змогу ефективно й оперативно досліджувати досить велику кількість ознак (параметрів, змінних), працювати з великими за обсягом статистичними сукупностями, а також здійснювати різні види статистичного аналізу.

Одним із таких програмних продуктів є статистичне програмне забезпечення "IBM SPSS Statistics 20" (SPSS Statistics Base 20.0 User's Guide, 2011; Nogusis, 2012<sup>a,b,c</sup>). Аналіз літературних джерел свідчить, що сьогодні таке програмне забезпечення є одним із загальноприйнятих для опрацювання даних під час виконання міжнародних наукових досліджень також і в галузі лісівничих наук, результати яких публікують у провідних фахових періодичних виданнях світу.

**Методика дослідження.** Часто у процесі здійснення лісівничих досліджень необхідно виконувати статистичну порівняльну оцінку середніх значень показників різної кількості вибірок, що згруповані за різними факторами впливу на досліджувану ознаку. При цьому, для оцінювання параметрів вибірок, які описуються законом нормального розподілу, застосовують параметричні критерії оцінювання. До найпоширеніших з них відносять: а) *критерій Ст'юдента* (англ.: "*T-test*") у різних модифікаціях, що використовується для порівняння двох сформованих вибірок; б) *F-критерій Фішера*, який встановлюють під час проведення однофакторного дисперсійного аналізу (англ.: "*One way Analysis of Variance – One way ANOVA*") і переважно використовується для трьох і більше вибірок.

У разі невідповідності розподілу чисельності ознак закону нормально-го розподілу, для оцінювання різниці їх середніх використовують непараметричний *критерій Крускала-Волліса* (англ.: "*Kruskal-Wallis test*"), який є альтернативою *однофакторного дисперсійного аналізу*.

Встановлення належності розподілу досліджуваної ознаки до нормального закону (англ.: "Test of Normality") проводять з використанням таких критеріїв: а) критерію Шаніро Уїлкса (англ.: "Shapiro-Wilk") (Shapiro, Wilk, 1965); б) критерію згоди Колмогорова-Смірнова (англ.: "Kolmogorov-Smirnov"). Також це можна зробити за візуальним аналізом гістограми чисельностей або більш ефективно за методом нормальності розподілу квантилів (англ.: "Normal Q-Q Plots"). При використанні математичних тестів розподіл вважається нормальним за умови  $p > 0,05$ , що забезпечує достатній рівень довіри 95 %.

Під час перевірки розподілу на нормальність, програма SPSS дає змогу виявити крайні варіанти, які виходять за межі "допустимих" значень за допомогою петлів "Тукі" (англ.: "Tukey's hinges") (Tukey, 1977). Цей спосіб де-що відрізняється від традиційно прийнятого у вітчизняній лісовій біометрії. У цьому випадку для їх визначення використовують квартилі (ст. 26, Горошко, Миклуш, Хомюк, 2004), а саме – міжквартильний відрізок  $IQR = Q_3 - Q_1$ , що множиться на коефіцієнт  $g = 1,5$  у випадку відмежування крайніх варіантів, або на коефіцієнт  $g = 3,0$ , що вказує на межі екстремально остаточних крайніх варіантів (SPSS Statistics Base 20.0 User's Guide, 2011). Математична залежність визначення крайніх меж має таке вираження:

$$V = IQR \cdot g, \text{ або } V = (Q_3 - Q_1) \cdot g, \quad (1)$$

де  $Q_1$  – перший квартиль, який відмежовує 25 % варіантів; а  $Q_3$  – третій квартиль, який відмежовує 75 % варіантів;  $g$  – коефіцієнт Тукі.

Як уже було зазначено, для параметричного оцінювання двох середніх використовують  $T$ -test. Під час представлення результатів тесту використовується така форма запису:  $t(df)$ ,  $t$ -значення,  $P$  – рівень значущості, де  $df$  – кількість ступенів свободи.

У пакеті програм SPSS для порівняння середніх, отриманих з кількох вибірок і об'єднаних єдиним фактором впливу, застосовують однофакторний дисперсійний аналіз, який дає змогу перевірити гіпотезу про те, що визначені середні величини не мають статистично істотних розбіжностей (на рівні значущості  $\alpha=0,05$ ) або навпаки. Результат інтерпретується за допомогою вирахованої таблиці, із якої вибирають такі показники  $F$  статистики:  $df_1$  – кількість ступенів свободи між групами та в середині груп ( $df_2$ ),  $F$  – критерій Фішера,  $p$  – розрахований індекс показника значущості та записуються у наступному вигляді:  $df_2 = \text{значення } F, P = \text{значення } p$ .

