

ВІСНИК
ПРИКАРПАТСЬКОГО НАЦІОНАЛЬНОГО
УНІВЕРСИТЕТУ ІМЕНІ ВАСИЛЯ СТЕФАНИКА



СЕРІЯ “БІОЛОГІЯ”
Випуск XI

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ

ВІСНИК
ПРИКАРПАТСЬКОГО НАЦІОНАЛЬНОГО
УНІВЕРСИТЕТУ
імені Василя Стефаника

СЕРІЯ БІОЛОГІЯ

ВИПУСК ХІ



НБ ПНУС



738097

Івано-Франківськ
Гостинець
2008

У віснику висвітлюються результати наукових досліджень з актуальних проблем біології: зоології, популяційної біології, фізіології і анатомії людини і тварин, екології (біологічні науки), агрохімії та ґрунтознавства, математичних методів у біології. Сфера розповсюдження – загальнодержавна. Категорія читачів: викладачі, студенти, наукові співробітники вищих навчальних закладів, наукові співробітники науково-дослідних інститутів Національної Академії Наук України та Академій галузевих Міністерств України.

The almanac presents the results of the research dealing with the problems of biology: zoology, population biology, human and animal physiology, ecology, agrochemistry, mathematic method in biology. The almanac is designed for research workers, teachers, graduate students, undergraduate students and all persons who have interest in the above problems.

Друкується за ухвалою Вченої ради Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника. Протокол № 8 від 04.03.2008 р.

Наукове видання зареєстроване Міністерством юстиції України
серія КВ № 13139-2023Р від 25.07.2007 р.

Редакційна рада: д-р філол. наук, проф. В.В.Грещук (голова ради), д-р фіз.-мат. наук, проф. Б.К.Остафійчук, д-р філос. наук, проф. С.М.Возняк, д-р філол. наук, проф. В.І.Кононенко, д-р біол. наук, проф. В.І.Парпан, д-р психол. наук, проф. Л.Е.Орбан, д-р філол. наук, проф. В.Г.Матвійшин, д-р іст. наук, проф. М.В.Кугутяк, д-р юрид. наук, проф. В.В.Луць, д-р хім. наук, проф. Д.М.Фреїк.

Редакційна колегія:

доктор біол. наук, професор В. І. Парпан (головний редактор)
доктор біол. наук, професор В. І. Мельник (заступник головного редактора)
доктор біол. наук, професор В. П. Стефанюк
доктор біол. наук, професор В. П. Стефанюк
доктор біол. наук, професор В. І. Лушак
доктор біол. наук Ю. М. Чернобай
доктор мед. наук, професор Б. В. Грицуляк
доктор мед. наук, професор І.В. Мазепа
доктор мед. наук, професор М.А. Мазепа
доктор с.-г. наук, професор М. Д. Волощук
кандидат біол. наук, доцент А. Г.Сіренко (відповідальний секретар)
кандидат біол. наук, доцент В. М. Случик
кандидат біол. наук, доцент Н. В. Шумська
кандидат біол. наук, доцент Л. Й. Маховська

Видається з 1995 р.

Адреса редакційної колегії:

76000 Івано-Франківськ, вул. Галицька, 201, ауд. 505.

Прикарпатський національний університет імені Василя Стефаника, кафедра біології та екології

«Істина була єдиною
дочкою часу.»
(Леонардо да Вінчі)



**«У всіх вищих галузях знань найважче було не відкривати факти, а винаходити вірний метод, завдяки якому закони і факти можуть бути встановлені»
(Генрі Томас Бокль)**

ЗООЛОГІЯ

УДК 595.796

БІОЛОГІЯ, ЕКОЛОГІЧНІ ОСОБЛИВОСТІ ТА ВИДОВИЙ СКЛАД МУРАШОК КОМПЛЕКСНОЇ ПАМ'ЯТКИ ПРИРОДИ ЗАГАЛЬНОДЕРЖАВНОГО ЗНАЧЕННЯ „КАСОВА ГОРА”

Т. В. Микитин, В. П. Стефурак

Прикарпатський національний університет імені Василя Стефаника, кафедра біології та екології, e-mail: bratlibo@yahoo.co.uk

Проведено дослідження фауни Formicidae комплексної пам'ятки природи загальнодержавного значення „Касова гора”. На досліджуваній території виявлено 14 видів мурашок, які належать до 2 родин, 7 родів.

Ключові слова: Formicidae, Myrmicidae, Hymenoptera, видовий склад.

Mykytyn T. V., Stefurak V. P. The biology, ecology and species composition of mirmica fauna of natural reservation “Kasova gora”. The research of fauna of Formicidae is carried out at the territory of complex natural resort of national value “Kasova hora”. On experimental territory have found 14 species of ants, which belong to 2 families, 7 sorts.

Key words: Formicidae, Myrmicidae, Hymenoptera, species composition.

Вступ

Мурашки – один з важливих компонентів багатьох наземних біогеоценозів. Дослідженням фауни мурашок в Україні займалися: О.Н.Макаревич [10], В.Ю. Морозова [12], О.М. Березіна, Н.М. Сметана і М.О. Квітко [1], В.Й.Свініцька, Р.К. Мельниченко [17], С.В. Стукалюк [20], О.М. Ніколаєва і Р.К.Мельниченко [13].

Фауну Formicidae Карпатського регіону вивчали К.К.Фасулаті, К.Я.Кижаяєва [22]. Авторами встановлено 43 види мурашок, які належать до 4 підродин і 13 родів, з яких 3 види – *Mymecina graminicola*, *Liometopum microcephalum*, *Ponera coarctata* є новими для Карпат, а один вид (*Lasius rabondi*) – новий для фауни України.

Видовий склад і розселення рудих лісових мурашок виділені та ретельно досліджені Н. А. Смаглюк [18].

Спостереження і суперечки стимулювали проведення досліджень багатьма авторами щодо оцінки ролі мурашок як ентомофагів. Вчені підраховували, скільки комах мурашки приносять до гнізда за годину, за день, за місяць. На підставі багатьох спостережень робились висновки щодо живлення мурашок протягом усього активного періоду. Кількість комах, зібраних за сезон рудими лісовими мурашками коливається в межах: від 64 тисяч до 8 мільйонів. Під час масового розмноження шкідників руді лісові мурашки приносять в гніздо від кількох сотень до десятків тисяч екземплярів за добу [16].

Разом з тим, екологічні особливості поширення мурашок в окремих біотопах ще вивчені недостатньо. У лісових біоценозах найпоширенішими є види роду *Formica*. Біомаса цих комах у лісах південних зон лише дещо менша, ніж біомаса дощових черв'яків [4]. Цей факт свідчить про те, що мурашки роду *Formica* відіграють значну роль в функціонуванні лісових екосистем, що і послужило приводом для проведення наших досліджень. Метою нашого дослідження було вивчити видовий склад та екологічні особливості мурашок однієї з пам'яток природи „Касова гора”.

Матеріали і методи дослідження

Спостереження і польові дослідження проводили на території комплексної пам'ятки природи загальнодержавного значення „Касова гора”, яка розміщена в Галицькому районі, Івано-Франківської області і примикає з північного сходу до Бурштинського водосховища [3]. У 1975 році Касову гору визнано комплексною пам'яткою природи загальнодержавного значення з охоронною зоною в 7 гектарів, а вже у 1988 році охоронну зону розширено до 65 гектарів [15].

Найбільшою цінністю Касової гори є її флора і фауна. Вона здавна привертала увагу ботаніків, зоологів, геологів, медиків. Реліктовий трав'яний покрив цієї ділянки суші Опілля був об'єктом дослідження біля півсотні експедицій, тут збереглися деякі види рослин кінця третинного періоду [23].

При натурному вивченні використовувався емпіричний метод, а саме метод спостереження і стаціонарний тип польових досліджень. Стаціонарний тип польових досліджень включав детальне обстеження району дослідження протягом вегетаційного періоду 2005-2006 років. Були закладені профільні лінії за якими описувалася дослідна територія.

Еколого-біологічні властивості досліджуваних видів мурашок описані за результатами власних спостережень та доповнювалися літературними даними: Г.М.Длусский [5]; Г.М.Длусский, А. П. Букин [6]; И.

А. Халифман [24]; И.А.Халифман [25]; Н.А. Смаглюк [18]; А. А. Захаров [8]; А. Брем [2]; А.З.Злотин [9]; О.Г. Радченко, О.А. Суворов [16]; Жан-Анри Фабр [21]; В.Б.Чернышев [26].

Для вивчення видового складу мурашок роду *Formica* використовувалась методика К. В. Арнольдї (1948); чисельність гнізд та взяття проб мурашок проводилось за методикою Г.М. Длусського (1965). Вивчення живлення мурашок, добової та сезонної активності, а також їх ареалу проводилося за методикою В.Караваєва, Б. І. Щербакова(1953).

При визначенні видів мурашок використовувалися також визначники:
Б.М. Мамаев и др. Определитель насекомых европейской части СССР[11];
В.М. Ермоленко, З.Ф. Ключко. Визначник комах [7];
В.Я. Станек. Иллюстрированная энциклопедия насекомых [19].

Результати та обговорення

На території комплексної пам'ятки природи загальнодержавного значення „Касова гора” були виявлені 14 видів мурашок, які належать до 2 родин, 7 родів(табл. 1).

Таблиця 1. Видовий склад мурашок та їх поширення.

| Родина | Рід | Вид | Місце знаходження |
|------------|-------------|------------------------|--|
| Formicidae | Formica | Formica rufa | Досить поширений вид, поселяється в шпилькових лісах, будує високі купини-мурашники. |
| | Formica | Formica fusca | Гнізда влаштовує в землі, під камінням, або в пнях і повалених деревах, може поселятися в гніздах інших мурашок. |
| | Formica | Formica nigricans | Поширений значніше, ніж <i>Formica rufa</i> . Заселяє, і ліси, і відкриті простори, часто поселяється колоніями. |
| | Lasius | Lasius niger | Дуже поширений вид. Поселяється в різних біотопах, будує невисокі земляні купини. |
| | Lasius | Lasius umbratus | Гнізда зустрічаються в землі, або під камінням. |
| | Lasius | Lasius flavus | Живе переважно у відкритих біотопах, будує невисокі земляні купини. |
| | Camponotus | Camponotus fallax | Живе в деревині. |
| | Camponotus | Camponotus ligniperda | Поширений вид, будує гнізда в стовбурах повалених, а також гнилих дерев. |
| | Camponotus | Camponotus vagus | Поселяється в відкритих біотопах. Гнізда влаштовує в старих деревах, пнях або їх коренях, в обгорілих стовбурах. |
| | Camponotus | Camponotus herculeanus | Типово лісовий вид. Гнізда влаштовує в старих повалених деревах, в землі, під пнями. |
| Myrmicidae | Messor | Messor structor | Зустрічаються у відкритих біотопах, часто мігрують до людських насаджень. |
| | Solenopsis | Solenopsis fugax | Заселяє переважно відкриті біотопи, але зустрічається і в лісах. Будує власні гнізда, але знайдені і в гніздах інших мурашок. |
| | Tetramorium | Tetramorium caespitum | Досить поширений вид, живе в найрізноманітніших біотопах, здебільшого відкритих. Гніздиться в землі, під камінням або живе в пухких земляних купинах, пронизаних травинками. |
| | Myrmica | Myrmica laevinodis | Представники цього виду живуть в різних біотопах, здебільшого відкритих. |

Родина Formicidae

Маленькі, рідше середньої величини суспільні комахи; робочі особини безкрилі, самки крилаті тільки під час лету; самці крилаті, але живуть не довго. На голові мурашок виділяють лобні валики, лобну борозну і лицевий щит. Черевце стебельцеве, стебельце складається з одного члена, причому він може нести вертикальний виріст – луску. Самки і робочі особини не мають жала. Лялечки знаходяться в коконах. Живуть в мурашниках під камінням, під корою чи в земляному гнізді з насипаною купою із залишків рослин, приносять велику користь, як санітари лісу; зустрічаються в садах, городі і домівках, іноді приносять шкоду.

Formica rufa L., (1761)– руда мурашка лісова. Самці і самки 9-11 мм в довжину, а робочі – 4-9 мм. Лицевий щит без вирізки. Довжина голови трохи більша її ширини. На голові два вусики (2-5-й членик вусика довший інших члеників, крім останнього), зубчасті щелепи і чорні очі. Груді в мурашки руді, з темними або бурими плямами, черевце майже чорне, самці темні з рижими ногами. Все тіло покрите невеличкими волосками. Активність цього виду починається вже в квітні. Зустрічається переважно в хвойних лісах. Дуже корисні мурашки, оскільки знищують шкідників лісу. В лісах будують насипні купини(рис.).

Formica fusca L., (1758)– мурашка темно-бура лісова. Самці і самки 8-11 мм в довжину, а робочі особини – 4-6 мм. Довжина голови набагато більша її ширини, 2-5-й членик вусика довший інших члеників, крім останнього. Груді досить довгі і плоскі. Тіло темно-бурого, або червонуватого забарвлення із світлішими вусиками і ногами. Черевце в самки блискуче. Поселяються переважно в землі, а також у пеньках дерев, часто в гніздах кривавої мурашки чи амазонки.

Lasius niger L., (1758)– мурашка садова чорна – одна із найбільш звичайних мурашок, зустрічається на полях, лугах, а також в садах, лісах і навіть в поселеннях людей. Самці 4-5 мм в довжину, самки – 7-10 мм, а робочі – 3-4 мм. Тіло темно-коричневе, або чорнувате, забарвлення матове чи слабо-блискуче. Гнізда влаштовують під землею, з поверхневим горбиком до 0,5 м у висоту (їх можна знайти також під камінням, в старих пеньках і навіть між камінням міської бруківки). До кінця літа з'являються крилаті особини і починається масовий шлюбний політ, “пасуть і доять” попелиць, здатні пошкоджувати сходи різних лісових культур.

Lasius umbratus Nyl., (1846)– волосиста жовта мурашка. Вусики прикріплені до початку лобних валиків поблизу лицевого щита, 2-5-й членик вусика не довший інших члеників.

Lasius flavus Fabr., (1781)– жовта мурашка. Самці 3-4 мм в довжину, самки – 7-9 мм, а робочі особини – 2-4 мм. Вусики прикріплені до початку лобних валиків поблизу лицевого щита, 2-5-й членик вусика не довший інших члеників. Живе в ґрунті, особливо на вологих місцях (на лугах, під каміннями тощо). Крім звичайної для мурашок їжі живиться солодкими виділеннями попелиць, за рахунок яких отримує також і білкову їжу. Крилаті особини зустрічаються в липні-жовтні.

Camponotus fallax Nyl., (1856)– вусики прикріплені до середини лобних валиків. Лицевий щит звужений до переду. Живуть в деревині, шкідники лісу.

Camponotus ligniperda Nyl., (1859)– мурашка-деревоточець західний. Самці і самки 8-14 мм в довжину, а робочі особини – 6-11 мм. Груді і ноги червоні. Голова і черевце (крім червоної основи) чорні; черевце блискуче. Мурашки живуть у деревині, біля основи стовбурів дерев, в корінні дерев, а також в пеньках. Вони проточують ходи і великі камери в деревині старих дерев, іноді в пеньках, в окремих випадках можуть приносити шкоду лісу.

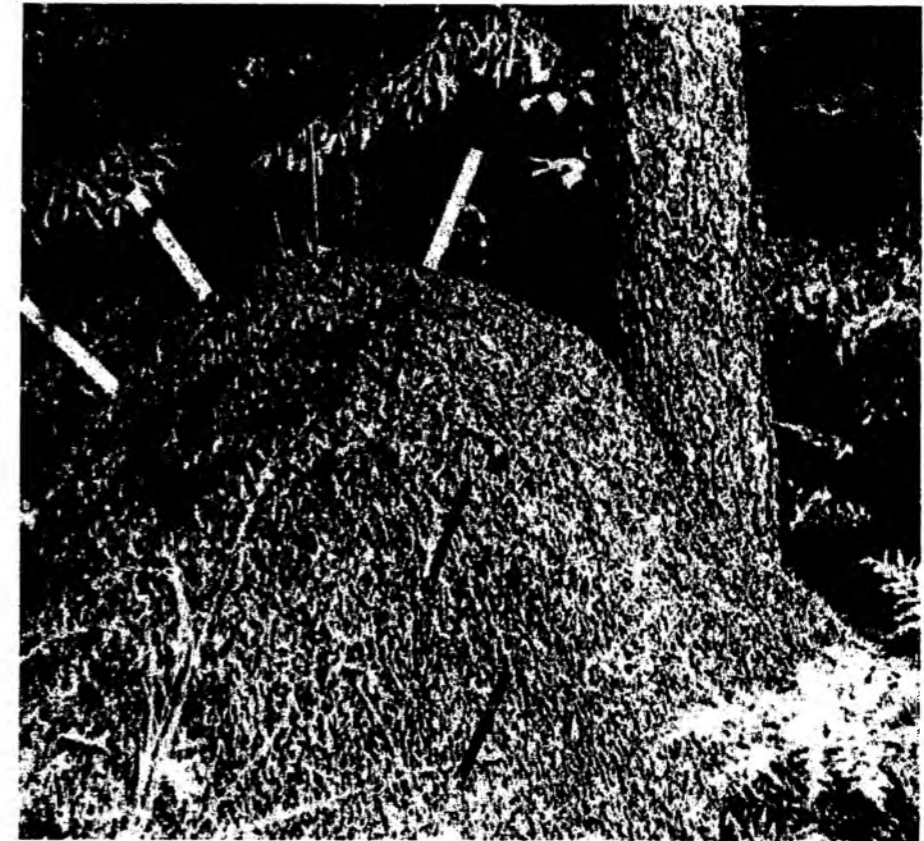


Рисунок 1. Мурашник *Formica rufa*.

Camponotus vagus Nyl., (1854) – мурашка-деревоточець чорний. Груді чорні, тіло чорне, волоски на тілі попелястого кольору. Довжина тіла робочої особини 7-13 мм, а самки 13-15 мм. Зустрічається в листяних лісах. В деревині основи стовбурів дуба вигризає звивисті ходи і великі камери, можуть бути шкідливими для лісу.

Camponotus herculeanus Forel, (1904)- мурашка-деревоточець – найбільша із європейських мурашок. Самки і самці 15-18 мм в довжину, а робочі особини – 16-14 мм. Забарвлення чорне, груді і ноги темно-руді. Свої гнізда деревоточці роблять в деревині хворих чи мертвих ялин, рідше сосен. Полюють на комах.

Родина Myrmicidae

За морфологією і біологією ці мурашки є дуже близькими до родини Formicidae, але відрізняються стебельцем черевця, яке складається з двох сегментів і наявністю жала у самок і робочих. Лялечки вільні, без кокона.

Messor structor Latr., (1798)– європейські мурашки-женці здатні збирати з поля до 55 кг зерна, тобто десятку частину урожаю, яку збирають селяни.

Solenopsis fugax Latr., (1798)– мурашка-злодій – одна з найменших мурашок. Поселяється поряд з гніздами великих мурашок. Робочі особини жовтого кольору, довжиною 1-2 мм, з маленькими очима, які складаються з декількох фасеток.

Tetramorium caespitum L., (1758)– особливістю морфології цих мурашок є те, що два членики стебельця знизу без зубців, іноді перший членик з шипиком. Край лицевого щита у вусикових ямках гострий, в вигляді кіля. Забарвлення темно-буре чи чорне, ноги і вусики більш світлі. Самці і самки 5-8 мм в довжину, робочі особини – 2-4 мм. Живляться мертвими комахами, падаллю, насінням, нектаром квітів; можуть бути проміжними хазяїнами сисунів, які вражають курей.

Myrmica laevinodis Nyl., (1854)– мірміка руда – задньоспинка у неї з зубцями і горбиками. Гомілка задньої ноги з гребінчастою шпорою. Забарвлення темно-руде чи коричнево-жовте. Самки 6-7 мм в довжину, самці – 5-6 мм, а робочі особини – 4-5 мм.

Вплив мурашок на шкідників є досить відчутним. Результати дослідження показали, що у місцях поширення рудих лісових мурашок різко зменшується чисельність шкідників лісу. Шкідниками лісу, яких знищують мурашки є: сосновий пильщик-ткач (*Lyda erythrocephala*), звичайний сосновий пильщик (*Diprion pini*), монашка (*Lymantria monacha*), шовкопряд дубовий (*Lymantria dispar*), представники родин П'ядуни (*Geometridae*), Шовкопряди (*Taenipoeidae*) і Совки (*Noctuidae*) та інші.

Багато із описаних мурашок впливають на різні стадії розвитку комах-шкідників. Вони винищують не тільки личинок різного віку, а й лялечок. Фуражири також ловлять, або принаймні лякають дорослих самок, які готуються до відкладання яєць, у результаті цього на території, яку контролює сім'я мурашок, значно знижується чисельність шкідників на усіх стадіях розвитку. Успішно полюють мурашки і в кронах дерев, де нападають і знищують гусениць. Отримані нами дані підтверджують результати інших дослідників [16].

Окремі види мурашок можуть бути проміжними хазяїнами гельмінтів – паразитів свійських тварин та людини. *Tetramorium caespitum* є проміжним хазяїном сисунів, які вражають курей. Деякі види є паразитами, а саме: *Anergates atratulus*, *Teleutomymex schneideri* і інші. Мурашки роду *Formica* є проміжними живителями ланцетовидного сисуну (*Picrocelium lanceolatum*) [14].

Висновки

1. На досліджуваній території виявлено 14 видів мурашок, які належать до 2 родин: Formicidae, Myrmicidae; 7 родів: *Formica*, *Lasius*, *Camponotus*, *Messor*, *Solenopsis*, *Tetramorium*, *Myrmica*.
2. За період дослідження було виявлено наступні види мурашок, зокрема: *Messor structor*, *Solenopsis fugax*, *Tetramorium caespitum*, *Myrmica laevinodis*, *Formica rufa*, *Formica fusca*, *Formica nigricans*, *Lasius niger*, *Lasius umbratus*, *Lasius flavus*, *Camponotus fallax*, *Camponotus ligniperda*, *Camponotus vagus*, *Camponotus herculeanus*.
3. Найпоширенішими на території комплексної пам'ятки природи загальнодержавного значення „Касова гора” є наступні види: *Formica rufa*, *Formica fusca*, *Formica nigricans*, *Lasius niger*, *Lasius flavus*.

Література

1. Березіна О.М., Сметана Н.М. Видовий склад мурах інгулецького гірничо-збагачувального комбінату// Матеріали конференції „Охорона та вивчення рослинного покриву і тваринного світу”. – Кривий Ріг, 2004. – С.6-9.
2. Брем А. Життя тварин. – Харків: Видавничий дім „Школа”, 2004. – С.430-434.
3. Гетьман В. Заповідна справа потребує інтегрального управління// Дехт. Україна – 2005. – 2 лип. – С.10.
4. Длусский Г.М. Методы количественного учета почвообитающих муравьев// Зоологический журнал, № 44. – 1965. – С. 5-13.
5. Длусский Г.М. Муравьи рода *Formica*. – М.: Наука, 1967. – 180 с.
6. Длусский Г.М., Букин А.П. Знакомьтесь: муравьи! – М.: Агропромиздат, 1986. – 220 с.
7. Ермоленко В.М., Ключко З.Ф. Визначник комах. – К.: Радянська школа, 1971. – С.130-131.
8. Захаров А.А. Муравей, семья, колония. – М.: Наука. – 1978. – 143 с.

9. Злотин А.З. Насекомые – друзья и враги человека. – К.: Урожай, 1987. – 216 с.
10. Макаревич О.Н. Видове різноманіття та хорологічні комплекси мурашок міста Херсона// Матеріали конференції „Загальна і прикладна ентомологія в Україні”. – Львів, 2005. – С.129-130.
11. Мамаев Б.М. и др. Определитель насекомых европейской части СССР. Учеб. Пособие для студ. биолог. специальностей пед. ин-тов. – М.: Просвещение, 1976.-244 с.
12. Морозова В.Ю. Муравьи Харькова//Матеріали конференції „Загальна і прикладна ентомологія в Україні”. – Львів, 2005. – С.156-158.
13. Николаева О.М., Мельниченко Р.К. Экология та поведінка рудої лісової мурахи *Formica polyctena* в умовах Житомирської області// Матеріали конференції „Екологічні дослідження у промислових регіонах України”. – Дніпропетровськ, 2005. – С.116-118.
14. Окипенко Н.И. Насекомые – наши друзья и враги. – Львов: Издательство при Львовском университете, 1989. – 112 с.
15. Приходько М.М., Абрам'юк У.М., Бойчук І.І., Парпан В.І., Штирвало Я.Є. та інші. Природно-заповідні території та об'єкти Івано-Франківщини. – Івано-Франківськ. – 2000. – С. 97.
16. Радченко О.Г., Суворов О.А. Лісові санітари. – К.: Урожай, 1988.-126 с.
17. Свініцька В.Й., Мельниченко Р.К. Фауна та екологія мурах Житомирщини//Матеріали конференції „Біорізноманіття та роль зооценозу в природних і антропогенних екосистемах”. – Дніпропетровськ, 2005. –С.303-304.
18. Смаглюк Н.А. Рыжие лесные муравьи Украинских Карпат и их лесохозяйственное значение: Автореферат диссертации на соискание ученой степени канд. биол. наук. – К., 1971. – С.4-22.
19. Станек В.Я. Иллюстрированная энциклопедия насекомых. – Прага: Артия, 1981. – 560 с.
20. Стукалюк С.В. Суточная активность муравьев в степных сообществах Карадагского природного заповедника//Матеріали конференції „Біорізноманіття та роль зооценозу в природних і антропогенних екосистемах”. – Дніпропетровськ, 2005. – С.309-310.
21. Фабр Жан-Анри. Жизнь насекомых. Рассказы энтомолога // Сокращенный перевод с французского и обработка д.б.н. Н.Н. Плавильщикова. – М., 1963. – С. 188-204.
22. Фасулаті К.К., Кицаєва К.Я. Комахи Українських Карпат. – К.: Наукова думка, 1966. – С.92-99.
23. Фауна и биоценотические связи насекомых Украины: Сборник науч. трактатов. – К.: Наукова думка, 1987. – 88 с.
24. Халифман И.А. Операция „Лесные муравьи”. – М.:Лесная промышленность, 1974. – 258 с.
25. Халифман И.А. Муравьи. – М.: Молодая гвардия, – 1963. – 303 с.
26. Чернышев В.Б. Экология насекомых: Учеб. для вузов. – М.: Изд-во МГУ, 1996. – 304 с.

Стаття поступила до редакції 26.05.2007 р.; прийнята до друку 02.07.2008 р.

Стефурак В. П. – доктор біологічних наук, професор кафедри біології та екології Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

Микитин Т. В. – магістр, випускниця кафедри біології та екології Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

Рецензент: кандидат біологічних наук, доцент кафедри біології та екології Сіренко А. Г.

УДК 595.76(477)

ДО ПИТАННЯ ПРО СЕЗОННІ ЗМІНИ В УГРУПУВАННЯХ *STAPHYLINIDAE (COLEPTERA, INSECTA)* ПІДСТИЛКИ БУКОВОГО ЛІСУ ЗАКАЗНИКА «КОЗАКОВА ДОЛИНА»

Зорій Б. В., Сіренко А. Г.

Кафедра біології та екології Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника
e-mail: bratlibo@yahoo.co.uk

Проведено дослідження сезонної динаміки угруповань *Staphylinidae (Coleoptera, Insecta)* підстилки букового лісу заказника «Козакова долина» в 2003-2006 рр. Виявлено статистично достовірні зміни структури видових комплексів *Staphylinidae* протягом весняно-літнього сезону.

Ключові слова: *Staphylinidae*, екосистема, видові комплекси.

Zoriy B. V., Sirenko A.G. To question the season dynamic of *Staphylinidae* species complex of beech forest litter of reservation "Kozakova dolyna". The season dynamic of *Staphylinidae* species complex of beech forest litter of reservation "Kozakova dolyna" was research in 2003-2006. The dynamic of species complex structure was discovered in period sprinter-summer season.

Key words: *Staphylinidae*, ecosystem, species complex.

Вступ

Родину стафілінід (*Staphylinidae*) можна сміливо назвати найчисельнішою серед жуків. В фауні світу нараховується більше 43 тисячі видів. Стафілініди заселяють всі наземні біотопи від рівнин до засніжених гірських вершин. Більшість стафілінід мають нетиповий для жуків вигляд через вузьке видовжене тіло та сильно вкорочені надкрилля, які залишають більшу частину черевця відкритим і під якими дуже компактно складені задні крила. Така побудова забезпечує велику гнучкість тіла що дозволяє стафілінідам проникати в тріщини різних субстратів і ефективно переміщуватись в них. Саме цей «нежуковий» вигляд стафілінід являється максимальним втіленням одної із основних тенденцій в еволюції ряду жуків – завоювання крилатими комахами прихованих місць існування при збереженні функціональних задніх крил. Фауна *Staphylinidae* багатьох біотопів і природних заповідних урочищ Прикарпаття ґрунтовно не вивчалася. Це стосується і видових комплексів *Staphylinidae* підстилки букових лісів «Козакова долина». Останні дослідження *Staphylinidae* тут проводились більше ніж 100 років тому. Сезонна динаміка *Staphylinidae* вивчена вкрай фрагментарно і недостатньо. Дослідження фауни стафілінід на території Прикарпаття проводились епізодично. Повідомлення, які стосуються фауни *Staphylinidae* нинішньої Івано-Франківської області містяться в роботах Ломницького А.М. [7] та Новицького М. [8] (кінець 19 століття). У 1978-1985 роках фауну *Staphylinidae* на Прикарпатті вивчав Здун В.І.[2, 3]. Ним було зареєстровано 142 види стафілінід, які належать до 41 роду і 6 підродинам. Проте Здун В. І. та співавтори проводили дослідження переважно вивчаючи лісову підстилку гірських екосистем, а Ломницький А. М. хоч і проводив дослідження на території нинішнього заказника «Козакова долина», але за останні 100 років флора цієї території змінилася докорінно і змінилися в зв'язку з цим і видові комплекси *Staphylinidae*.

Велика рухомість сегментів та гнучкість тіла - особливість яка дає стафілінідам певні еволюційні переваги, і одночасно накладає деякі обмеження на спектр місць існування доступного для родини. Через широкі мембрани, які забезпечують рухомість між сегментами (в основному найбільш рухомого черевця, а також між передньо- та середньогрудми), стафілініди дуже чутливі до висихання. Тому вони приурочені до достатньо вологих місць проживання. Тільки невелика кількість стафілінід освоїла засушливі ландшафти (наприклад пустельний рід *Physetops*), і то завдяки строгій приуроченості до стариць з достатньою вологістю, які там рідко зустрічаються. Через укорочені надкрилля у стафілінід не може сформуватися субелітральна порожнина (в якій у інших жуків утримується вологе повітря), що також робить неможливим для них довге перебування поза добре зволженими місцями. Із-за відсутності субелітральної порожнини, можливо, стафілініди не змогли освоїти і водне середовище, хоча в навколоводних місцях існування стафілініди – одна із домінуючих родин жуків [1]. Стафілініди – виключно наземна група жуків, приурочена в основному до добре зволжених неґрунтових місць проживання. Максимального різноманіття та чисельності стафілініди досягають в вологих лісних ландшафтах, в ласовій підстилці. Серед стафілінід також відомі форми спеціалізовані до ґрунтового місця проживання, наприклад ціла підродина *Leptotyphlinae*, які об'єднують дрібних депігментованих сліпих стафілінід. Проживають стафілініди і в печерах, хоча цікаво, що на відміну від карабід, де багато справді спеціалізованих форм, більшість стафілінід які зустрічаються в печерах не є їхніми облігантними жителями. Вони в основному ґрунтово-підстилочні форми, які можуть зустрічатися і за межами печери. Велика кількість стафілінід з різним ступенем спеціалізації приурочені до проживання в норах дрібних ссавців та в гніздах птахів. Цікавий та унікальний для родини приклад являють собою стафілініди з підтриби *Amblyopinina* (*Staphylininae: Staphylinini*), поширені в Південній Америці та Австралії. Імаго *Amblyopinina* облігантно живуть на тілі великих гризунів, пересуваючись в волосяному покриві цих тварин, вони харчуються їхніми дрібними паразитами (кліщами, блохами та ін.). Стафілініди широко представлені і серед комах пристосованих до проживання в гніздах мурах та термітів. Ряд спеціалізованих форм зв'язаних з проживанням в гніздах ос та бджіл. Найбільш екстремальним із освоєних стафілінідами місць проживання можна рахувати приливно-відливну зону океанічних берегів [6, 1].

Матеріали і методи

Збір комах проводився протягом всього весняно-літнього сезону 2003-2006 рр. методами ручного збору, ґрунтових пасток з органічною приманкою, просіюванням лісової підстилки. Також відлов проводився за допомогою джерела денного та ультрафіолетового світла. Ці збори проводились на території заказника «Козакова долина» в 10 км на північ від с. Вовчинці в буковому лісі, що росте на гіпсових сильно закарстованих схилах.

Визначення видів комах проводилось як описано в [1, 4]. При визначенні видів стабільні використовувалось препарування геніталій ♂♂, структура яких в більшості випадків являється надійною діагностичною ознакою виду.

Результати і обговорення

На території ландшафтного заказника «Козакова Долина» в підстилці букового лісу протягом 2003-2006 років нами було виявлено 26 видів коротконадкрилих жуків (*Staphylinidae*), які відносились до 13 родів і 7 підродин:

Підродина *Oxytelinae*

Pycnoglypta lurida Gyllenhal, 1827
Deleaster dichrous Gravenhorst, 1802
Oxytelus sculptoratus Gravenhorst, 1802

Підродина *Staphylininae*

Philonthus immundus Gyllenhal, 1810
Philonthus rotundicollis Menetries, 1832
Philonthus ephippium Nordmann, 1837
Philonthus addendus Sharp, 1867
Philonthus dimidiatus C.R. Sahlberg, 1830
Ocupus compressus Marsham, 1802
Ocupus biharicus J.Müller, 1926
Staphylinus cesareus Cederhjelm, 1798
Staphylinus erithropterus Linaeus, 1758
Ontholestes haroldi Eppenhart, 1845
Ontholestes murinus Linaeus, 1758

Підродина *Oxyporinae*

Oxyporus rufus Linaeus, 1758

Одні із цих видів зустрічались масово, інші – поодинокі. В різні місяці весняно-літнього сезону угруповання жуків-стафілінід підстилки букового лісу відрізнялось як по видовому складу так і по частоті трапляння видів (табл.1).

Таблиця 1. Динаміка фауни *Staphylinidae* заказника «Козакова долина» весняно-літнього сезону 2003-2006 років. Показано середню відносну частоту зустрічі видів в різні періоди весняно-літнього сезону.

| № п/п | Види | квітень | травень | червень | липень | серпень |
|-----------------------------------|--|---------|---------|---------|--------|---------|
| 1 | <i>Deleaster dichrous</i> Gravenhorst, 1802 | 0,000 | 0,000 | 0,003 | 0,000 | 0,009 |
| 2 | <i>Ocupus biharicus</i> J.Müller, 1926 | 0,000 | 0,000 | 0,003 | 0,000 | 0,000 |
| 3 | <i>Ocupus compressus</i> Marsham, 1802 | 0,000 | 0,114 | 0,065 | 0,035 | 0,028 |
| 4 | <i>Ontholestes haroldi</i> Eppenhart, 1845 | 0,000 | 0,000 | 0,038 | 0,000 | 0,009 |
| 5 | <i>Ontholestes murinus</i> Linaeus, 1758 | 0,000 | 0,000 | 0,003 | 0,007 | 0,009 |
| 6 | <i>Oxyporus rufus</i> Linaeus, 1758 | 0,000 | 0,027 | 0,058 | 0,220 | 0,504 |
| 7 | <i>Oxytelus sculptoratus</i> Gravenhorst, 1802 | 0,000 | 0,000 | 0,003 | 0,000 | 0,000 |
| 8 | <i>Paederus rubrothoracicus</i> Goeze, 1808 | 0,000 | 0,000 | 0,003 | 0,000 | 0,009 |
| 9 | <i>Philonthus ephippium</i> Nordmann, 1837 | 0,000 | 0,246 | 0,175 | 0,163 | 0,119 |
| 10 | <i>Philonthus immundus</i> Gyllenhal, 1810 | 0,000 | 0,299 | 0,188 | 0,149 | 0,064 |
| 11 | <i>Philonthus rotundicollis</i> Menetries, 1832 | 0,000 | 0,000 | 0,003 | 0,000 | 0,009 |
| 12 | <i>Philonthus addendus</i> Sharp, 1867 | 0,000 | 0,000 | 0,003 | 0,007 | 0,000 |
| 13 | <i>Philonthus dimidiatus</i> C.R. Sahlberg, 1830 | 0,000 | 0,000 | 0,003 | 0,000 | 0,000 |
| 14 | <i>Pycnoglypta lurida</i> Gyllenhal, 1810 | 0,678 | 0,117 | 0,017 | 0,007 | 0,000 |
| 15 | <i>Rugilus rufipes</i> Germar, 1824 | 0,000 | 0,000 | 0,003 | 0,000 | 0,009 |
| 16 | <i>Staphylinus cesareus</i> Cederhjelm, 1798 | 0,000 | 0,000 | 0,257 | 0,220 | 0,101 |
| 17 | <i>Staphylinus erithropterus</i> Linaeus, 1758 | 0,000 | 0,000 | 0,003 | 0,000 | 0,000 |
| 18 | <i>Stenus comma</i> Leconte, 1863 | 0,000 | 0,026 | 0,045 | 0,106 | 0,083 |
| 19 | <i>Stenus ater</i> Mannerhfm, 1830 | 0,000 | 0,034 | 0,024 | 0,014 | 0,009 |
| 20 | <i>Stenus longipes</i> Heer, 1839 | 0,000 | 0,000 | 0,003 | 0,000 | 0,009 |
| 21 | <i>Tachyporus formosus</i> Matthews, 1838 | 0,322 | 0,064 | 0,017 | 0,007 | 0,000 |
| 22 | <i>Tachyporus hipnorum</i> Fabricius, 1775 | 0,000 | 0,000 | 0,038 | 0,014 | 0,009 |
| 23 | <i>Tachyporus hipnorum</i> Fabricius, 1775 | 0,000 | 0,000 | 0,003 | 0,007 | 0,000 |
| 24 | <i>Xantholinus linearis</i> Oliver, 1795 | 0,000 | 0,072 | 0,031 | 0,035 | 0,009 |
| 25 | <i>Xantholinus glabratus</i> Gravenhorst, 1802 | 0,000 | 0,000 | 0,003 | 0,007 | 0,000 |
| 26 | <i>Xantholinus tricolor</i> Fabricius, 1775 | 0,000 | 0,000 | 0,003 | 0,000 | 0,009 |
| Кількість досліджених екземплярів | | 115 | 264 | 292 | 141 | 109 |

Статистичний аналіз сезонної динаміки видових комплексів жуків-стафілін підстилки букового лісу заказника «Козакова долина» представлений в табл. 2.