Однак, для застосування цього тесту необхідно, щоб вибірки мали однакову дисперсію ознак. Для перевірки цієї передумови пакетом програм передбачено проведення тесту Левена на однорідність дисперсії (англ.: "Levene's homogeneity-of-variance test"). Для непараметричних розподілів деякі автори пропонують використати ранжування варіантів та для отриманих значень теж застосовувати тест Левена (Nordstokke and Zumbo, 2010). Передумова вважається виконаною в тому випадку, коли отримане значення коефіцієнта рівня значущості є більше від заданої наперед статистичної значущості (тобто  $p > 0,05$ ). Проте однофакторний дисперсійний аналіз та критерій Крускала-Уолліса дають змогу лише встановити факт існування статистично значи-

мої різниці між будь-якими середніми аналізованих вибірок (їх має бути 3 чи більше). Для визначення того, які саме вибірки різняться між собою, необхідно застосувати додаткові тести.

Для аналізу, що здійснюється після того, як експеримент проведено, використовують так звані *пост-фактум тести* (англ.: "post hoc tests"). До найпоширеніших тестів, що встановлюються відразу після виконання однофакторного дисперсійного аналізу, належить критерій Тукі (англ.: "Tukey HSD test"). У разі наявності чотирьох і більше груп можна використати найконсервативніший з таких тестів – критерій множинних порівнянь Бонферроні (англ.: "Bonferroni correction test"), який враховує корекцію вирахованого коефіцієнта значущості ( $p(B)$ ), на величину, рівну відношенню обраного рівня значущості ( $p = 0,05$ ) до кількості порівнюваних груп. Для непараметричного критерію Крускала-Уолліса найуживанішим пост-фактум тестом є тест Манн-Уїтні Ю критерій множинних порівнянь (англ.: "Mann-Wittney U").

Таким чином, охарактеризовані тести дають змогу визначити рівень значущості відмінностей параметрів порівнюваних вибірок і можуть бути широко використані у лісових дослідженнях, зокрема й при оцінці відмінностей між базисною щільністю кори у дерев із різних частин деревостану, що згруповані за соціальними класами.

**Експериментальний матеріал.** Для практичного застосування критеріїв оцінювання використано результати досліджень надземної фітомаси ялини європейської в басейні Черемошу Українських Карпат (Karabchuk, Keeton, Nogoshko, 2012). Експериментальний матеріал відібрано в насадженнях, які зростають в середині діапазону висот (900-1250 м н.р.м.), де частка ялини європейської була домінуючою в складі (понад 8 одиниць). Діапазон відібраних пробних площ вважався таким, що репрезентує лісові ділянки, призначені для рубки головного користування в досліджуваному регіоні з віковою амплітудою окремо зростаючих дерев 70-142 років. Попередня практика лісокористування в цих насадженнях складалася з нечисленних доглядових рубань. Польові роботи були завершені протягом 2000-2001 років на восьми лісових ділянках зрілого віку (табл. 1).

Табл. 1. Загальна таксаційна характеристика пробних площ

Номер ділянки	Склад	Едапот	Висота н.р.м., м	Вік модельних дерев, ліміти (середнє значення), роки	Таксаційні ознаки деревостану		
					середній діаметр, см	середня висота, м	відносна повнота
12	8Яле2Яцб	C <sub>3</sub>	900	64-72 (70)	25,9	30,0	0,82
13	9Яле1Яцб	C <sub>3</sub>	800	66-74 (69)	28,6	28,5	0,85
15	8Яле2Яцб	D <sub>3</sub>	1220	112-150 (124)	39,7	34,0	0,73
16	10Яле	C <sub>3</sub>	1250	70-98 (87)	37,2	30,0	0,60
17	8Яле2Яцб	C <sub>3</sub>	1100	68-110 (84)	32,7	28,0	0,63
18	10Яле	D <sub>3</sub>	1190	90-165 (142)	40,1	37,0	0,64
19	10Яле	D <sub>3</sub>	1200	68-98 (82)	29,4	30,0	0,63

На кожній пробній площі було вирубано від трьох до шести моделей, що загалом становить 34 дерева. Моделі відібрано на основі таких морфологічно-просторових критеріїв: діаметр на висоті грудей, висота і соціальний

клас. Додатково для всіх моделей виміряно морфологічні характеристики стовбура, крони і дерева загалом. Зразки кори було відібрано одночасно із зразками для вивчення деревини стовбура. Із модельних дерев взято 165 зразків кори із різних частин стовбура, не рівномірно але залежно від їх вертикального розташування (у місцях 0,01; 0,1; 0,2;... 0,9 відносної довжини стовбура). Для визначення їх об'єму за допомогою штангенциркуля виміряно їх товщину, ширину та довжину. Визначення щільності кори (BD) проведено за методикою, яка передбачає розрахунок щільності на основі об'єму зразка, заміряного після максимального насичення клітинних волокон вологою та має назву базисної щільності (Panshin, De Zeeuw 1980; ГОСТ 16483.1-84; Лакида, 2002; Sopushynskyy та ін., 2005):

$$BD = m_0 / v_{\max}, \quad (2)$$

де:  $BD$  – базисна щільність кори,  $г/см^3$  або  $кг/м^3$ ;  $v_{\max}$  – об'єм зразка в максимально зволоженому стані,  $см^3$  або  $м^3$  відповідно.

**Результати дослідження.** Попередній візуальний аналіз хоч і свідчить про нормальний розподіл цієї ознаки (рис. 1), однак графічне зображення статистичних параметрів вибірки за допомогою "статистичних квадратів" (Tukey, 1977) вказує на присутність значень, які істотно відрізняються від середньої і можуть трактуватися як критичні або сумнівні (можливо помилкові) варіанти (рис. 2).

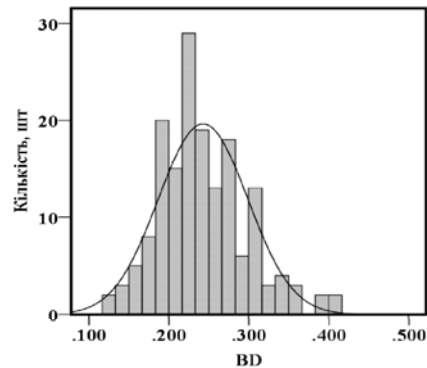


Рис. 1. Гістограма ряду розподілу відібраних для досліджень зразків базисної щільності кори (BD) стовбура

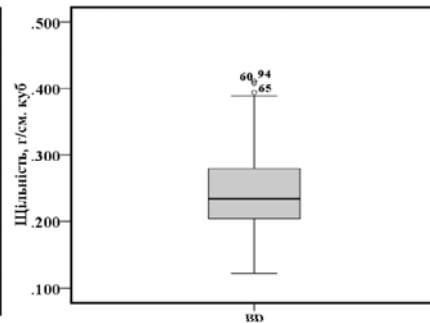


Рис. 2. Графічне зображення описової статистики відібраних для досліджень зразків базисної щільності кори за допомогою "статистичного квадрату" (англ.: boxplot)

На цьому рисунку статистичну інформацію інтерпретують таким чином. Середня горизонтальна лінія в межах прямокутника вказує на медіану показника, а його краї – на величину, що дорівнює  $\pm 1$  кватиль від медіани. При цьому, крайні обмежуючі лінії окреслюють межу критично можливих значень, що можуть бути включеними до подальших розрахунків та є більшими в 1,5 рази від величини, рівної значенню в  $\pm 1$  кватиль від медіани (так звані "нетлі Тукі"), виконуючи функцію встановлення належності крайніх варіант до однієї вибірки. Результати обчислення числового критерію

рїю Шаніро Уїлкса (Shapiro-Wilk) та критерію згоди Колмогорова Смірнова (Kolmogorov-Smirnov) також вказують на "ненормальність" розподілу всіх значень досліджуваної ознаки у вибірці, оскільки  $p > 0,05$  (табл. 2). Зважаючи на це, для подальшого статистичного опрацювання значень необхідно позбутися критичних варіант.