Таблиця 2. Порівняльний аналіз структури видових комплексів жуків-стафілін підстилки букового лісу заказника «Козакова долина» різних місяців весняно-літнього сезону. Показано значення критерію Пірсона (χ^2). Значення χ^2 які перевищують критичне (для $P < 0,05$) виділені.

| | квітень | травень | червень | липень | серпень |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| квітень | - | 218,934 | 350,889 | 210,132 | 203,999 |
| травень | | - | 142,221 | 98,438 | 170,843 |
| червень | | | - | 86,308 | 140,085 |
| липень | | | | - | 35,251 |
| серпень | | | | | - |

Як бачимо, результати статистичного аналізу показують, що протягом весняно-літнього сезону виявлена статистично достовірна динаміка по частоті трапляння видів жуків-стафілін ($P < 0,01$ для 9 порівнянь і $P < 0,05$ для одного порівняння – липень-серпень).

Найвище видове багатство в угрупованнях стафілін дослідженої екосистеми фіксувалось нами в червні місяці (рис. 1).

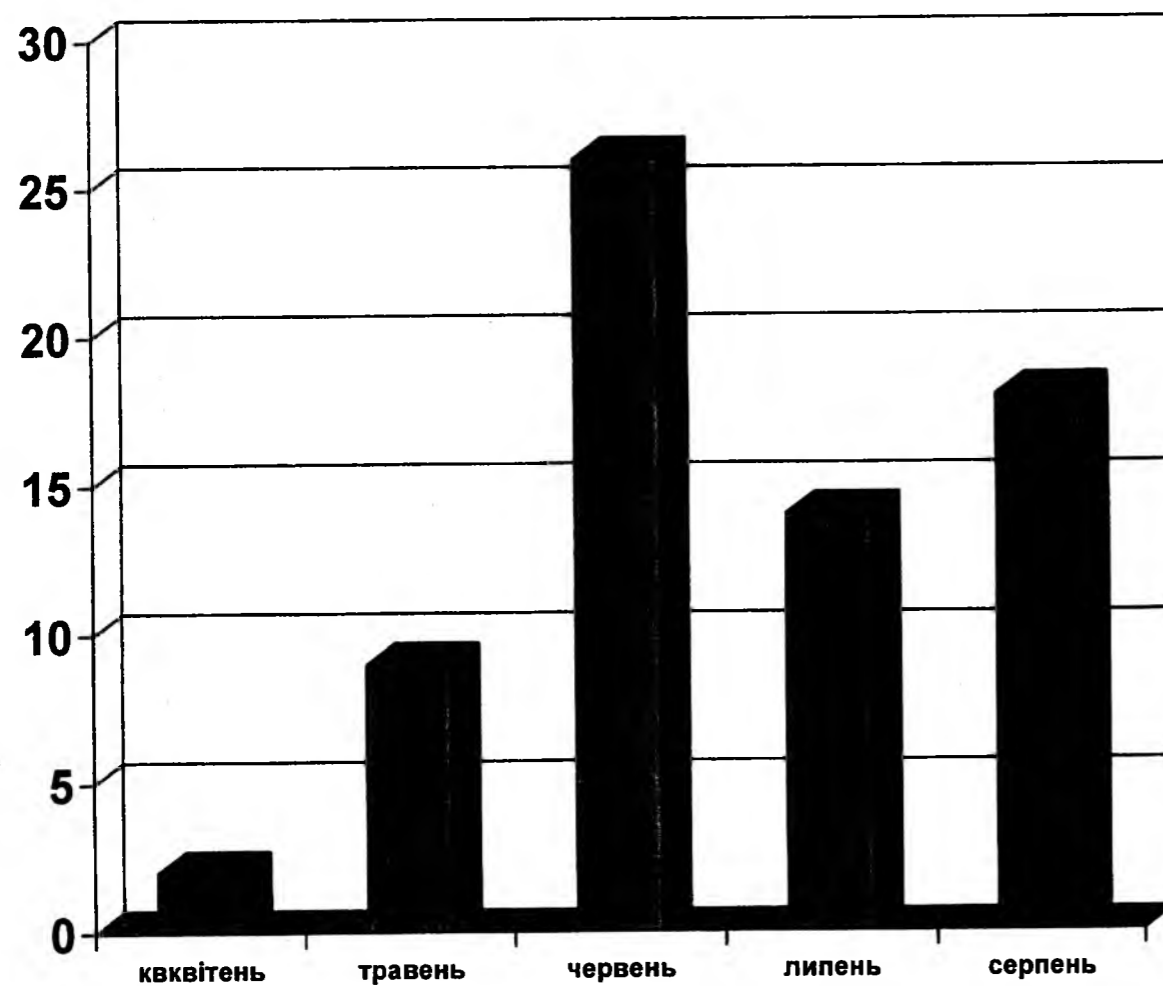


Рисунок 1. Видове багатство угруповань жуків-стафілін підстилки букових лісів заказника «Козакова долина». Показана кількість виявлених видів у різні місяці весняно-літнього сезону у 2003-2006 роках.

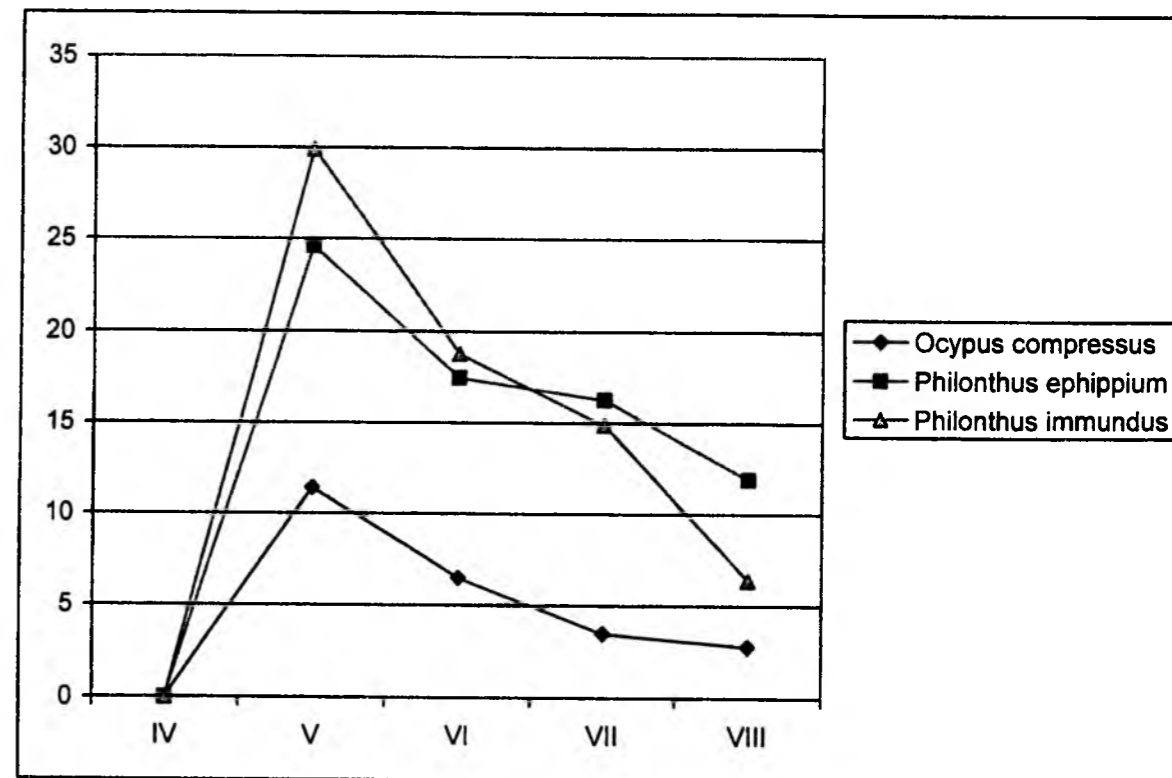


Рисунок 2. Зміна відносної частоти трапляння деяких видів жуків-стафілінів у підстилці букового лісу заказника «Козакова долина» в різні місяці весняно-літнього сезону. Показана частота трапляння видів у %.

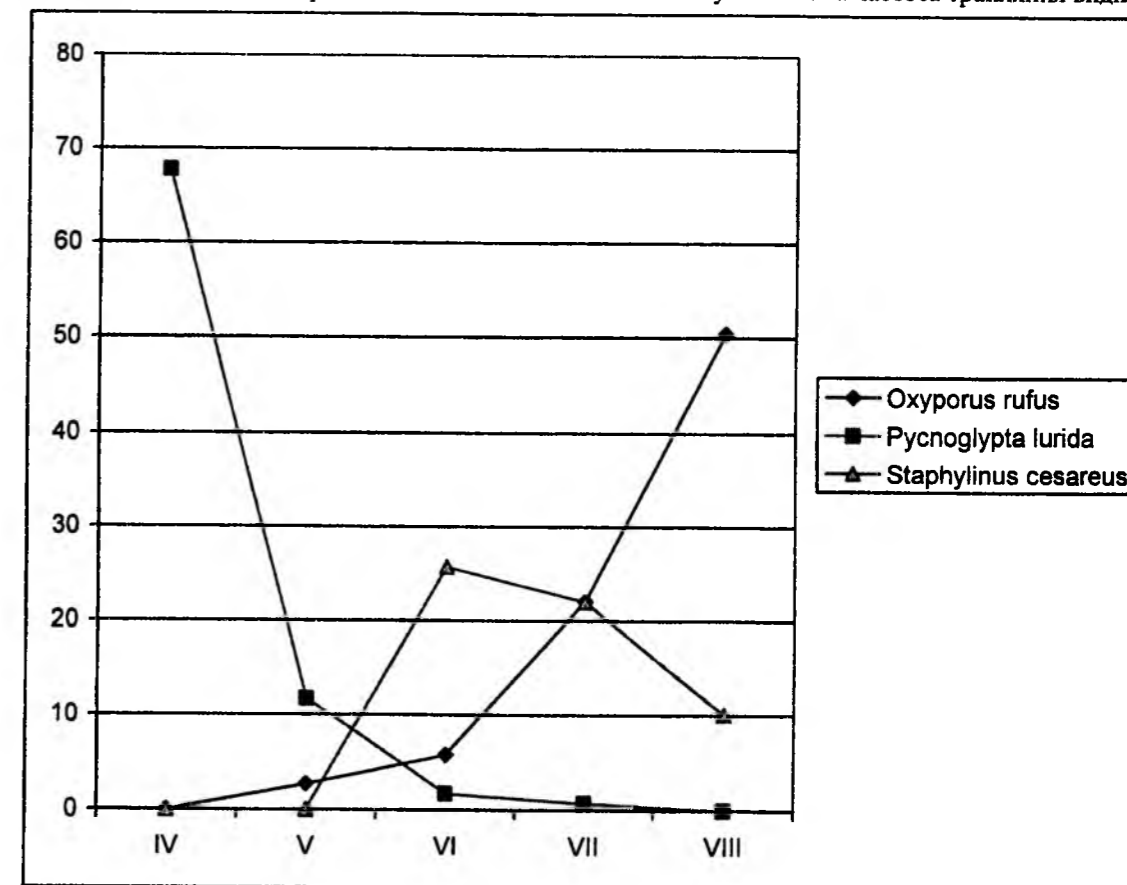


Рисунок 3. Зміна відносної частоти трапляння деяких видів жуків-стафілінів у підстилці букового лісу заказника «Козакова долина» в різні місяці весняно-літнього сезону. Показана частота трапляння видів у %.

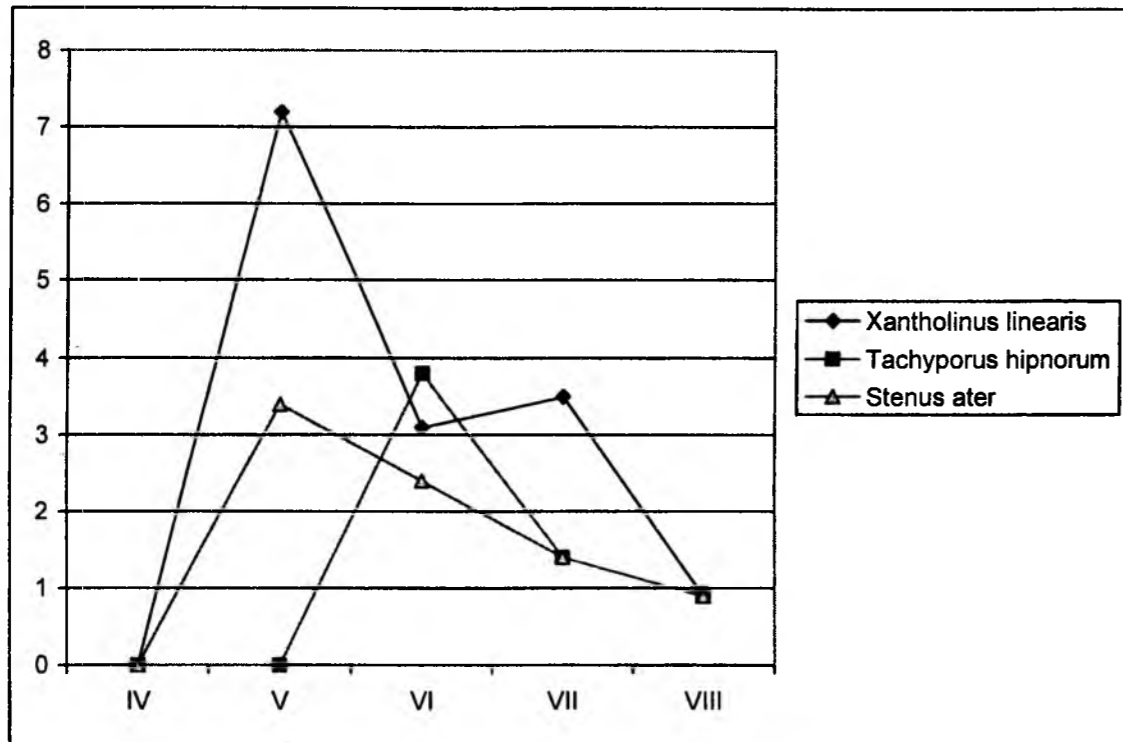


Рисунок 4. Зміна відносної частоти трапляння деяких видів жуків-стафілінів у підстилці букового лісу заказника «Козакова долина» в різні місяці весняно-літнього сезону. Показана частота трапляння видів у %.

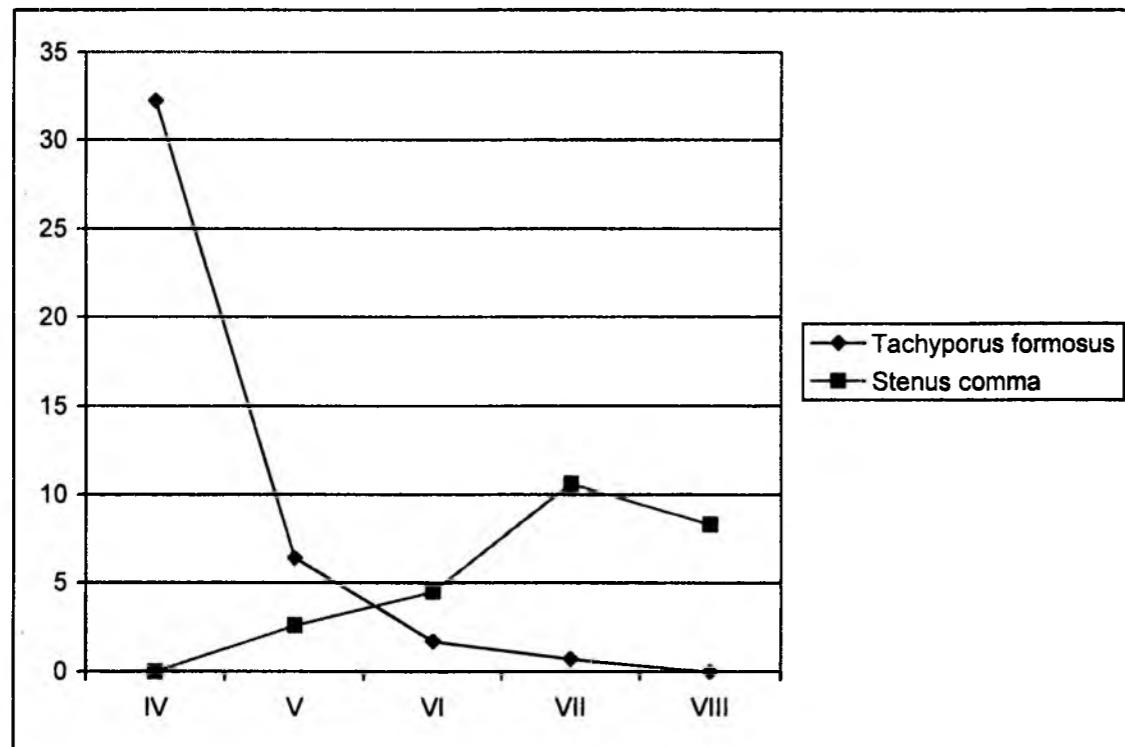


Рисунок 5. Зміна відносної частоти трапляння деяких видів жуків-стафілінів у підстилці букового лісу заказника «Козакова долина» в різні місяці весняно-літнього сезону. Показана частота трапляння видів у %.

Схема виявленої сезонної динаміки угруповань стафілін дослідженої екосистеми представлена на рис. 2, 3, 4, 5. Як бачимо, максимуми відносної чисельності у деяких видів співпадали (таких видів як, наприклад, *Oscypus compressus* Marsham, 1802; *Philonthus ephippium* Nordmann, 1837; *Philonthus immundus* Gyllenhal, 1810) і припадали на травень місяць. У інших видів піки відносної чисельності припадали на різні місяці весняно-літнього сезону. Практично у всіх видів, що зустрічалися у дослідженій екосистемі спостерігався тільки один пік відносної чисельності.

Висновки

1. В угрупованнях жуків-стафілін підстилки букового лісу заказника «Козакова долина» виявлено статистично достовірну динаміку.
2. У динаміці угруповання жуків-стафілін підстилки букового лісу межі Передкарпаття та лісостепу простежуються певні закономірності. По пікам відносної чисельності можна виділити фенологічні групи весняні, пізньовесняні, рінньолітні, літні, пізньолітні.