Табл. 2. Результати статистичного аналізу на приналежність розподілу варіант щільності до нормального ряду розподілу

Досліджу-вана ознака	Критерії					
	Kolmogorov-Smirnov			Shapiro-Wilk		
	значення показника (KS)	кількість ступенів свободи (df)	значення ймовірності	значення показника (SW)	кількість ступенів свободи (df)	значення ймовірності
BD	0.088	165	0.004	0.976	165	0.006

Після відокремлення сумнівних варіант від наявної статистичної сукупності, знову перевіряємо новоутворену вибірку на нормальність розподілу величин досліджуваної ознаки. Зробимо це за допомогою графічного методу порівняння подібності двох розподілів ймовірностей, який передбачає відкладання один проти одного теоретичного і фактичного квантилів – метод нормальності розподілу квантилів (англ.: "Normal Q-Q Plots"). У випадку, якщо відкладені точки мають малі відхилення від прямої діагональної лінії, то прийнято вважати, що така сукупність значень у вибірці описується законом нормального розподілу та може бути проаналізована за допомогою параметричних методів оцінювання статистичних показників (SPSS Statistics Base 20.0 User's Guide, 2011; Norusis, 2012<sup>a, b, c</sup>).

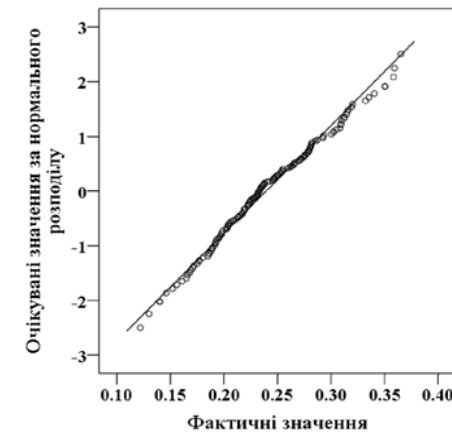


Рис. 3. Точковий графік порівняння квантилів досліджуваної ознаки для встановлення належності до нормального розподілу її чисельностей (англ.: Normal Q-Q Plots)

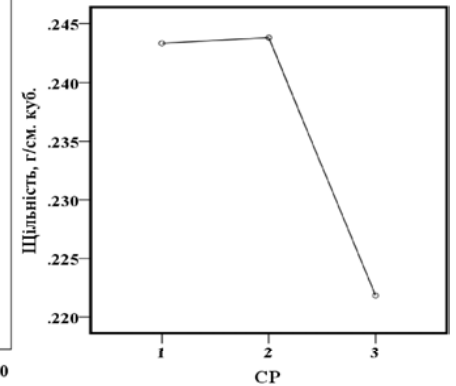


Рис. 4. Залежність середніх значень щільності кори між деревами півної (СР 1), середньої (СР 2) та підпорядкованої (СР 3) частини деревостану

Проведений тест Шаніро-Вілкі також підтверджує нормальність розподілу чисельностей підслідних даних після відкинення кількох сумнівних

значень ( $SW(df161)$ ,  $p(0,18)$ ), оскільки  $p > 0,05$ . Результати описової статистики всіх відібраних для досліджень значень базисної щільності кори стовбура та без "сумнівних" варіант наведено в табл. 3.

Табл. 3. Статистична характеристика зразків щільності кори стовбура (BD), г/см<sup>3</sup>

Вибірка	Кількість	Крайні значення		Середня величина		Стандартне відхилення	Дисперсія	Коефіцієнт варіації	Точність досліджу
		мінімальне	максимальне	значення	основна помилка				
Загальна	165	0,122	0,411	0,243	0,004	0,056	0,003	23,0	1,8
"Очищена"	161	0,122	0,365	0,239	0,004	0,051	0,003	21,2	1,7

Отже, середня базисна щільність кори стовбурів ялини європейської у зрілому віці визначена із достатньо високою точністю до 5 % та становить 239<sup>±4</sup> кг/м<sup>3</sup>. Таке низьке значення цього показника може бути пов'язано із методом, який було застосовано для його визначення, а саме: зволоження зразків кори до абсолютної межі насичення клітинних стінок вологою (замочування у воді на кілька діб). Можна припустити, що визначення об'ємів зразків у стані природної вологості могло б дещо збільшити цифрові значення.

Вплив соціального статусу дерева на базисну щільність кори. У зв'язку із тим, що зразки кори було відібрано у дерев із різних частин деревостану (панівної – CP 1, середньої – CP 2 та підпорядкованої – CP 3), то загальну вибірку можна поділити на три менші вибірки. Це дає змогу відповісти на питання, чи існує істотна відмінність між щільністю кори у дерев, які виростили у різних умовах освітлення крони й мають різний соціальний статус. Після аналізу розподілу чисельностей, вилучено декілька крайніх варіант, що зменшило обсяг загальної вибірки до 152 зразків та гарантувало нормальність розподілу чисельностей у всіх трьох групах ( $p(SW) > 0,05$ ). Таким чином, для оцінювання різниці середніх значень можна застосувати параметричні критерії оцінювання (однофакторний дисперсійний аналіз та "критерій Туки" *post-factum* тест). На рис. 4 зображено візуально різницю між отриманими середніми значеннями щільності кори стовбура у дерев із панівної (1), середньої (2) та підпорядкованої (3) частин деревостану.

Як відомо, необхідною передумовою застосування параметричних тестів є встановлення однорідності експериментального матеріалу. Оцінена за допомогою тесту Левена дисперсія вказує на однорідність величин ( $L(df1 = 2, df2 = 149) 0,879, p(0,42)$ ), оскільки  $p > 0,05$ . Результати однофакторного дисперсійного аналізу подано у формі оригінальної таблиці із SPSS (табл. 4).

Результат аналізу свідчить про те, що різниця між середніми є істотною ( $p(F) = 0,018, < 0,05$ ). Для встановлення того, які саме середні відрізняються між собою, використовуємо тест "Туки". Отримані значення вказують на істотну різницю лише між зразками кори, отриманими із дерев першого і третього та другого і третього соціального класів. Між деревами першого і другого класів різниця виявилася неістотною (табл. 5, оригінал таблиці із SPSS).

Табл. 4. Результати однофакторного дисперсійного аналізу залежності між середньою щільністю кори стовбурів дерев і соціальними класами деревостану (ANOVA)

	Sum of Squares (сума квадратів відхилень)	Df (кількість ступенів свободи)	Mean Square середньоквадратичне значення	F	Sig. (значення p)
Between Groups (Між групами вибірок)	0,016	2	0,008	4,123	0,018
Within Groups (В середині груп вибірок)	0,298	149	0,002	–	–
Total (Разом)	0,314	151	–	–	–

Табл. 5. Результати порівняльної статистики середньої щільності кори стовбура у дерев із різних соціальних класів (CP) деревостану (Multiple Comparisons, Tukey HSD)

(I) CP#		Mean Difference (I-J) (різниця між середніми)	Std. Error (основна помилка)	Sig. (значення p)	95 % Confidence Interval (довірчий інтервал при P 95 %)	
					Lower Bound (нижня межа)	Upper Bound (верхня межа)
1	2	-0,000478	0,009064	0,998	-0,02194	0,02098
	3	0,021500*	0,009026	0,048	0,00013	0,04287
2	1	0,000478	0,009064	0,998	-0,02098	0,02194
	3	0,021978*	0,008646	0,032	0,00151	0,04245
3	1	-0,021500*	0,009026	0,048	-0,04287	-0,00013
	2	-0,021978*	0,008646	0,032	-0,04245	-0,00151

Примітка: \* The mean difference is significant at the 0,05 level (Примітка. Відхилення між середніми значеннями є істотними на 5 % рівні значущості)

Результати аналізу дають змогу згрупувати значення, отримані для дерев першого і другого класів та порівняти їх знову із значеннями дерев третього класу за допомогою *T-test* методу. Однорідність дисперсії (*test Левена*) при цьому зберігається ( $L(df,150) 0,296, p(0,587)$ ). Результати аналізу підтверджують статистично достовірну різницю середніх значень показників базисної щільності кори стовбурів ( $t(df,150) 2,881, p(0,005)$ ).

Статистична характеристика отриманих середніх, наведена в табл. 6, вказує на те, що середнє значення базисної щільності кори для дерев із панівної та середньої частин дорівнює 244<sup>±4</sup> кг/м<sup>3</sup>, а для кори дерев із підлеглої частини – 222<sup>±6</sup> кг/м<sup>3</sup>.

Табл. 6. Статистична характеристика зразків щільності кори стовбура (BD), г/см<sup>3</sup> у дерев із різних соціальних класів деревостану

Соціальний клас	Кількість	Крайні значення		Середня величина		Стандартне відхилення	Дисперсія	Коеф. варіації	Точність досліджу
		мінімальне	максимальне	значення	основна помилка				
1&2	98	0,152	0,359	0,244	0,004	0,045	0,002	18	2
3	54	0,122	0,316	0,222	0,006	0,045	0,002	20	3

**Висновки.** Застосування критеріїв пакету програм SPSS дозволило виявити частково достовірну різницю між щільністю кори у дерев, які виростили в різних умовах освітлення крони, а саме між середніми значеннями дерев із панівної та середньої частин разом й дерев з підлеглої частини.