Література

1. Бей-Биенко Г.Я. (ред.) Определитель насекомых европейской части СССР в пяти томах. Т.2. – М.: Высшая школа, 1965. – С. 111-156.
2. Здун В.И., Тур Р.Ф. К зоогеографической характеристике стафилинид (Coleoptera, Staphylinidae) Прикарпаття // III съезд украинского энтомологического общества. Тезисы докладов. – К., 1987. – с. 69.
3. Здун В.И., Тур Р.Ф. К зоогеографической характеристике стафилинид (Coleoptera, Staphylinidae) Прикарпаття // III съезд украинского энтомологического общества. Тезисы докладов. – К., 1987. – с. 69.
4. Крыжановский О.Л., Емец В.М. К методике препаровки гениталий у жуков // Энтомологическое обозрение. – 1972. – Т. LI, N 1. – С. 123 - 129.
5. Чумакова Л.С. Влияние промышленных выбросов на сообщества стафилинид (Coleoptera, Staphylinidae) полей многолетних трав // Журнал «Весті НАН Беларусі». Сер. біял. навук. – 2001. - N 3. – с. 96-98.
6. Freude H., Harde K.W., Lohse Y.A. Die Kafer Mitteleuropas. I. Rinführung in die Kaferkunde. – Krefeld: Goecke u. Evers, 1965. – P. 1-214.
7. Lomnicki A. M. Catalogus Coleopterorum Haliciae. – Krakow: Custodius Musei Dzieduszyckiani, 1884. – S. 24-25.
8. Novicki M. Beitrage zur Insectenfauna Galiziens. – Krakau: Jagellonische Universitats-Buchdruckerei, 1873. – S. 29-39.

Стаття поступила до редакції 06.07.2008 р.; прийнята до друку 12.08.2008 р.

Зорій Б. В. – спеціаліст-біолог, випускник Інституту природничих наук Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника, здобувач кафедри біології та екології Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

Сіренко А. Г. – кандидат біологічних наук, доцент кафедри біології та екології Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

Рецензент: доктор біологічних наук, професор, Парпан В. І – завідувач кафедри біології та екології Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

МІКРОЕВОЛЮЦІЙНІ ПРОЦЕСИ В ПОПУЛЯЦІЯХ *LEPTINOTARSA DECEMLINEATA* (SAY, 1824) ПІД ВПЛИВОМ ЗАСТОСУВАННЯ ІНСЕКТИЦИДІВ. АНАЛІЗ ПРОЦЕСІВ 2004-2006 РОКІВ.

Ельцов А. Л., Сіренко А. Г.

Кафедра біології та екології Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника,
e-mail: Biology224444@rambler.ru

Досліджено поширення форм виду *Leptinotarsa Decemlineata* (Say, 1824) стійких до дії піретроїдних інсектицидів на Прикарпатті, динаміку феногенетичної структури окремих популяцій Прикарпаття у 2004-2006 рр. Виявлені деякі спільні риси популяцій Прикарпаття та окремі різко відмінні популяції.

Ключові слова: популяція, інсектициди, *Leptinotarsa*.

Yeltsov A. L., Sirenko A. G. Microevolutionary process in populations Leptinotarsa Decemlineata (Say, 1824) under influence the employment of insecticide. The analysis of 2004-2006. Was research of spreading of pyretroid insecticide resistant forms Leptinotarsa Decemlineata (Say, 1824) in Precarpathian region (Ukraine), dynamic of phenogenetic structure of separate populations in 2004-2006. Was discovered some common traits of Precarpathian populations and separate sharp distinctive populations.

Key words: population, insecticide, *Leptinotarsa*.

Вступ

Природна чутливість комах до інсектицидів – вихідна точка відліку рівня їхньої резистентності до конкретного препарату. Генетична нестабільність популяції фітофагів – це загально біологічна властивість біоресурсів агро екосистеми, реалізована через екологічну стійкість, тобто спроможність біоти протистояти дії абіотичних і біотичних стресорів. Під дією пестицидного стресу у фітофагів різко зростає внутрішньо популяційна мінливість, виникають і відбираються стійкі форми, в результаті чого відбувається формування його резистентних популяцій. Резистентність характеризується як зміна генетичної структури популяції в результаті появи і поширення стійкого біотипа внаслідок направленого добору, що викликається дією агрохімікату. Багато аспектів резистентності комах до інсектицидів залишаються не вивченими. Вважається, що інсектицид, зменшуючи чисельність популяції, індукує у ній генетичну нестабільність і резистентність до цього антропогенного стресора. Згідно сучасних уявлень резистентність будь-якого біологічного виду до абіотичних стресорів – споконвічно притаманна йому властивість реалізації адаптивного потенціалу (екологічної резистентності), вироблена в процесі тривалої еволюції [4].

Leptinotarsa decemlineata (Say, 1824) (*Chrysomelidae, Coleoptera, Insecta*) – вид з триваючими процесами видоутворення, якому притаманний значний внутрішньовидовий поліморфізм і екологічна пластичність. З того часу цей вид перейшов на культурну картоплю і почав завдавати значних збитків (1855 р., м. Омаха штату Небраска) почався пошук засобів протидії цьому небезпечному шкіднику. На сучасному етапі ця протидія відбувається у трьох напрямках – пошуку ефективних інсектицидів, виведення сортів картоплі стійких до цього шкідника і пошук, акліматизація видів які контролюють чисельність цього листоїда. *Leptinotarsa decemlineata* (Say, 1824) виявився видом, який швидко еволюціонує і пристосовується до нових стресових умов в тому числі і засобів боротьби з ним [7]. Популяції цього виду виявились надзвичайно поліморфними в тому числі морфологічно. Особливо поліморфними виявились популяції по забарвленні передньоспинки – по розташуванню і формі чорних плям. Як показали подальші дослідження багато форм цього виду по забарвленню передньоспинки стійкі до дії конкретних інсектицидів, в тому числі піретроїдних. Було виявлено, що ряд фенів по забарвленню передньоспинки, зокрема фени L, P, (AB), D, E₃, E₍₃₎, E₍₂₎₊₁, V мають різну адаптивність до інсектицидів, зокрема до поліхлорпінінбоверину, хлорофосу, дилору. Зокрема, вважається, що носії фенів L, D, E₃, E₍₃₎, V проявляють резистентність до поліхлорпінінбоверину, носії фенів P, (AB) – до дилору, носії фенів (AB), D – до хлорофосу [2, 3, 5, 6].

Hawthorne D. J. Вважає, що гени, які відповідають за структуру забарвлення передньоспинки і одночасно за чутливість до піретроїдних інсектицидів зв'язані з X-хромосомою, але ці гени на сьогодні до сі не ідентифіковано [8].

Вивчення мінливості фенетичної структури популяцій *Leptinotarsa decemlineata* в часі і просторі дає можливість чітко визначити границі між популяціями і іншими внутрішньовидовими групами, визначити

напрямок і темп добору, що є важливим для вивчення мікроеволюції [6]. Вважається, що вивчення генофонду і феногеографії колорадського жука перспективно для розробки ефективних методів боротьби з ним [5].

Матеріали і методи

Збір комах проводився на території західних областей України - Івано-Франківської, Тернопільської, Львівської, Закарпатської, Волинської, Чернівецької у серпні 2004 – 2007 рр. Було проаналізовано вибірки з 65 популяцій *Leptinotarsa decemlineata* (Say, 1824), в тому числі з 55 популяцій з Івано-Франківської області. Перелік досліджених популяцій та число досліджених екземплярів наведені в табл. 1.



Рисунок 1. Локалізація досліджених популяцій колорадського жука Івано-Франківської області у 2004-2006 рр. Позначення популяцій як в табл. 1.

ПРИКАРПАТСЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ
ІМЕНІ ВАСИЛЯ СТЕФАНИКА
код 02125266
НАУКОВА БІБЛІОТЕКА
17 73809/

Таблиця 1. Популяції виду *Leptinotarsa decemlineata* Say. Івано-Франківської області. Вказана кількість досліджених екземплярів комах в різні роки досліджень.

| № п/п | Популяції | Період досліджень | | |
|--|-----------------------|-------------------|------|------|
| | | 2004 | 2005 | 2006 |
| Івано-Франківська група популяцій | | | | |
| 1 | Івано-Франківськ (IF) | 183 | 0 | 0 |
| 2 | Павлівка (P) | 254 | 107 | 139 |
| 3 | Тлумач (T) | 237 | 0 | 0 |
| 4 | Озерни (O) | 105 | 0 | 0 |
| 5 | Узин (Uz) | 0 | 0 | 56 |
| 6 | Забережнє (Za) | 0 | 0 | 65 |
| 7 | Ст. Богородчани (Bo) | 0 | 0 | 220 |
| 8 | Чернівці (Che) | 0 | 0 | 60 |
| 9 | Ворона (V) | 105 | 0 | 0 |
| 10 | Вільшаниця (Vi) | 102 | 0 | 0 |
| 11 | Клубівці (Kl) | 0 | 96 | 0 |
| 12 | Королівка (Kr) | 0 | 87 | 0 |
| 13 | Красіїв (Ka) | 0 | 101 | 0 |
| 14 | Крихівці (Ki) | 0 | 100 | 0 |
| 15 | Новосілка (No) | 0 | 104 | 0 |
| 16 | Саджава (Sa) | 0 | 107 | 0 |
| 17 | Чукалівка (Chu) | 0 | 112 | 0 |
| 18 | Майдан (M) | 193 | 0 | 0 |
| 19 | Тязів (Ta) | 0 | 0 | 61 |
| Галицька група популяцій | | | | |
| 20 | Блюдниці (Bl) | 0 | 0 | 185 |
| 21 | Вікторів (Vk) | 0 | 0 | 205 |
| 22 | Дубівці (Du) | 0 | 0 | 123 |
| 23 | Світанок (Sv) | 0 | 0 | 133 |
| 24 | Слобода (Sl) | 0 | 0 | 109 |
| 25 | Підшумляниці (Pd) | 107 | 0 | 0 |
| 26 | Садки (S) | 110 | 0 | 0 |
| 27 | Букачівці (Bk) | 0 | 157 | 0 |
| 28 | Медина (Me) | 0 | 208 | 0 |
| 29 | Яблунів (Yb) | 0 | 0 | 100 |
| Надвірнянська група популяцій | | | | |
| 30 | Надвірна (N) | 0 | 0 | 110 |
| 31 | Бистриця (By) | 0 | 0 | 55 |
| 32 | Волосів (Vo) | 0 | 0 | 78 |
| 33 | Черемхів (Ch) | 103 | 0 | 0 |
| 34 | Делятин (De) | 0 | 120 | 0 |
| Калушська група популяцій | | | | |
| 35 | Калуш (K) | 0 | 210 | 0 |
| 36 | Перекося (Pr) | 0 | 0 | 100 |
| 37 | Ріп'янка (Ri) | 0 | 0 | 92 |
| 38 | Дорогів (D) | 104 | 0 | 0 |
| 39 | Брошнів (B) | 206 | 0 | 0 |
| 40 | Боднарів (Bd) | 0 | 105 | 0 |
| 41 | Пійло (Pi) | 0 | 109 | 0 |
| Долинська група популяцій | | | | |
| 42 | Гузіїв (Gu) | 0 | 0 | 150 |
| 43 | Тростянець (Tr) | 0 | 0 | 116 |
| 44 | Княжолука (Kn) | 0 | 105 | 0 |
| 45 | Тур'я Велика (Tv) | 0 | 105 | 0 |
| Перегінська група популяцій | | | | |
| 46 | Перегінське (Pe) | 101 | 0 | 106 |
| 47 | Небилів (Ne) | 0 | 0 | 102 |
| 48 | Ясень (Ya) | 53 | 0 | 0 |
| 49 | Цінова (C) | 61 | 0 | 0 |

| | | | | |
|---------------------------------------|--------------------|------|------|------|
| 50 | Закреничне (Z) | 80 | 0 | 0 |
| 51 | Міжгір'я (Mi) | 0 | 115 | 0 |
| Коломийська група популяцій | | | | |
| 52 | Коломия (Ko) | 0 | 101 | 0 |
| 53 | П'ядики (Pi) | 0 | 103 | 0 |
| Городенківська група популяцій | | | | |
| 54 | Городенка (G) | 0 | 202 | 0 |
| 55 | Колінки (Ku) | 0 | 103 | 0 |
| Рахівська група популяцій | | | | |
| 56 | Рахів (R) | 0 | 131 | 0 |
| 57 | Верхнє Водяне (Ve) | 0 | 0 | 21 |
| 58 | Лопухів (Lo) | 0 | 100 | 0 |
| Бучачська група популяцій | | | | |
| 59 | Зубрець (Zu) | 0 | 102 | 101 |
| Ковельська група популяцій | | | | |
| 60 | Радощин (Ra) | 0 | 0 | 53 |
| Жидачівська група популяцій | | | | |
| 61 | Чертів (Chr) | 0 | 0 | 95 |
| 62 | Заболотівці (Zb) | 0 | 103 | 0 |
| 63 | Мельничці (Me) | 0 | 100 | 0 |
| 64 | Розгірче (Rz) | 0 | 109 | 0 |
| Вижницька група популяцій | | | | |
| 65 | Розтоки (Ro) | 0 | 74 | 0 |
| Всього | | 2104 | 3226 | 2635 |
| | | | | 7965 |

Всього за час виконання роботи було проаналізовано 7965 екземплярів імаго жуків досліджуваного виду. При обробці зібраного матеріалу класифікація фенів здійснювалась як описано в [5] – використовувалась видозмінена формула Тауера [9]. Найбільшу кількість популяцій було досліджено з території Івано-Франківської області – 55. Аналізувались в першу чергу фени для яких доведена резистентність до конкретних інсектицидів. Локалізацію досліджених популяцій з Івано-Франківської області показано на рис. 1. Статистичну обробку результатів здійснювали як описано в [1] та з використанням програми “Excell-7” з пакету “Microsoft office-97” та програми “Statistica 6.0 rus”.

Результати й обговорення

1. Результати досліджень 2004 року.

У результаті проведених досліджень у 2004 році зокрема було встановлено відносну частоту зустрічі форм стійких до піретроїдних інсектицидів у 14 популяціях колорадського жука Прикарпаття (табл. 3). Географічні відстані між дослідженими у 2004 році популяціями колорадського жука наведені у табл. 2. Дендрограма географічних відстаней між досліджуваними популяціями наведена на рис. 2.

Таблиця 2. Відстані між дослідженими у 2004 році популяціями колорадського жука Прикарпаття (в км).

| | IF | P | T | O | V | Vi | M | Pd | S | Ch | D | B | Pe | Ya | C | Z |
|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|
| IF | - | 10 | 22 | 32 | 19 | 12 | 14 | 37 | 22 | 33 | 30 | 38 | 41 | 45 | 41 | 43 |
| P | | - | 29 | 39 | 28 | 17 | 7 | 31 | 16 | 42 | 21 | 34 | 40 | 44 | 38 | 43 |
| T | | | - | 11 | 19 | 14 | 35 | 46 | 35 | 21 | 47 | 59 | 59 | 62 | 61 | 61 |
| O | | | | - | 23 | 24 | 45 | 55 | 45 | 18 | 57 | 69 | 67 | 68 | 70 | 68 |
| V | | | | | - | 22 | 33 | 56 | 41 | 15 | 48 | 50 | 45 | 46 | 50 | 45 |
| Vi | | | | | | - | 24 | 35 | 22 | 31 | 34 | 49 | 52 | 55 | 52 | 54 |
| M | | | | | | | - | 32 | 16 | 47 | 17 | 28 | 36 | 41 | 33 | 40 |
| Pd | | | | | | | | - | 16 | 65 | 23 | 54 | 67 | 74 | 62 | 70 |
| S | | | | | | | | | - | 53 | 15 | 42 | 53 | 59 | 49 | 56 |
| Ch | | | | | | | | | | - | 61 | 65 | 59 | 58 | 64 | 58 |
| D | | | | | | | | | | | - | 31 | 45 | 53 | 39 | 50 |
| B | | | | | | | | | | | | - | 19 | 26 | 10 | 24 |
| Pe | | | | | | | | | | | | | - | 9 | 11 | 6 |
| Ya | | | | | | | | | | | | | | - | 18 | 4 |
| C | | | | | | | | | | | | | | | - | 16 |
| Z | | | | | | | | | | | | | | | | - |

Таблиця 3. Відносні частоти трапляння фенів стійкості до піретроїдних інсектицидів в різних досліджених популяціях *Leptinotarsa decemlineata* Say на Прикарпатті у 2004 р.

| № п/п | Популяція | Частоти фенів | | | | | | | |
|-----------------------------------|-----------------------|---------------|----------------|----------------|------------------|--------------------|-------|-------|-------|
| | | (AB) | D ₁ | E ₃ | E ₍₃₎ | E ₍₂₎₊₁ | V | P | L |
| Івано-Франківська група популяцій | | | | | | | | | |
| 1 | Івано-Франківськ (IF) | 0,423 | 0,847 | 0,003 | 0,850 | 0,063 | 0,076 | 0,743 | 0,115 |
| 2 | Павлівка (P) | 0,374 | 0,825 | 0,002 | 0,854 | 0,071 | 0,009 | 0,248 | 0,075 |
| 3 | Глумач (T) | 0,373 | 0,945 | 0,011 | 0,804 | 0,158 | 0,063 | 0,464 | 0,004 |
| 4 | Озеряни (O) | 0,290 | 0,490 | 0,005 | 0,819 | 0,138 | 0,019 | 0,657 | 0,171 |
| 5 | Ворона (V) | 0,357 | 0,400 | 0,010 | 0,852 | 0,114 | 0,048 | 0,600 | 0,210 |
| 6 | Вільшаниця (Vi) | 0,260 | 0,377 | 0,005 | 0,814 | 0,172 | 0,049 | 0,461 | 0,118 |
| 7 | Майдан (M) | 0,363 | 0,896 | 0,003 | 0,860 | 0,111 | 0,052 | 0,684 | 0,073 |
| Галицька група популяцій | | | | | | | | | |
| 8 | Підшумляниці (Pd) | 0,397 | 0,481 | 0,005 | 0,820 | 0,120 | 0,009 | 0,561 | 0,196 |
| 9 | Садки (S) | 0,205 | 0,322 | 0,027 | 0,791 | 0,155 | 0,045 | 0,436 | 0,055 |
| Надвірнянська група популяцій | | | | | | | | | |
| 10 | Черемхів (Ch) | 0,311 | 0,417 | 0,005 | 0,864 | 0,097 | 0,019 | 0,602 | 0,136 |
| Калуська група популяцій | | | | | | | | | |
| 11 | Дорогів (D) | 0,337 | 0,452 | 0,005 | 0,870 | 0,106 | 0,067 | 0,692 | 0,231 |
| 12 | Брошнів (B) | 0,282 | 0,544 | 0,008 | 0,820 | 0,158 | 0,020 | 0,510 | 0,068 |
| Перегінська група популяцій | | | | | | | | | |
| 13 | Перегінське (Pe) | 0,366 | 0,411 | 0,000 | 0,817 | 0,124 | 0,040 | 0,604 | 0,208 |
| 14 | Ясень (Ya) | 0,368 | 0,415 | 0,000 | 0,802 | 0,047 | 0,019 | 0,679 | 0,170 |
| 15 | Цінова (C) | 0,508 | 0,730 | 0,000 | 0,779 | 0,107 | 0,033 | 0,590 | 0,131 |
| 16 | Закреничне (Z) | 0,500 | 0,775 | 0,006 | 0,888 | 0,088 | 0,050 | 0,650 | 0,150 |