Отже, можна вважати, що щільність кори у досліджених дерев ялини європейської залежить від соціального становища дерева – у панівних дерев вона вища, а у підлеглих – нижча.

### Література

1. Горошко М.П. Біометрія / М.П. Горошко, С.І. Миклуш, П.Г. Хомюк. – Львів : Вид-во "Камула", 2004. – 236 с.
2. ГОСТ 16483.1-84 Древесина. Методы определения плотности. Введ. 01.01.1985. – М. : Изд-во стандартов. 1985. – 12 с.
3. Лакида П.І. Фітомаса лісів України : монографія / П.І. Лакида. – Тернопіль : Вид-во "Збруч", 2002. – 256 с.
4. Лакида П.І. Определение параметров биомассы деревьев / П.И. Лакида // Молодые ученые – лесной экономике. – М. : Изд-во ВНИИЛМ, 1989. – С. 104-105.
5. Cannell M.G. R. World forest biomass and primary production data / M. G. R. Cannell. – London; New York : Academic Press, 1982. – 391 p.
6. Karabchuk Dmytro. Ground-based estimation of aboveground live biomass in spruce forests of the Carpathian Mountains, Ukraine / Dmytro Karabchuk, William S. Keeton, Horoshko Myron // The Conference Abstracts of the 2nd Forum Carpaticum 2012: From Data to Knowledge – from Knowledge to Action / Editor: Martin Boltziar. Institute of Landscape Ecology, Slovak Academy of Sciences, Bratislava, Branch Nitra, 2012. [Electronic resource]. – Mode of access [http://www.uk.e.sav.sk/fc/fc\\_2012/Download/FC2012\\_Conference\\_Abstracts.pdf](http://www.uk.e.sav.sk/fc/fc_2012/Download/FC2012_Conference_Abstracts.pdf).
7. Kuyah S. Allometric equations for estimating biomass in agricultural landscapes: I. Aboveground biomass / S. Kuyah, J. Dietz, C. Muthuri, R. Jamnadass, P. Mwangi, R. Coe, H. Neufeldt // Agriculture, Ecosystems & Environment. – 2012. – № 158. – P. 216-224.
8. Niklas K.J. Plant allometry. The scaling of form and process / K.J. Niklas. – Chicago, IL, USA: The University of Chicago Press, 1994. – 236 p.
9. Nordstokke D.W. A new nonparametric levene test for equal variances / D. W. Nordstokke, B.D. Zumbo // *Psicologica*. – 2010. – Vol. 31, № 2. – P. 401-430.
10. Norusis M. Ja. IBM® SPSS® statistics 19 guide to data analysis / Marija J. Norusis. – Upper Saddle River. – New York : Prentice Hall, 2012. – 672 p.
11. Norusis M. Jb. IBM SPSS Statistics 19 statistical procedures companion / Marija J. Norusis. – Upper Saddle River. – New York : Prentice Hall, 2012. – 672 p.
12. Norusis M. Jc. IBM SPSS statistics 19 advanced statistical procedures companion / Marija J. Norusis. – Upper Saddle River. – New York : Prentice Hall, 2012. – 464 p.
13. Panshin A.J. Textbook of Wood Technology / A.J. Panshin, C. De Zeeuw. – New York : McGraw-Hill Book Co, 1980. – 236 p.
14. Shapiro S.S. An analysis of variance test for normality (complete samples) / S.S. Shapiro, M.B. Wilk // *Biometrika*. – 1965. – № 52. – P. 591-611.
15. Sopushynskyy I. The influence of site factors on wood density and moisture content of beech in the Ukrainian Carpathians / I. Sopushynskyy, I. Vintoniv, A. Teischinger, R. Michalak // *Wood Research*. – 2005. – Vol. 50, № 1. – P. 43-49.
16. SPSS Statistics Base 20.0 User's Guide. – Chicago. IL: SPSS Inc., 2011. – 314 p. [Electronic resource]. – Mode of access [http://www.public.dhe.ibm.com/software/analytics/spss/documentation/statistics/20.0/en/client/Manuals/IBM\\_SPSS\\_Statistics\\_Base.pdf](http://www.public.dhe.ibm.com/software/analytics/spss/documentation/statistics/20.0/en/client/Manuals/IBM_SPSS_Statistics_Base.pdf).
17. Tukey, J.W. Exploratory Data Analysis / J.W. Tukey (Ed.). – Reading, MA : Addison-Wesley, 1977. – 236 p.
18. Wirth C. Generic biomass functions for Norway spruce in Central Europe – a meta-analysis approach toward prediction and uncertainty estimation / C. Wirth, J. Schumacher, E.D. Schulze // *Tree Physiology*. – 2004. – № 24. – P. 121-139.

### **Карабчук Д. Ю., Хомюк П.Г. Особенности использования программного обеспечения SPSS для оценки различия средних значений разных выборок коры стволов ели**

Охарактеризованы возможности применения пакета SPSS для оценки существенности разницы между выборочными средними отдельных выборок. Описаны критерии, по которым можно судить о нормальности распределения признаков, а также оценивать расхождение между средними значениями. Приведен пример при-

менения параметрических критериев для выявления различия средних показателей параметров плотности коры стволов ели европейской.

**Ключевые слова:** параметрические критерии, непараметрические критерии, существенность разницы, параметрическая оценка, нормальное распределение, уровень доверия, базисная плотность коры ствола, ель европейская, социальные классы деревьев.

### **Karabchuk D. Yu., Khomiuk P.G. Using statistical software SPSS package in comparing the mean values of independent bark density samples**

The article is student oriented and should help to discover statistical possibilities of SPSS application package for the normality of distribution characteristics, and the estimation of difference between the studied samples mean by parametric and non-parametric tests. An example of parametric criteria is shown in order to identify the significance of differences in evaluation of stem bark of Norway spruce in The Ukrainian Carpathians. It is concluded that bark density is significantly different in trees from dominant and codominant positions than in trees from intermediate social class.

**Keywords:** parametric tests, nonparametric tests, significance of differences, compare means analyze, normal distribution, confidence level, stem bark basic density, Norway spruce, tree social classes (canopy positions).

УДК [581.12+4](582.74)(477) *Аспір. І.О. Рибалка<sup>1</sup>; ст. викл. Ю.І. Вергелес<sup>1</sup>; пров. наук. співроб. І.М. Коваль<sup>2</sup>, канд. с.-г. наук*

### **ВПЛИВ ОМЕЛИ БІЛОЇ (*VISCUM ALBUM L.*) НА ДИНАМІКУ РАДІАЛЬНОГО ПРИРОСТУ КЛЕНА СРІБЛЯСТОГО (*ACER SACCHARINUM L.*) У ЛІСОСТЕПОВІЙ ЗОНІ УКРАЇНИ**

Досліджено вплив омели білої (*Viscum album L.*) на радіальний приріст клена сріблястого (*Acer saccharinum L.*) у Лісостеповій зоні України. Встановлено, що у листопадних видів дерев, до яких належить клен сріблястий, зі збільшенням кількості кущів омели зростає показник радіального приросту деревини. Показано, що уражені рослиною-напівпаразитом дерева стають більш чутливими до впливу зовнішніх чинників довкілля.

**Ключові слова:** омела біла, клен сріблястий, насадження, радіальний приріст деревини, зміни клімату.

**Вступ.** Поширення омели білої (*Viscum album L.*) виявляє загрозу для дерев у лісах, полезахисних смугах, садах, парках і скверах міст. Ця рослина-напівпаразит із широкою вибірковою здатністю заселяє багато видів дерев, зокрема тополі, липи, клени, глоди, верби, осіку, ялину, сосну та вирізняється серед інших рослин-напівпаразитів значно більшою шкідливістю. Заселення омелою спричиняє зниження енергії росту дерев та їх довговічності, втрату декоративності та врожайності, а врешті-решт призводить до часткової або суцільної суховерхості та поступового усихання дерева [9, 12, 13].

Так, дослідження, проведені у Швейцарії, довели, що ступінь усихання дерев залежить від ступеня зрідження крон і зараженості омелою. За однакового відсотка зрідження крон імовірність відмирання дерев із високим та

<sup>1</sup> Харківська національна академія міського господарства, м. Харків;

<sup>2</sup> Український орден "Знак Пошани" науково-дослідний інститут лісового господарства та агролісомеліорації ім. Г.М. Висоцького, м. Харків