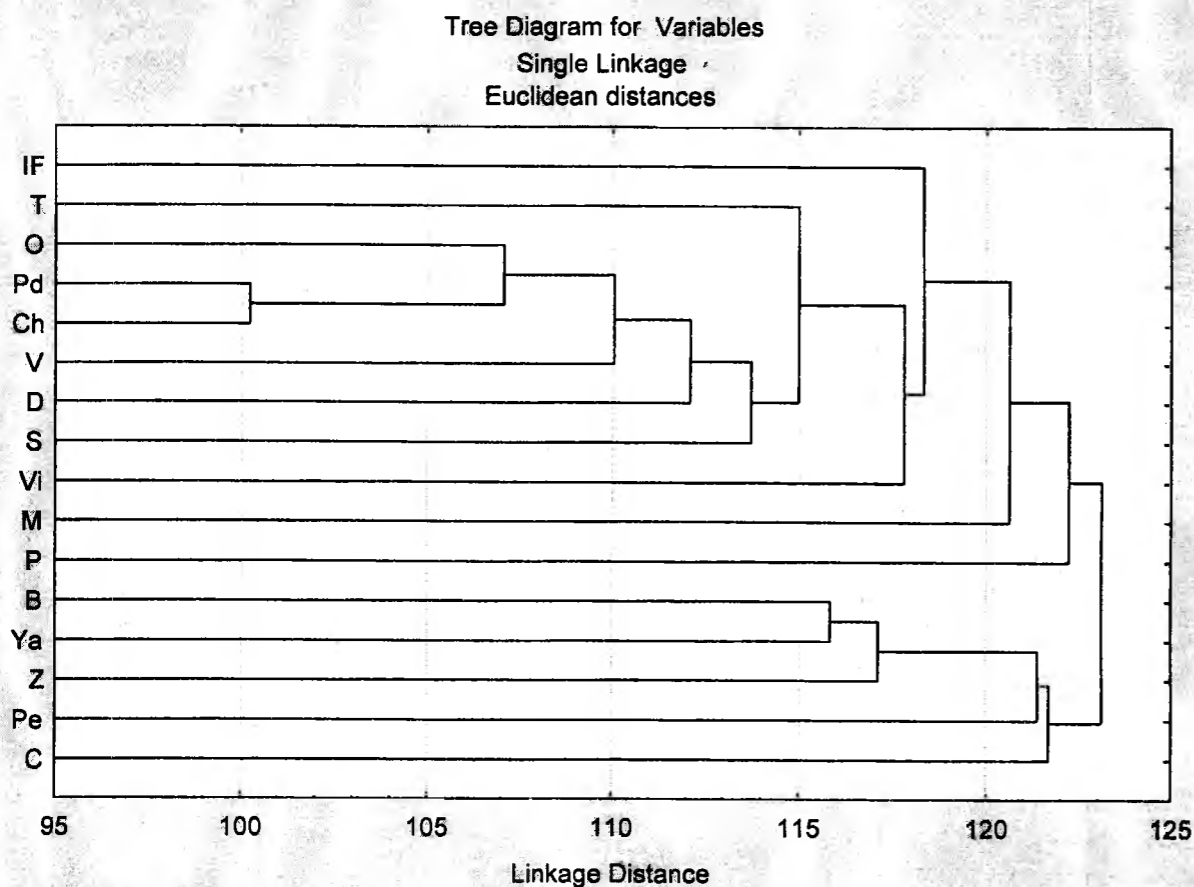


Рисунок 2. Дендрограма географічних відстаней між дослідженими у 2004 р. популяціями колорадського жука Прикарпаття. Якби мікроеволюційні процеси визначалися виключно географічною віддаленістю популяцій – дендрограма між популяційних відстаней виглядала саме так.

Статистичний аналіз показав, що переважна більшість популяцій статистично високовірогідно відрізняються одна від одної - при 69 випадках порівнянь популяцій колорадського жука Прикарпаття по частоті зустрічі форм стійких до піретроїдних інсектицидів досліджені популяції у 2004 році статистично достовірно відрізняються ($P < 0,05$) (табл. 4). Найбільш сильно відрізняються від інших популяцій популяція з с. Підшумляниці – населеного пункту, що розташований безпосередньо біля Бурштинської ТЕС – ця популяція статистично достовірно відрізнялась від всіх інших популяцій без винятку. Різкі відмінності від інших популяцій по досліджуваній структурі виявлено для популяції с. Павлівка (населений пункт розташований поблизу заводу Тонкого органічного синтезу (ТОС) та популяції з м. Івано-Франківська. Як бачимо, виявлено певну специфічність фенотипічних структур популяцій колорадського жука по фенах, що корелюють зі стійкістю до інсектицидів в популяціях, що локалізовані в місцях посиленого антропогенного тиску в формі забруднення середовища хімічними полутантами. У багатьох випадках порівнянь (51 порівняння популяцій) між дослідженими популяціями колорадського жука Прикарпаття у 2004 році не виявлено статистично високовірогідних відмінностей ($P > 0,05$) – простежуються спільні закономірності у частоті трапляння фенів стійкості до інсектицидів – навіть між популяціями віддаленими на відстань більшу за 100 км (табл. 2, 3). Крім того було виявлено групу популяцій – Перегінська група популяцій – в якій між популяціями не виявлено статистично вірогідних відмінностей. Очевидно, мала місце аналогічна дія антропогенного тиску в формі застосування інсектицидів в цій групі населених пунктів.

Найбільша статистична відмінність виявлена між популяціями з с. Підшумляниці і м. Глумача ($\chi^2 = 52,492$; $P < 0,01$) – популяції віддалені на відстань 46 км. Найменш відмінними статистично виявились популяції с. Ворона і с. Дорогів ($\chi^2 = 1,126$; $P > 0,95$) – відносно віддалені популяції локалізовані на відстані 48 км. Як бачимо кореляції між відстанню і статистичними відмінностями між популяціями практично не простежується – визначальним фактором в мікроеволюційних процесах був антропогенний тиск, а не фактор ізоляції (табл. 5).

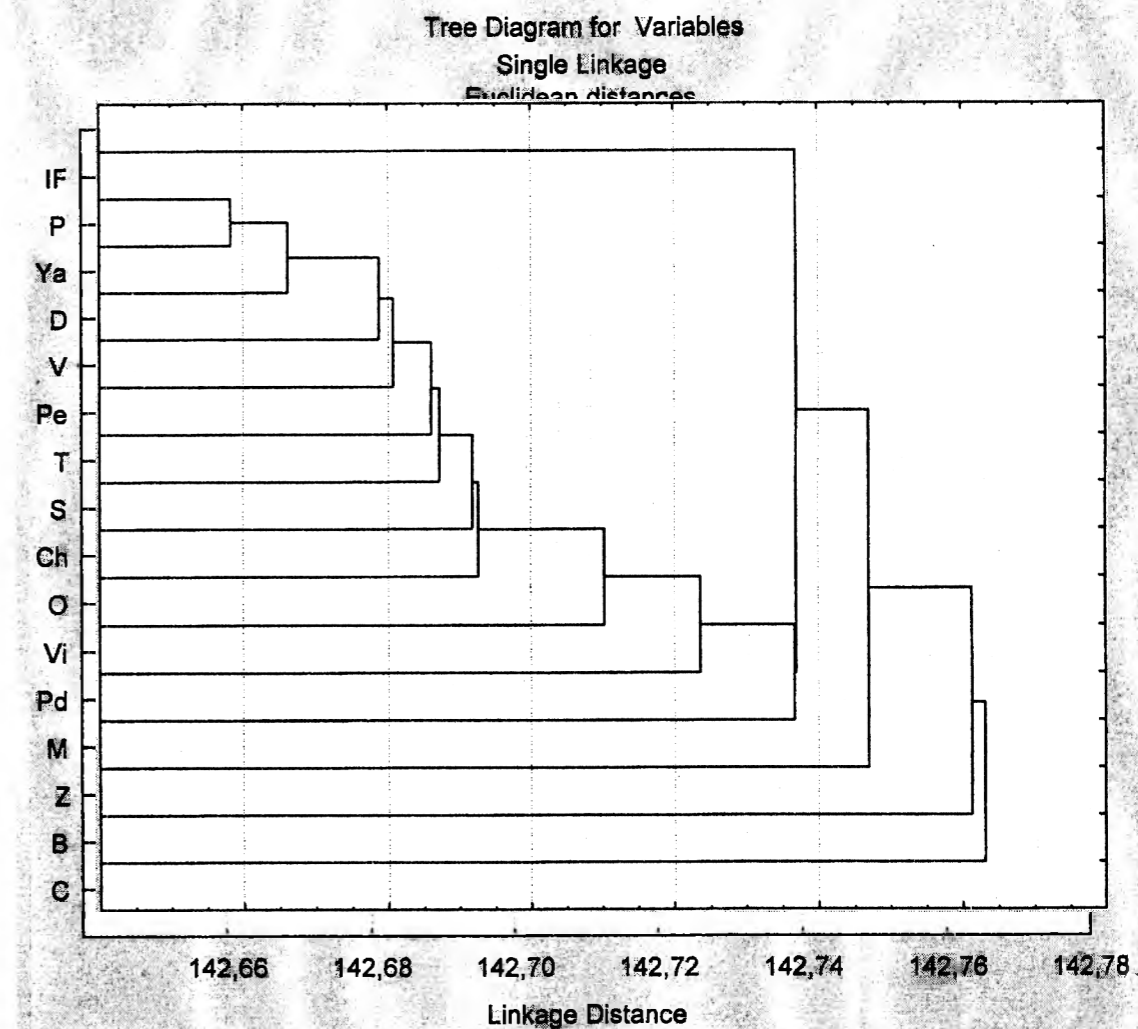


Рисунок 3. Дендрограма міжпопуляційних дистанцій між деякими популяціями *Leptinotarsa decemlineata* (Say, 1824) Прикарпаття по відносній частоті форм стійкості до піретроїдних інсектицидів у 2004 році. Позначення популяцій як в табл. 1.

Таблиця 4. Порівняльний аналіз деяких досліджених популяцій *Leptinotarsa decemlineata* Say Прикарпаття по відносній частоті зустрічі фенів стійкості до піретроїдних інсектицидів у 2004 р. Показано значення критерію Пірсона (χ^2). Допустиме значення критерію Пірсона $\chi^2 = 14,067$ (для P = 0,05). Статистично вірогідні відмінності виділені (P < 0,05).

| | IF | P | T | O | V | Vi | M | Pd | S | Ch | D | B | Pe | Ya | C | Z |
|----|----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| IF | - | 23,725 | 21,002 | 15,157 | 18,620 | 20,969 | 3,460 | 19,182 | 26,445 | 15,368 | 16,135 | 14,701 | 17,959 | 14,962 | 5,982 | 3,176 |
| P | | - | 19,460 | 34,217 | 39,669 | 32,480 | 18,650 | 33,937 | 36,746 | 31,382 | 43,673 | 20,254 | 38,455 | 38,460 | 17,543 | 18,448 |
| T | | | - | 36,525 | 43,840 | 31,625 | 11,306 | 52,492 | 29,043 | 37,097 | 45,463 | 17,122 | 43,453 | 48,239 | 21,288 | 21,861 |
| O | | | | - | 3,977 | 5,480 | 15,130 | 16,484 | 11,628 | 1,759 | 4,202 | 6,158 | 3,473 | 6,423 | 11,440 | 10,306 |
| V | | | | | - | 5,134 | 23,107 | 15,147 | 11,770 | 3,116 | 1,126 | 12,369 | 1,208 | 5,987 | 15,272 | 11,489 |
| Vi | | | | | | - | 18,512 | 26,087 | 3,981 | 5,420 | 6,997 | 5,556 | 5,697 | 14,902 | 16,019 | 14,842 |
| M | | | | | | | - | 28,121 | 21,074 | 15,801 | 21,875 | 7,516 | 21,804 | 21,054 | 7,135 | 6,143 |
| Pd | | | | | | | | - | 34,380 | 14,895 | 15,841 | 25,003 | 15,535 | 7,462 | 17,497 | 14,145 |
| S | | | | | | | | | - | 9,961 | 14,684 | 6,573 | 14,353 | 22,006 | 24,172 | 22,095 |
| Ch | | | | | | | | | | - | 4,234 | 6,460 | 3,387 | 3,738 | 11,318 | 9,274 |
| D | | | | | | | | | | | - | 14,457 | 1,846 | 5,694 | 15,491 | 11,961 |
| B | | | | | | | | | | | | - | 12,211 | 16,320 | 9,900 | 9,894 |
| Pe | | | | | | | | | | | | | - | 4,960 | 11,570 | 10,990 |
| Ya | | | | | | | | | | | | | | - | 12,184 | 10,312 |
| C | | | | | | | | | | | | | | | - | 1,532 |
| Z | | | | | | | | | | | | | | | | - |

Примітка: позначення популяцій як в табл. 1.

Таблиця 5. Порівняльний аналіз деяких досліджених популяцій *Leptinotarsa decemlineata* (Say, 1824) Прикарпаття досліджених у 2004 році по відносній частоті зустрічі фенів стійкості до піретроїдних інсектицидів. Показано значення коефіцієнта фенетичної подібності (I) та значення міжпопуляційних фенетичних відстаней (D).

| | IF | P | T | O | V | Vi | M | Pd | S | Ch | D | B | Pe | Ya | C | Z |
|----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| IF | - | 0,9441 | 0,9745 | 0,9737 | 0,9559 | 0,9472 | 0,9968 | 0,9720 | 0,9326 | 0,9614 | 0,9632 | 0,9778 | 0,9607 | 0,9651 | 0,9921 | 0,9947 |
| P | 0,0575 | - | 0,9812 | 0,9036 | 0,8948 | 0,9150 | 0,9573 | 0,9239 | 0,9002 | 0,9031 | 0,8870 | 0,9486 | 0,8961 | 0,8820 | 0,9555 | 0,9570 |
| T | 0,0258 | 0,0190 | - | 0,9252 | 0,9016 | 0,9171 | 0,9867 | 0,9238 | 0,9031 | 0,9124 | 0,9031 | 0,9612 | 0,9065 | 0,8995 | 0,9735 | 0,9727 |
| O | 0,0266 | 0,1013 | 0,0778 | - | 0,9933 | 0,9868 | 0,9668 | 0,9862 | 0,9785 | 0,9955 | 0,9965 | 0,9885 | 0,9945 | 0,9929 | 0,9691 | 0,9773 |
| V | 0,0451 | 0,1111 | 0,1036 | 0,0068 | - | 0,9903 | 0,9440 | 0,9911 | 0,9810 | 0,9968 | 0,9977 | 0,9795 | 0,9995 | 0,9944 | 0,9607 | 0,9692 |
| Vi | 0,0543 | 0,0888 | 0,0865 | 0,0133 | 0,0097 | - | 0,9451 | 0,9759 | 0,9965 | 0,9928 | 0,9848 | 0,9896 | 0,9883 | 0,9761 | 0,9519 | 0,9617 |
| M | 0,0032 | 0,0436 | 0,0134 | 0,0337 | 0,0577 | 0,0565 | - | 0,9599 | 0,9324 | 0,9532 | 0,9507 | 0,9803 | 0,9487 | 0,9499 | 0,9876 | 0,9903 |
| Pd | 0,0284 | 0,0792 | 0,0793 | 0,0139 | 0,0090 | 0,0244 | 0,0410 | - | 0,9634 | 0,9900 | 0,9892 | 0,9781 | 0,9914 | 0,9922 | 0,9771 | 0,9841 |
| S | 0,0698 | 0,1051 | 0,1019 | 0,0217 | 0,0192 | 0,0035 | 0,0700 | 0,0373 | - | 0,9882 | 0,9752 | 0,9840 | 0,9773 | 0,9673 | 0,9331 | 0,9454 |
| Ch | 0,0393 | 0,1019 | 0,0917 | 0,0045 | 0,0032 | 0,0073 | 0,0480 | 0,0100 | 0,0118 | - | 0,9954 | 0,9873 | 0,9959 | 0,9942 | 0,9610 | 0,9709 |
| D | 0,0375 | 0,1200 | 0,1019 | 0,0035 | 0,0023 | 0,0153 | 0,0505 | 0,0109 | 0,0252 | 0,0046 | - | 0,9780 | 0,9980 | 0,9963 | 0,9608 | 0,9701 |
| B | 0,0224 | 0,0527 | 0,0396 | 0,0115 | 0,0207 | 0,0105 | 0,0199 | 0,0221 | 0,0161 | 0,0128 | 0,0223 | - | 0,9802 | 0,9735 | 0,9774 | 0,9841 |
| Pe | 0,0401 | 0,1097 | 0,0981 | 0,0055 | 0,0005 | 0,0118 | 0,0527 | 0,0086 | 0,0230 | 0,0042 | 0,0020 | 0,0200 | - | 0,9953 | 0,9660 | 0,9732 |
| Ya | 0,0356 | 0,1256 | 0,1059 | 0,0071 | 0,0056 | 0,0242 | 0,0514 | 0,0078 | 0,0333 | 0,0058 | 0,0037 | 0,0269 | 0,0047 | - | 0,9640 | 0,9718 |
| C | 0,0080 | 0,0455 | 0,0268 | 0,0314 | 0,0401 | 0,0493 | 0,0125 | 0,0232 | 0,0693 | 0,0397 | 0,0399 | 0,0229 | 0,0346 | 0,0367 | - | 0,9986 |
| Z | 0,0053 | 0,0440 | 0,0276 | 0,0230 | 0,0312 | 0,0391 | 0,0097 | 0,0160 | 0,0562 | 0,0296 | 0,0303 | 0,0160 | 0,0272 | 0,0286 | 0,0014 | - |

Примітка: позначення популяцій як в табл. 1.

Визначення коефіцієнтів фенетичної подібності (I) та значення міжпопуляційних фенетичних відстаней (D) та побудова на основі цих результатів дендрограми міжпопуляційних дистанцій (табл. 4, рис. 1) показало, що по міжпопуляційним відстаням найбільш близькі популяції з с. Цінева та с. Закреничне ($I = 0,9986$; $D = 0,0014$), що належать до однієї групи популяцій і розташовані поруч (на відстані 16 км). Ми припустили на цьому етапі досліджень, що, імовірно, ці дві вибірки можуть становити одну популяцію у досліджуваній період часу. Найбільш віддаленими по досліджуваній популяційній структурі виявились популяції з с. Павлівка і с. Ясень ($I = 0,8820$; $D = 0,1256$) – популяції локалізовані на відстані 44 км (табл. 5, рис. 3).

Таблиця 6. Відносні частоти зустрічей фенів стійкості до інсектицидів в різних популяціях *Leptinotarsa decemlineata* Say на Прикарпатті у 2005 р.

| № п/п | Популяція | Частоти фенів | | | | | | | |
|-----------------------------------|-------------------|---------------|----------------|----------------|------------------|--------------------|-------|-------|-------|
| | | (AB) | D ₁ | E ₃ | E ₍₃₎ | E ₍₂₊₁₎ | V | P | L |
| Івано-Франківська група популяцій | | | | | | | | | |
| 1 | Павлівка (P) | 0,248 | 0,743 | 0,014 | 0,743 | 0,210 | 0,065 | 0,617 | 0,131 |
| 2 | Клубівці (Kl) | 0,266 | 0,505 | 0,005 | 0,818 | 0,135 | 0,052 | 0,625 | 0,094 |
| 3 | Королівка (Kr) | 0,259 | 0,420 | 0,017 | 0,770 | 0,178 | 0,011 | 0,586 | 0,149 |
| 4 | Красіїв (Ka) | 0,277 | 0,629 | 0,010 | 0,743 | 0,223 | 0,000 | 0,416 | 0,089 |
| 5 | Крихівці (Ki) | 0,390 | 0,715 | 0,000 | 0,915 | 0,040 | 0,030 | 0,760 | 0,080 |
| 6 | Новосілка (No) | 0,385 | 0,601 | 0,000 | 0,865 | 0,111 | 0,087 | 0,548 | 0,029 |
| 7 | Саджава (Sa) | 0,355 | 0,556 | 0,009 | 0,813 | 0,131 | 0,028 | 0,617 | 0,112 |
| 8 | Чукалівка (Chu) | 0,313 | 0,625 | 0,004 | 0,902 | 0,063 | 0,045 | 0,634 | 0,116 |
| Галицька група популяцій | | | | | | | | | |
| 9 | Букачівці (Bk) | 0,481 | 0,538 | 0,003 | 0,892 | 0,092 | 0,025 | 0,586 | 0,025 |
| 10 | Медина (Me) | 0,248 | 0,508 | 0,010 | 0,789 | 0,170 | 0,048 | 0,462 | 0,053 |
| Надвірнянська група популяцій | | | | | | | | | |
| 11 | Делятин (De) | 0,421 | 0,713 | 0,004 | 0,842 | 0,129 | 0,025 | 0,517 | 0,092 |
| Калузька група популяцій | | | | | | | | | |
| 12 | Калуш (K) | 0,313 | 0,544 | 0,000 | 0,754 | 0,165 | 0,025 | 0,644 | 0,108 |
| 13 | Боднарів (Bd) | 0,271 | 0,433 | 0,000 | 0,781 | 0,195 | 0,029 | 0,619 | 0,124 |
| 14 | Пійло (Pi) | 0,229 | 0,564 | 0,014 | 0,807 | 0,147 | 0,028 | 0,339 | 0,055 |
| Долинська група популяцій | | | | | | | | | |
| 15 | Княжолука (Kn) | 0,329 | 0,548 | 0,014 | 0,810 | 0,124 | 0,029 | 0,524 | 0,143 |
| 16 | Тур'я Велика (Tv) | 0,214 | 0,643 | 0,005 | 0,781 | 0,248 | 0,048 | 0,362 | 0,048 |
| Перегіньська група популяцій | | | | | | | | | |
| 17 | Міжгір'я (Mi) | 0,452 | 0,704 | 0,017 | 0,826 | 0,152 | 0,009 | 0,687 | 0,052 |
| Коломийська група популяцій | | | | | | | | | |
| 18 | Коломия (Ko) | 0,213 | 0,634 | 0,015 | 0,782 | 0,188 | 0,050 | 0,396 | 0,030 |
| 19 | П'ядики (Pj) | 0,311 | 0,675 | 0,029 | 0,762 | 0,204 | 0,010 | 0,650 | 0,055 |
| Городенківська група популяцій | | | | | | | | | |
| 20 | Городенка (G) | 0,260 | 0,782 | 0,015 | 0,817 | 0,153 | 0,030 | 0,634 | 0,099 |
| 21 | Колінки (Ku) | 0,175 | 0,476 | 0,010 | 0,806 | 0,175 | 0,049 | 0,379 | 0,049 |
| Популяції за межами Прикарпаття | | | | | | | | | |
| 22 | Рахів (R) | 0,435 | 0,542 | 0,004 | 0,885 | 0,073 | 0,023 | 0,550 | 0,137 |
| 23 | Лопухів (Lo) | 0,425 | 0,630 | 0,000 | 0,700 | 0,160 | 0,070 | 0,760 | 0,130 |
| 24 | Зубрець (Zu) | 0,368 | 0,608 | 0,000 | 0,804 | 0,167 | 0,059 | 0,510 | 0,039 |
| 25 | Заболотівці (Zb) | 0,233 | 0,539 | 0,005 | 0,801 | 0,141 | 0,049 | 0,534 | 0,058 |
| 26 | Мельничці (Me) | 0,360 | 0,590 | 0,010 | 0,840 | 0,115 | 0,010 | 0,620 | 0,100 |
| 27 | Розгірче (Rz) | 0,271 | 0,568 | 0,008 | 0,797 | 0,153 | 0,068 | 0,661 | 0,102 |
| 28 | Розтоки (Ro) | 0,291 | 0,581 | 0,000 | 0,878 | 0,088 | 0,011 | 0,541 | 0,135 |

Простежується абсолютне неспівпадіння між дендрограмами географічних відстаней і між популяційних дистанцій (рис. 2, 3). Географічно віддалені популяції іноді виявляються близькими по фенетичній структурі і навпаки – географічно близькі виявляються по між популяційним дистанціям віддаленими. Винятком з цієї закономірності була Перегіньська група популяцій – тут вибірки близькі як статистично так і популяційно, що можливо пояснюється однаковим антропогенним тиском в період досліджень. У більшості популяцій простежувались і спільні тенденції поширення фенів стійкості до інсектицидів в різних популяціях Прикарпаття. Так у 2004 році простежувалась висока частота трапляння фену E₍₃₎ – фену стійкості до поліхлорпінінбоверину в усіх досліджених популяціях Прикарпаття. Частота зустрічі цього фену коливалась від 0,743 до 0,915.

2. Результати досліджень 2005 року.

У результаті проведених досліджень у 2005 році зокрема було встановлено відносну частоту зустрічі форм стійких до піретроїдних інсектицидів у 28 популяціях колорадського жука західних областей України в тому числі у 21 популяції Прикарпаття (табл. 6). Географічні відстані між дослідженими у 2005 році популяціями колорадського жука наведені у табл. 7. Дендрограма географічних відстаней між досліджуваними популяціями наведена на рис. 4.

Tree Diagram for Variables
Single Linkage
Euclidean distances

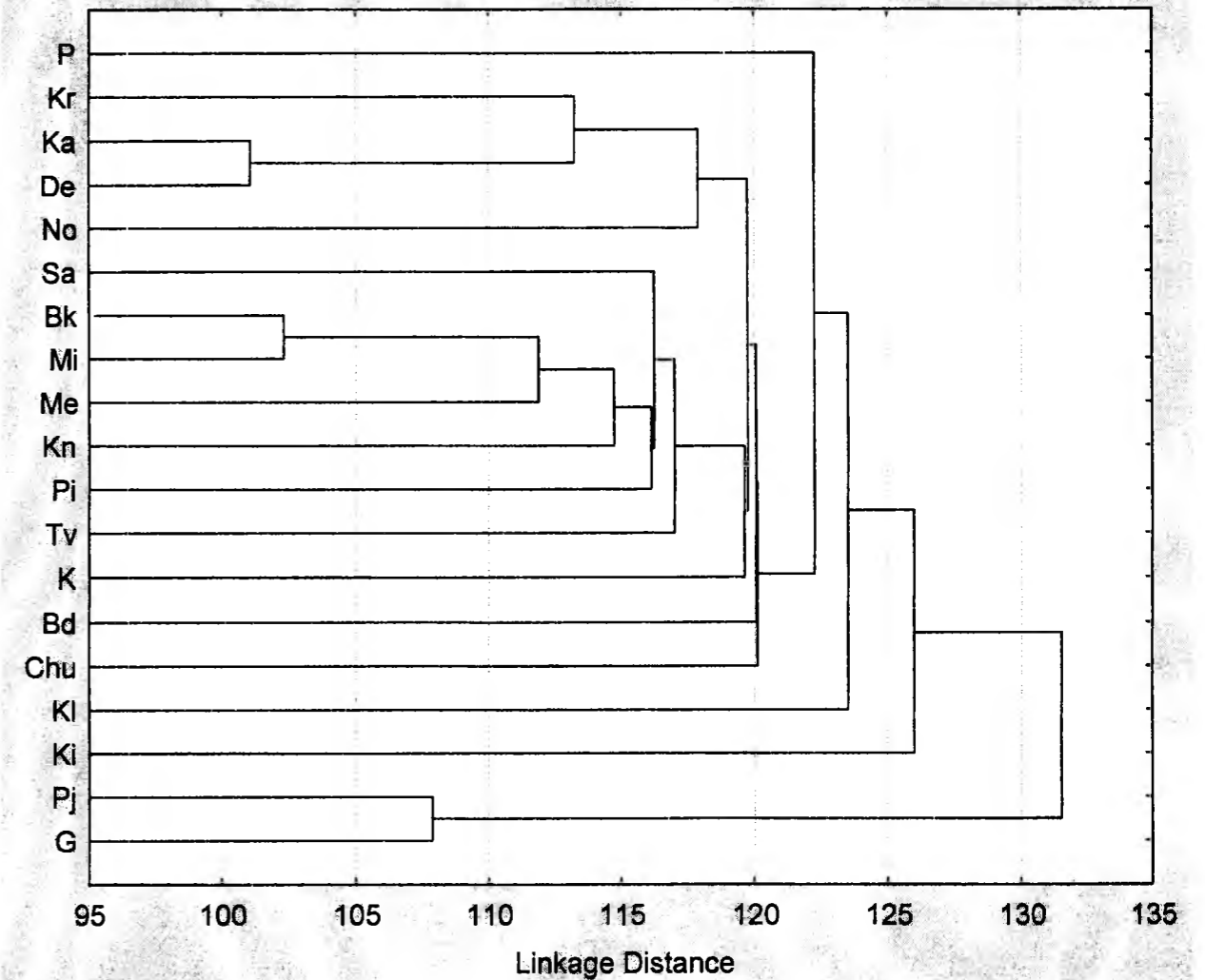


Рисунок 4. Дендрограма географічних відстаней між дослідженими в 2005 р. популяціями колорадського жука Прикарпаття. Якби мікроеволюційні процеси визначалися виключно географічною віддаленістю популяцій – дендрограма між популяційних відстаней виглядала саме так.

Статистичний аналіз показав, що при 52 випадках порівнянь популяцій колорадського жука Прикарпаття по частоті зустрічі форм стійких до піретроїдних інсектицидів досліджені популяції у 2005 році статистично високовірогідно відрізняються ($P < 0,05$) (табл. 3). Найбільша кількість статистично вірогідних відмінностей при порівнянні з іншими популяціями була виявлена для популяції з с. Тур'я Велика. Але загалом у більшості випадків порівнянь між дослідженими популяціями колорадського жука Прикарпаття у 2005 році не виявлено статистично вірогідних відмінностей ($P > 0,05$) – простежуються спільні закономірності у частоті трапляння фенів стійкості до інсектицидів – навіть між популяціями віддаленими на відстань більшу за 100 км (табл. 7, 8). Найбільша статистична відмінність виявлена між популяціями с. Крихівці і Тур'я Велика ($\chi^2 = 30,515$; $P < 0,01$) – відносно віддалені популяції на відстань 50 км. Найменш відмінними статистично виявились популяції с. Саджава і м. Калуш ($\chi^2 = 1,773$; $P > 0,95$) – популяції локалізовані на відстані 24 км.

Визначення коефіцієнтів фенетичної подібності (I) та значення міжпопуляційних фенетичних відстаней (D) та побудова на основі цих результатів дендрограми міжпопуляційних дистанцій (табл. 9, рис. 5) показало, що по міжпопуляційним відстаням найбільш близькі популяції з с. Королівка і с. Боднарів ($I = 0,9992$). Найбільш

віддаленими по досліджуваній структурі виявились популяції з с. Букачівці і с. тур'я Велика ($I = 0,9510$; $D = 0,0502$).

Tree Diagram for Variables
Single Linkage
Euclidean distances

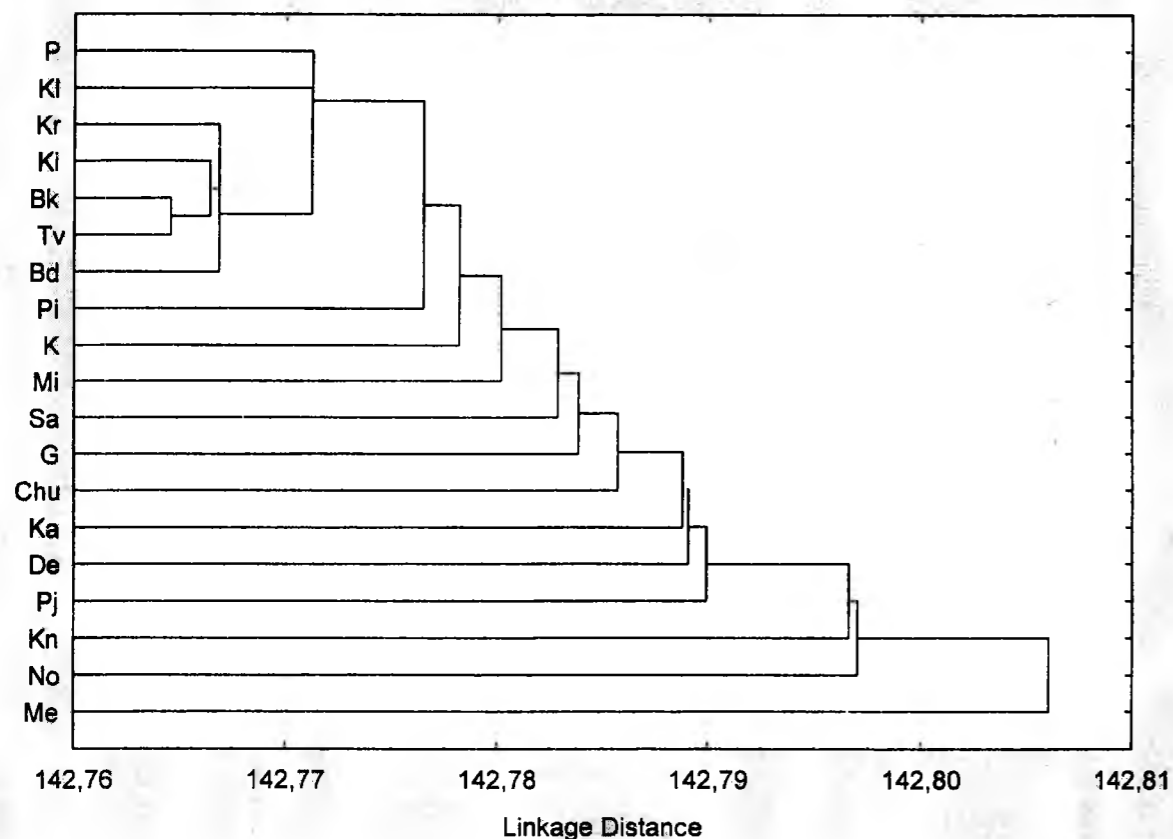


Рисунок 5. Дендрограма міжпопуляційних дистанцій між деякими популяціями *Leptinotarsa decemlineata* (Say, 1824) Прикарпаття по відносній частоті форм стійкості до піретроїдних інсектицидів у 2005 році. Позначення популяцій як в табл. 1.

Таблиця 7. Відстані між дослідженими у 2005 році популяціями Прикарпаття (в км).

| | P | Kl | Kr | Ka | Ki | No | Sa | Chu | Bk | Me | De | K | Bd | Pi | Kn | Tv | Mi | Pj | G |
|-----|---|----|----|----|----|----|----|-----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|-----|-----|
| P | - | 21 | 33 | 28 | 10 | 28 | 23 | 14 | 32 | 13 | 52 | 22 | 10 | 26 | 55 | 45 | 36 | 60 | 72 |
| Kl | | - | 14 | 19 | 18 | 13 | 33 | 17 | 49 | 31 | 52 | 42 | 30 | 45 | 74 | 66 | 47 | 48 | 50 |
| Kr | | | - | 29 | 26 | 20 | 41 | 27 | 62 | 45 | 44 | 52 | 42 | 55 | 83 | 76 | 51 | 30 | 40 |
| Ka | | | | - | 32 | 8 | 48 | 33 | 44 | 33 | 72 | 48 | 35 | 43 | 82 | 69 | 62 | 46 | 56 |
| Ki | | | | | - | 29 | 17 | 4 | 42 | 22 | 40 | 26 | 17 | 29 | 58 | 50 | 30 | 52 | 66 |
| No | | | | | | - | 45 | 28 | 50 | 35 | 59 | 49 | 37 | 53 | 82 | 72 | 58 | 49 | 49 |
| Sa | | | | | | | - | 16 | 49 | 31 | 30 | 24 | 24 | 24 | 46 | 45 | 15 | 57 | 72 |
| Chu | | | | | | | | - | 46 | 27 | 46 | 29 | 22 | 32 | 59 | 54 | 30 | 56 | 64 |
| Bk | | | | | | | | | - | 20 | 78 | 27 | 26 | 31 | 52 | 34 | 56 | 92 | 99 |
| Me | | | | | | | | | | - | 59 | 17 | 8 | 22 | 50 | 37 | 42 | 72 | 82 |
| De | | | | | | | | | | | - | 54 | 52 | 52 | 72 | 74 | 34 | 32 | 68 |
| K | | | | | | | | | | | | - | 13 | 6 | 34 | 25 | 29 | 82 | 92 |
| Bd | | | | | | | | | | | | | - | 17 | 46 | 36 | 34 | 68 | 81 |
| Pi | | | | | | | | | | | | | | - | 29 | 23 | 26 | 80 | 95 |
| Kn | | | | | | | | | | | | | | | - | 20 | 38 | 102 | 122 |
| Tv | | | | | | | | | | | | | | | | - | 44 | 100 | 118 |
| Mi | | | | | | | | | | | | | | | | | - | 66 | 89 |
| Pj | | | | | | | | | | | | | | | | | | - | 39 |
| G | | | | | | | | | | | | | | | | | | | - |

Простежується неспівпадіння між дендрограмами географічних відстаней і між популяційних дистанцій (рис. 4, 5). Географічно віддалені популяції іноді виявляються близькими по феногенетичній структурі і навпаки – географічно близькі виявляються по між популяційним дистанціям віддаленими. Але простежуються і спільні тенденції поширення фенів стійкості до інсектицидів в різних популяціях Прикарпаття. Так у 2005 році простежувалась висока частота трапляння фену $E_{(3)}$ – фену стійкості до поліхлорпіненбоверину в усіх досліджених популяціях Прикарпаття – так само як і в попередній рік досліджень. Частота зустрічі цього фену коливалась від 0,743 до 0,915.

3. Результати досліджень 2006 року.

У результаті проведених досліджень у 2006 році зокрема було встановлено відносну частоту зустрічі форм стійких до піретроїдних інсектицидів у 25 популяціях колорадського жука західних областей України в тому числі у 21 популяції Прикарпаття у 2006 р. (табл. 11). Географічні відстані між дослідженими у 2006 році популяціями колорадського жука наведені у табл. 10. Дендрограма географічних відстаней між досліджуваними популяціями наведена на рис. 6.

Таблиця 10. Відстані між дослідженими у 2006 році популяціями Прикарпаття (в км).

| | P | Bu | Za | Bo | Che | Yb | Bl | Vk | Du | Sv | Ta | Sl | N | By | Vo | Pr | Ri | Gu | Tr |
|-----|---|----|----|----|-----|----|----|----|----|----|----|----|----|-----|----|----|----|----|----|
| P | - | 12 | 13 | 22 | 16 | 28 | 13 | 7 | 14 | 35 | 4 | 30 | 40 | 70 | 30 | 27 | 14 | 56 | 48 |
| Bu | | - | 4 | 28 | 17 | 24 | 20 | 16 | 12 | 35 | 12 | 32 | 43 | 75 | 30 | 37 | 26 | 68 | 59 |
| Za | | | - | 30 | 21 | 21 | 18 | 15 | 9 | 31 | 12 | 29 | 47 | 79 | 34 | 36 | 27 | 68 | 60 |
| Bo | | | | - | 14 | 47 | 32 | 26 | 33 | 55 | 23 | 49 | 23 | 55 | 16 | 38 | 17 | 52 | 46 |
| Che | | | | | - | 40 | 29 | 24 | 27 | 50 | 20 | 45 | 26 | 58 | 14 | 42 | 24 | 64 | 56 |
| Yb | | | | | | - | 19 | 23 | 14 | 11 | 24 | 14 | 66 | 98 | 54 | 34 | 36 | 71 | 64 |
| Bl | | | | | | | - | 6 | 11 | 25 | 10 | 18 | 52 | 84 | 42 | 19 | 18 | 53 | 45 |
| Vk | | | | | | | | - | 11 | 30 | 4 | 24 | 46 | 78 | 36 | 22 | 15 | 53 | 45 |
| Du | | | | | | | | | - | 25 | 10 | 21 | 51 | 83 | 40 | 29 | 25 | 63 | 55 |
| Sv | | | | | | | | | | - | 33 | 9 | 75 | 107 | 64 | 33 | 42 | 70 | 63 |
| Ta | | | | | | | | | | | - | 27 | 44 | 76 | 32 | 26 | 16 | 56 | 48 |
| Sl | | | | | | | | | | | | - | 70 | 102 | 60 | 24 | 34 | 60 | 54 |
| N | | | | | | | | | | | | | - | 32 | 12 | 60 | 40 | 68 | 62 |
| By | | | | | | | | | | | | | | - | 44 | 92 | 60 | 80 | 72 |
| Vo | | | | | | | | | | | | | | | - | 53 | 33 | 68 | 61 |
| Pr | | | | | | | | | | | | | | | | - | 21 | 37 | 30 |
| Ri | | | | | | | | | | | | | | | | | - | 42 | 34 |
| Gu | | | | | | | | | | | | | | | | | | - | 8 |
| Tr | | | | | | | | | | | | | | | | | | | - |

Статистичний аналіз показав, що при більшості порівнянь популяцій по частоті зустрічі форм стійких до піретроїдних інсектицидів досліджені популяції у 2006 році статистично вірогідно не відрізняються ($P > 0,05$) (табл. 13). Осібно стоять тільки дві популяції с. Павлівка, що статистично вірогідно відрізняється від усіх досліджених у 2006 р. популяцій і популяція м. Надвірна, яка відрізняється статистично вірогідно від всіх популяцій крім двох.

Найбільш відмінними статистично виявились популяції м. Надвірна і с. Яблунька ($\chi^2 = 39,931$; $P < 0,01$), в той час як найменш відмінними статистично виявились популяції с. Ріп'янка і с. Вікторів ($\chi^2 = 0,530$; $P > 0,8$) – популяції локалізовані на відстані 14 км.

Але визначення коефіцієнтів фенетичної подібності (I) та значення міжпопуляційних фенетичних відстаней (D) та побудова на основі цих результатів дендрограми міжпопуляційних дистанцій (табл. 4, рис. 1) показало, що популяції м. Надвірна, с. Яблунів та с. Перекуси, що географічно віддалені і належать до різних географічних груп популяцій близькі по міжпопуляційним відстаням.

Загалом простежуються подібні тенденції щодо адаптивності до піретроїдних інсектицидів у досліджених популяціях Прикарпаття – у всіх відмічена висока частота форми $E_{(3)}$, що обумовлює стійкість до поліхлорпіненбоверину. Подібність структур різних досліджених популяцій пояснюється в першу чергу тим, що тривалий час на території області широко застосовували піретроїдні інсектициди в минулому – в 70-80 рр., а в останні роки застосовують переважно інсектициди нового покоління. Зниження тиску на популяції по цим параметрам та міграція особин знижують відмінності популяцій по частотам зустрічі цих форм.

Таблиця 8. Порівняльний аналіз деяких досліджених популяцій *Leptinotarsa decemlineata* Say Прикарпаття по відносній частоті зустрічі фенів стійкості до піретроїдних інсектицидів у 2005 р. Показано значення критерію Пірсона (χ^2). Допустиме значення критерію Пірсона – 14,067 (для P = 0,05). Статистично вірогідні відмінності виділені (P < 0,05).

| | P | Kl | Kr | Ka | Ki | No | Sa | Chu | Bk | Me | De | K | Bd | Pi | Kn | Tv | Mi | Ko | Pj | G |
|-----|---|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| P | - | 6,401 | 10,613 | 9,621 | 21,539 | 16,696 | 8,054 | 12,172 | 26,176 | 6,275 | 10,973 | 6,954 | 9,309 | 9,723 | 7,611 | 9,138 | 15,190 | 8,537 | 6,566 | 3,129 |
| Kl | | - | 5,975 | 14,223 | 10,840 | 8,391 | 2,240 | 4,205 | 14,168 | 3,356 | 7,970 | 2,604 | 3,256 | 9,209 | 3,864 | 14,699 | 10,494 | 11,188 | 8,039 | 5,618 |
| Kr | | | - | 10,456 | 21,949 | 22,530 | 4,765 | 14,666 | 20,900 | 9,213 | 14,305 | 4,811 | 2,883 | 14,462 | 4,444 | 19,676 | 14,546 | 18,786 | 6,669 | 10,293 |
| Ka | | | | - | 25,817 | 19,972 | 10,026 | 18,469 | 18,842 | 2,990 | 5,859 | 7,400 | 9,436 | 3,113 | 6,459 | 2,663 | 9,509 | 3,955 | 4,404 | 7,957 |
| Ki | | | | | - | 7,931 | 8,828 | 3,114 | 9,532 | 16,252 | 9,637 | 11,220 | 18,617 | 20,220 | 14,167 | 30,515 | 10,114 | 23,946 | 16,640 | 14,572 |
| No | | | | | | - | 7,762 | 8,173 | 1,971 | 5,920 | 4,448 | 8,170 | 15,512 | 8,832 | 9,903 | 14,315 | 3,742 | 9,773 | 10,685 | 10,647 |
| Sa | | | | | | | - | 3,658 | 8,871 | 4,443 | 3,534 | 1,773 | 4,368 | 8,993 | 1,168 | 15,430 | 4,291 | 14,593 | 4,358 | 5,193 |
| Chu | | | | | | | | - | 10,800 | 9,453 | 6,041 | 6,567 | 10,799 | 14,072 | 4,387 | 21,574 | 9,453 | 17,063 | 11,077 | 6,990 |
| Bk | | | | | | | | | - | 10,472 | 7,705 | 14,391 | 17,680 | 14,795 | 14,778 | 23,218 | 5,426 | 17,121 | 16,147 | 17,987 |
| Me | | | | | | | | | | - | 5,710 | 5,116 | 6,295 | 2,351 | 5,298 | 4,617 | 5,745 | 2,987 | 3,780 | 4,822 |
| De | | | | | | | | | | | - | 6,024 | 11,802 | 6,730 | 4,054 | 11,839 | 5,710 | 9,830 | 7,270 | 6,187 |
| K | | | | | | | | | | | | - | 1,800 | 11,309 | 3,920 | 15,077 | 6,367 | 14,131 | 4,272 | 5,600 |
| Bd | | | | | | | | | | | | | - | 14,511 | 5,771 | 15,689 | 14,641 | 16,070 | 7,561 | 10,286 |
| Pi | | | | | | | | | | | | | | - | 7,483 | 3,267 | 10,225 | 1,950 | 7,920 | 6,603 |
| Kn | | | | | | | | | | | | | | | - | 14,775 | 7,749 | 14,513 | 5,737 | 5,728 |
| Tv | | | | | | | | | | | | | | | | - | 15,467 | 1,860 | 9,942 | 9,749 |
| Mi | | | | | | | | | | | | | | | | | - | 10,275 | 4,458 | 6,985 |
| Ko | | | | | | | | | | | | | | | | | | - | 7,252 | 6,685 |
| Pj | | | | | | | | | | | | | | | | | | | - | 2,672 |
| G | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | - |

Примітка: позначення популяцій як в табл. 1.

Таблиця 9. Порівняльний аналіз деяких досліджених популяцій *Leptinotarsa decemlineata* Say Прикарпаття по відносній частоті зустрічі фенів стійкості до піретроїдних інсектицидів у 2005 р. Показано значення коефіцієнта фенетичної подібності (I) та значення міжпопуляційних фенетичних відстаней (D).

| | P | Kl | Kr | Ka | Ki | No | Sa | Chu | Bk | Me | De | K | Bd | Pi | Kn | Tv | Mi | Pj | G |
|-----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| P | - | 0,9790 | 0,9698 | 0,9866 | 0,9800 | 0,9751 | 0,9815 | 0,9807 | 0,9555 | 0,9793 | 0,9819 | 0,9859 | 0,9711 | 0,9678 | 0,9808 | 0,9771 | 0,9835 | 0,9953 | 0,9975 |
| Kl | 0,0212 | - | 0,9956 | 0,9736 | 0,9907 | 0,9889 | 0,9965 | 0,9954 | 0,9834 | 0,9919 | 0,9779 | 0,9965 | 0,9965 | 0,9701 | 0,9932 | 0,9615 | 0,9849 | 0,9881 | 0,9822 |
| Kr | 0,0307 | 0,0044 | - | 0,9681 | 0,9786 | 0,9775 | 0,9924 | 0,9865 | 0,9762 | 0,9860 | 0,9679 | 0,9932 | 0,9992 | 0,9612 | 0,9900 | 0,9526 | 0,9759 | 0,9815 | 0,9701 |
| Ka | 0,0135 | 0,0268 | 0,0324 | - | 0,9699 | 0,9822 | 0,9800 | 0,9778 | 0,9677 | 0,9897 | 0,9913 | 0,9774 | 0,9674 | 0,9907 | 0,9862 | 0,9948 | 0,9804 | 0,9867 | 0,9878 |
| Ki | 0,0202 | 0,0093 | 0,0216 | 0,0306 | - | 0,9901 | 0,9944 | 0,9961 | 0,9858 | 0,9808 | 0,9861 | 0,9924 | 0,9797 | 0,9629 | 0,9894 | 0,9523 | 0,9935 | 0,9891 | 0,9875 |
| No | 0,0252 | 0,0112 | 0,0228 | 0,0180 | 0,0099 | - | 0,9934 | 0,9930 | 0,9944 | 0,9931 | 0,9934 | 0,9871 | 0,9791 | 0,9828 | 0,9934 | 0,9731 | 0,9909 | 0,9828 | 0,9815 |
| Sa | 0,0187 | 0,0035 | 0,0076 | 0,0202 | 0,0056 | 0,0066 | - | 0,9849 | 0,9911 | 0,9907 | 0,9890 | 0,9980 | 0,9927 | 0,9719 | 0,9974 | 0,9634 | 0,9940 | 0,9920 | 0,9849 |
| Chu | 0,0195 | 0,0046 | 0,0136 | 0,0224 | 0,0039 | 0,0070 | 0,0152 | - | 0,9861 | 0,9908 | 0,9877 | 0,9922 | 0,9858 | 0,9778 | 0,9961 | 0,9653 | 0,9877 | 0,9871 | 0,9878 |
| Bk | 0,0455 | 0,0455 | 0,0241 | 0,0328 | 0,0143 | 0,0056 | 0,0089 | 0,0140 | - | 0,9830 | 0,9859 | 0,9829 | 0,9773 | 0,9675 | 0,9886 | 0,9510 | 0,9883 | 0,9739 | 0,9641 |
| Me | 0,0209 | 0,0081 | 0,0141 | 0,0104 | 0,0194 | 0,0069 | 0,0093 | 0,0092 | 0,0171 | - | 0,9865 | 0,9870 | 0,9863 | 0,9916 | 0,9936 | 0,9860 | 0,9815 | 0,9852 | 0,9833 |
| De | 0,0183 | 0,0183 | 0,0326 | 0,0087 | 0,0140 | 0,0066 | 0,0111 | 0,0124 | 0,0142 | 0,0136 | - | 0,9826 | 0,9676 | 0,9840 | 0,9922 | 0,9788 | 0,9923 | 0,9869 | 0,9872 |
| K | 0,0142 | 0,0142 | 0,0068 | 0,0229 | 0,0076 | 0,0130 | 0,0020 | 0,0078 | 0,0172 | 0,0131 | 0,0176 | - | 0,9947 | 0,9634 | 0,9926 | 0,9602 | 0,9929 | 0,9952 | 0,9865 |
| Bd | 0,0293 | 0,0035 | 0,0003 | 0,0331 | 0,0205 | 0,0211 | 0,0073 | 0,0143 | 0,0230 | 0,0138 | 0,0329 | 0,0053 | - | 0,9591 | 0,9884 | 0,9526 | 0,9781 | 0,9831 | 0,9707 |
| Pi | 0,0327 | 0,0304 | 0,0396 | 0,0093 | 0,0378 | 0,0173 | 0,0285 | 0,0225 | 0,0330 | 0,0084 | 0,0161 | 0,0373 | 0,0418 | - | 0,9827 | 0,9933 | 0,9644 | 0,9682 | 0,9752 |
| Kn | 0,0194 | 0,0068 | 0,0101 | 0,0139 | 0,0107 | 0,0066 | 0,0026 | 0,0039 | 0,0115 | 0,0064 | 0,0078 | 0,0074 | 0,0117 | 0,0175 | - | 0,9728 | 0,9887 | 0,9879 | 0,9846 |
| Tv | 0,0232 | 0,0393 | 0,0486 | 0,0052 | 0,0489 | 0,0273 | 0,0373 | 0,0353 | 0,0502 | 0,0141 | 0,0214 | 0,0406 | 0,0486 | 0,0067 | 0,0276 | - | 0,9616 | 0,9723 | 0,9785 |
| Mi | 0,0166 | 0,0152 | 0,0244 | 0,0198 | 0,0065 | 0,0091 | 0,0060 | 0,0124 | 0,0118 | 0,0187 | 0,0077 | 0,0071 | 0,0221 | 0,0362 | 0,0114 | 0,0392 | - | 0,9944 | 0,9871 |
| Pj | 0,0047 | 0,0120 | 0,0187 | 0,0134 | 0,0110 | 0,0173 | 0,0080 | 0,0130 | 0,0264 | 0,0149 | 0,0132 | 0,0048 | 0,0170 | 0,0323 | 0,0122 | 0,0281 | 0,0056 | - | 0,9953 |
| G | 0,0025 | 0,0180 | 0,0304 | 0,0123 | 0,0126 | 0,0187 | 0,0152 | 0,0123 | 0,0366 | 0,0168 | 0,0129 | 0,0136 | 0,0297 | 0,0251 | 0,0155 | 0,0217 | 0,0130 | 0,0047 | - |

Примітка: позначення популяцій як в табл. 1.

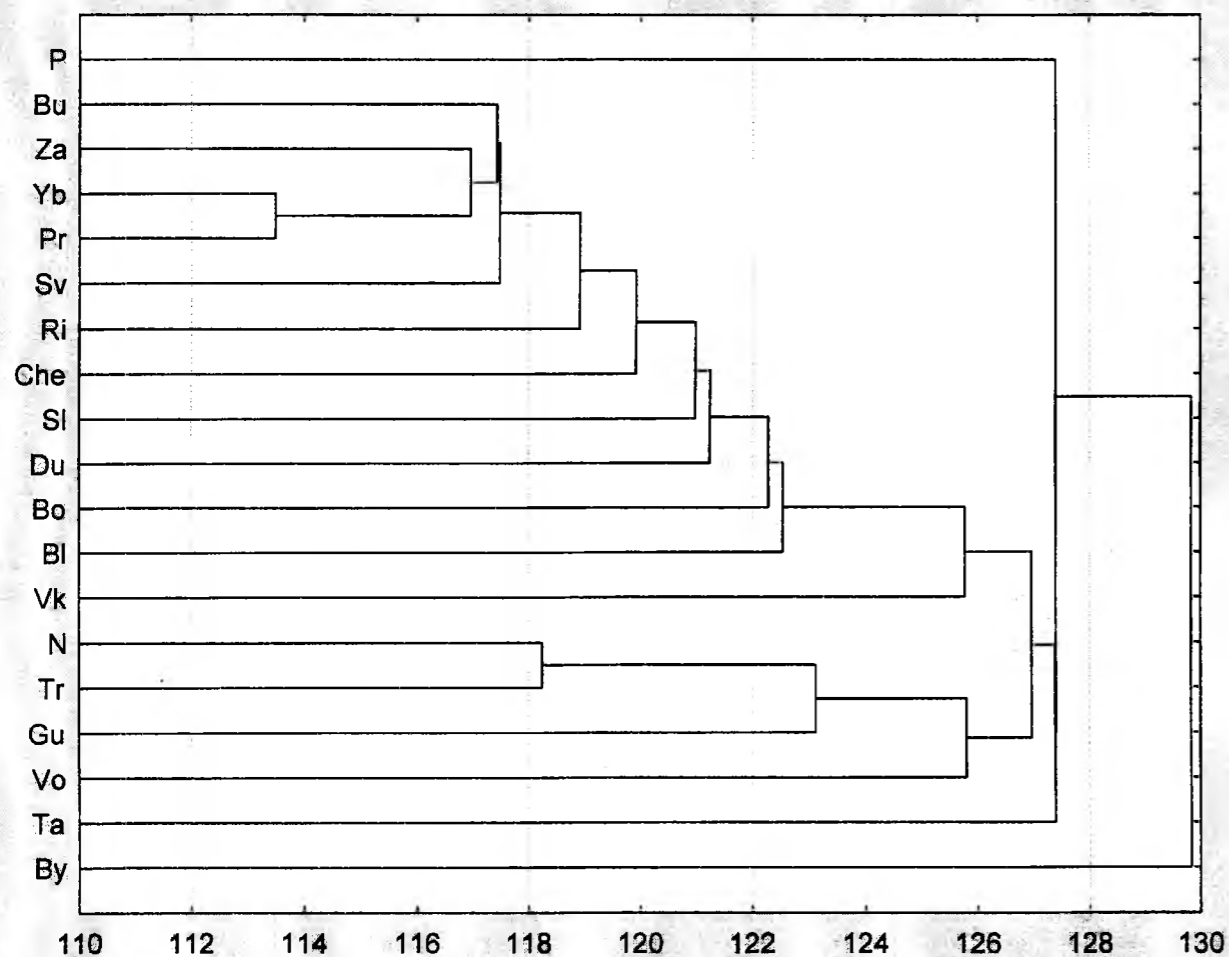


Рисунок 6. Дендрограма географічних відстаней між дослідженими в 2006 р. популяціями колорадського жука Прикарпаття. Якби мікроеволюційні процеси визначалися виключно географічною віддаленістю популяцій – дендрограма між популяційних відстаней виглядала саме так.

Таблиця 11. Відносні частоти зустрічей фенів стійкості до інсектицидів в різних популяціях *Leptinotarsa decemlineata* Say на Прикарпатті у 2006 р.

| № п/п | Популяція | Частоти фенів | | | | | | | |
|-----------------------------------|------------------|---------------|----------------|----------------|------------------|--------------------|-------|-------|-------|
| | | (AB) | D ₁ | E ₃ | E ₍₃₎ | E ₍₂₎₊₁ | V | P | L |
| Івано-Франківська група популяцій | | | | | | | | | |
| 1 | Павлівка (P) | 0,115 | 0,518 | 0,000 | 0,743 | 0,188 | 0,037 | 0,523 | 0,165 |
| 2 | Узин (Bu) | 0,188 | 0,500 | 0,009 | 0,777 | 0,098 | 0,036 | 0,429 | 0,018 |
| 3 | Забережя (Za) | 0,385 | 0,615 | 0,000 | 0,823 | 0,085 | 0,000 | 0,631 | 0,062 |
| 4 | Богородчани (Bo) | 0,247 | 0,622 | 0,007 | 0,799 | 0,127 | 0,014 | 0,512 | 0,038 |
| 5 | Чернів (Che) | 0,308 | 0,661 | 0,000 | 0,849 | 0,065 | 0,047 | 0,700 | 0,126 |
| 6 | Яблунька (Yb) | 0,320 | 0,530 | 0,015 | 0,860 | 0,090 | 0,030 | 0,810 | 0,070 |
| 7 | Тязів (Ta) | 0,197 | 0,574 | 0,008 | 0,820 | 0,139 | 0,000 | 0,689 | 0,082 |
| Галицька група популяцій | | | | | | | | | |
| 8 | Блюдники (Bl) | 0,278 | 0,686 | 0,003 | 0,857 | 0,116 | 0,043 | 0,632 | 0,043 |
| 9 | Вікторів (Vk) | 0,256 | 0,649 | 0,000 | 0,893 | 0,100 | 0,034 | 0,483 | 0,024 |
| 10 | Дубівці (Du) | 0,260 | 0,622 | 0,000 | 0,850 | 0,089 | 0,049 | 0,577 | 0,008 |
| 11 | Світанок (Sv) | 0,323 | 0,673 | 0,008 | 0,857 | 0,109 | 0,053 | 0,699 | 0,030 |
| 12 | Слобода (Sl) | 0,252 | 0,670 | 0,000 | 0,908 | 0,060 | 0,092 | 0,771 | 0,083 |
| Надвірнянська група популяцій | | | | | | | | | |
| 13 | Надвірна (N) | 0,227 | 0,682 | 0,000 | 0,827 | 0,136 | 0,036 | 0,205 | 0,009 |
| 14 | Бистриця (By) | 0,273 | 0,718 | 0,000 | 0,827 | 0,145 | 0,000 | 0,582 | 0,091 |
| 15 | Волосів (Vo) | 0,237 | 0,615 | 0,019 | 0,821 | 0,128 | 0,013 | 0,551 | 0,038 |
| Калузька група популяцій | | | | | | | | | |

| | | | | | | | | | |
|---------------------------------|------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 16 | Перекося (Pr) | 0,280 | 0,600 | 0,005 | 0,830 | 0,105 | 0,020 | 0,840 | 0,040 |
| 17 | Ріп'янка (Ri) | 0,245 | 0,582 | 0,000 | 0,859 | 0,098 | 0,022 | 0,435 | 0,033 |
| Долинська група популяцій | | | | | | | | | |
| 18 | Гузіїв (Gu) | 0,377 | 0,583 | 0,000 | 0,823 | 0,127 | 0,033 | 0,660 | 0,000 |
| 19 | Тростянець (Tr) | 0,366 | 0,608 | 0,009 | 0,849 | 0,082 | 0,052 | 0,698 | 0,086 |
| Перегинська група популяцій | | | | | | | | | |
| 20 | Перегинське (Pe) | 0,388 | 0,624 | 0,003 | 0,884 | 0,077 | 0,020 | 0,663 | 0,049 |
| 21 | Небилів (Ne) | 0,338 | 0,657 | 0,015 | 0,853 | 0,083 | 0,010 | 0,368 | 0,039 |
| Популяції за межами Прикарпаття | | | | | | | | | |
| 22 | Вер. Водяне (Ve) | 0,357 | 0,548 | 0,000 | 0,857 | 0,119 | 0,048 | 0,571 | 0,143 |
| 23 | Зубрець (Zu) | 0,223 | 0,644 | 0,015 | 0,757 | 0,168 | 0,030 | 0,356 | 0,020 |
| 24 | Радошин (Ra) | 0,396 | 0,462 | 0,009 | 0,717 | 0,208 | 0,009 | 0,292 | 0,057 |
| 25 | Чертіж (Chr) | 0,253 | 0,558 | 0,000 | 0,811 | 0,089 | 0,032 | 0,063 | 0,063 |

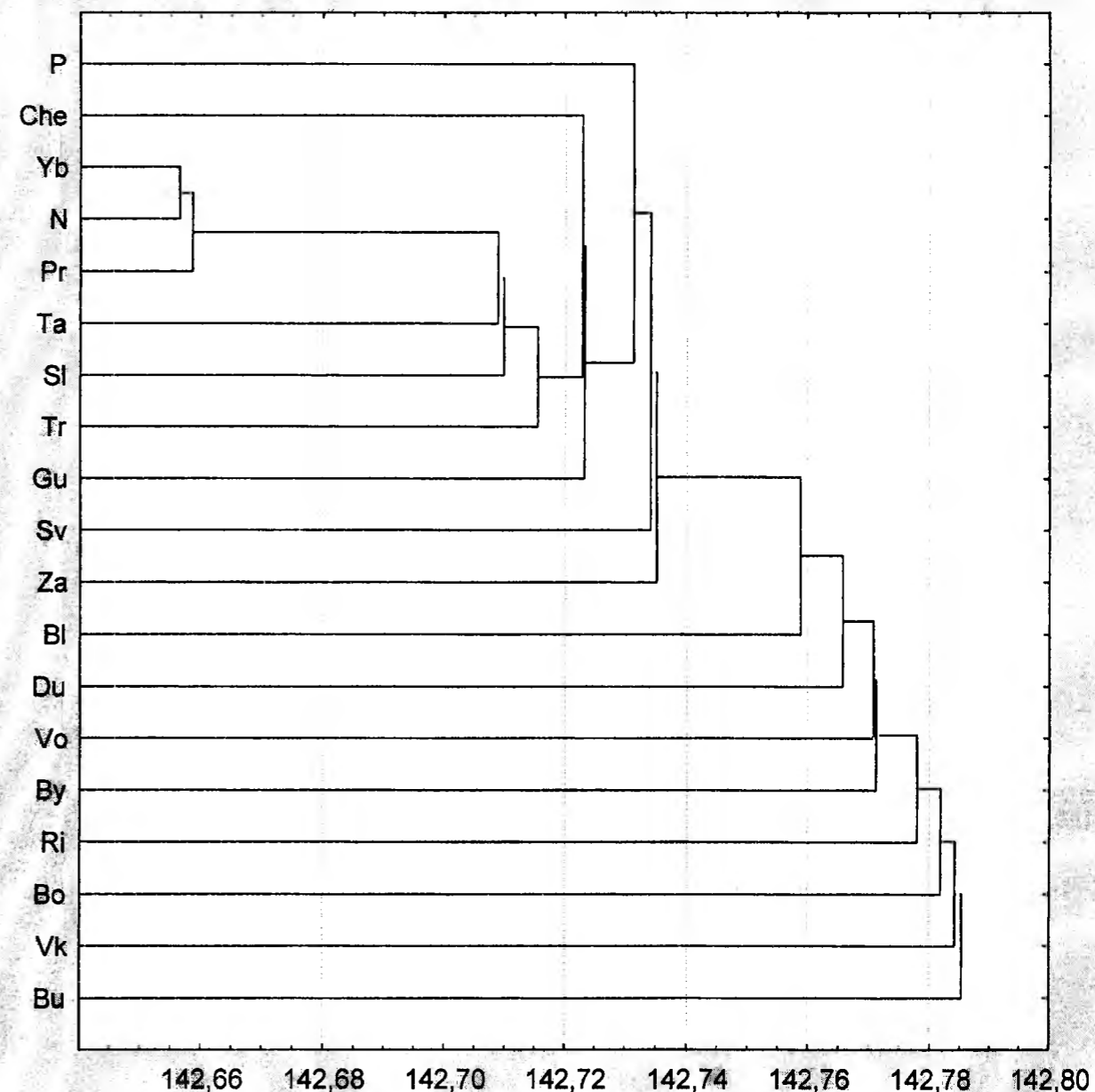


Рисунок 7. Дендрограма міжпопуляційних дистанцій між деякими популяціями *Leptinotarsa decemlineata* (Say, 1824) Прикарпаття по відносній частоті форм стійкості до піретроїдних інсектицидів у 2006 р. Позначення популяцій як в табл. 1.

Таблиця 12. Порівняльний аналіз деяких досліджених популяцій *Leptinotarsa decemlineata* Say Прикарпаття по відносній частоті зустрічі фенів стійкості до піретроїдних інсектицидів у 2006 році. Показано значення критерію Пірсона (χ^2). Допустиме значення критерію Пірсона – 14,067 (для P = 0,05). Статистично вірогідні відмінності виділені (P < 0,05).

| | P | Bu | Za | Bo | Che | Yb | Bl | Vk | Du | Sv | Ta | Sl | N | By | Vo | Pr | Ri | Gu | Tr |
|-----|---|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| P | - | 17,126 | 27,21 | 16,718 | 16,246 | 22,087 | 17,497 | 21,13 | 24,943 | 24,292 | 14,135 | 19,508 | 34,489 | 14,456 | 17,296 | 22,789 | 18,724 | 32,152 | 20,788 |
| Bu | | - | 12,726 | 2,797 | 11,81 | 9,766 | 2,842 | 1,825 | 2,991 | 3,632 | 10,694 | 10,408 | 14,952 | 11,214 | 2,952 | 8,538 | 2,364 | 8,751 | 8,516 |
| Za | | | - | 6,703 | 8,123 | 7,813 | 7,544 | 9,629 | 11,375 | 8,311 | 8,687 | 14,773 | 30,321 | 4,993 | 8,080 | 7,572 | 7,903 | 10,491 | 6,515 |
| Bo | | | | - | 10,156 | 8,579 | 1,984 | 2,741 | 5,686 | 3,924 | 6,051 | 14,677 | 15,762 | 4,266 | 0,690 | 6,182 | 2,082 | 8,897 | 7,537 |
| Che | | | | | - | 6,133 | 6,733 | 10,574 | 10,839 | 8,375 | 11,093 | 3,355 | 33,482 | 9,611 | 11,411 | 8,684 | 9,899 | 15,765 | 2,597 |
| Yb | | | | | | - | 6,416 | 12,527 | 10,783 | 5,137 | 7,652 | 7,811 | 39,931 | 12,921 | 7,459 | 2,441 | 11,546 | 11,202 | 2,612 |
| Bl | | | | | | | - | 2,384 | 2,922 | 1,108 | 8,233 | 6,231 | 19,330 | 6,969 | 3,117 | 4,443 | 2,988 | 7,187 | 4,251 |
| Vk | | | | | | | | - | 2,130 | 4,289 | 14,074 | 10,659 | 10,828 | 8,955 | 4,407 | 9,937 | 0,530 | 7,891 | 9,223 |
| Du | | | | | | | | | - | 4,289 | 14,930 | 8,532 | 17,082 | 13,325 | 6,846 | 7,666 | 4,082 | 4,227 | 8,725 |
| Sv | | | | | | | | | | - | 10,906 | 7,008 | 23,533 | 11,128 | 4,444 | 3,753 | 5,535 | 5,234 | 3,694 |
| Ta | | | | | | | | | | | - | 13,510 | 34,614 | 4,287 | 5,301 | 6,147 | 11,026 | 17,902 | 10,831 |
| Sl | | | | | | | | | | | | - | 35,138 | 15,319 | 14,189 | 8,800 | 11,450 | 16,885 | 5,191 |
| N | | | | | | | | | | | | | - | 23,652 | 19,101 | 36,148 | 11,000 | 24,738 | 31,831 |
| By | | | | | | | | | | | | | | - | 5,725 | 10,743 | 6,950 | 16,055 | 10,972 |
| Vo | | | | | | | | | | | | | | | - | 5,875 | 3,657 | 10,190 | 8,056 |
| Pr | | | | | | | | | | | | | | | | - | 9,872 | 8,394 | 5,965 |
| Ri | | | | | | | | | | | | | | | | | - | 9,219 | 8,751 |
| Gu | | | | | | | | | | | | | | | | | | - | 10,714 |
| Tr | | | | | | | | | | | | | | | | | | | - |

Примітка: позначення популяцій як в табл. 1.

Таблиця 13. Порівняльний аналіз деяких досліджених популяцій *Leptinotarsa decemlineata* Say Прикарпаття по відносній частоті зустрічі фенів стійкості до піретроїдних інсектицидів. Показано значення коефіцієнта фенетичної подібності (I) та значення міжпопуляційних фенетичних відстаней (D).

| | P | Bu | Za | Bo | Che | Yb | Bl | Vk | Du | Sv | Ta | Sl | N | By | Vo | Pr | Ri | Gu | Tr |
|-----|---|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| P | - | 0,9806 | 0,9681 | 0,9824 | 0,9804 | 0,9686 | 0,9820 | 0,9757 | 0,9782 | 0,9760 | 0,9893 | 0,9808 | 0,9289 | 0,9840 | 0,9850 | 0,9699 | 0,9750 | 0,9659 | 0,9731 |
| Bu | | - | 0,9826 | 0,9954 | 0,9821 | 0,9697 | 0,9917 | 0,9969 | 0,9957 | 0,9861 | 0,9838 | 0,9829 | 0,9649 | 0,9880 | 0,9958 | 0,9681 | 0,9983 | 0,9822 | 0,9813 |
| Za | | | - | 0,9912 | 0,9950 | 0,9879 | 0,9940 | 0,9853 | 0,9926 | 0,9963 | 0,9864 | 0,9884 | 0,9313 | 0,9908 | 0,9915 | 0,9860 | 0,9833 | 0,9973 | 0,9979 |
| Bo | | | | - | 0,9902 | 0,9744 | 0,9981 | 0,9975 | 0,9977 | 0,9938 | 0,9884 | 0,9871 | 0,9625 | 0,9979 | 0,9994 | 0,9765 | 0,9956 | 0,9890 | 0,9883 |
| Che | | | | | - | 0,9905 | 0,9956 | 0,9832 | 0,9926 | 0,9968 | 0,9930 | 0,9970 | 0,9232 | 0,9922 | 0,9919 | 0,9908 | 0,9801 | 0,9912 | 0,9977 |
| Yb | | | | | | - | 0,9819 | 0,9643 | 0,9819 | 0,9902 | 0,9918 | 0,9920 | 0,8809 | 0,9732 | 0,9797 | 0,9975 | 0,9621 | 0,9907 | 0,9940 |
| Bl | | | | | | | - | 0,9933 | 0,9986 | 0,9984 | 0,9926 | 0,9941 | 0,9470 | 0,9973 | 0,9986 | 0,9862 | 0,9901 | 0,9930 | 0,9938 |
| Vk | | | | | | | | - | 0,9961 | 0,9871 | 0,9795 | 0,9807 | 0,9740 | 0,9922 | 0,9961 | 0,9643 | 0,9994 | 0,9823 | 0,9814 |
| Du | | | | | | | | | - | 0,9967 | 0,9902 | 0,9928 | 0,9516 | 0,9937 | 0,9984 | 0,9830 | 0,9938 | 0,9926 | 0,9921 |
| Sv | | | | | | | | | | - | 0,9928 | 0,9956 | 0,9306 | 0,9931 | 0,9952 | 0,9921 | 0,9834 | 0,9969 | 0,9973 |
| Ta | | | | | | | | | | | - | 0,9950 | 0,9141 | 0,9885 | 0,9924 | 0,9940 | 0,9771 | 0,9871 | 0,9904 |
| Sl | | | | | | | | | | | | - | 0,9147 | 0,9867 | 0,9903 | 0,9936 | 0,9770 | 0,9883 | 0,9942 |
| N | | | | | | | | | | | | | - | 0,9553 | 0,9550 | 0,8822 | 0,9748 | 0,9235 | 0,9184 |
| By | | | | | | | | | | | | | | - | 0,9970 | 0,9773 | 0,9891 | 0,9863 | 0,9880 |
| Vo | | | | | | | | | | | | | | | - | 0,9815 | 0,9943 | 0,9904 | 0,9901 |
| Pr | | | | | | | | | | | | | | | | - | 0,9600 | 0,9894 | 0,9917 |
| Ri | | | | | | | | | | | | | | | | | - | 0,9801 | 0,9791 |
| Gu | | | | | | | | | | | | | | | | | | - | 0,9968 |
| Tr | | | | | | | | | | | | | | | | | | | - |

Примітка: позначення популяцій як в табл. 1.

Дослідження динаміки окремих популяцій Прикарпаття в 2004-2007 рр. показало, що популяції швидко змінюють свою структуру по частоті цих форм – вибірки в різні роки з однієї популяції статистично вірогідно відрізнялися ($P < 0,05$ в більшості порівнянь).

В той же час дослідження по варіабельним фенам з групи KLMP не всі з яких корелюють з резистентністю до інсектицидів у 2006 р. показало, що переважна більшість популяцій статистично вірогідно відрізняються ($P < 0,01$ у більшості випадків порівнянь). Це наводить на думку про наявність спільних тенденцій в більшості популяцій колорадського жука Прикарпаття щодо адаптивності по ходу мікроеволюційних процесів під впливом антропогенного тиску і в той же час збереження унікальності популяцій і особливостей мікроеволюційних процесів по тих параметрах поліморфізму, по яких дія антропогенного тиску не простежується.

Слід відмітити, що популяції с. Павлівка і м. Надвірна які статистично високовірогідно відрізняються від інших популяцій колорадського жука Прикарпаття розташовані поблизу хімічних підприємств ТОС та нафтопереробного заводу відповідно. Це наводить на думку про те, що досліджувані фени певним чином корелюють зі стійкістю не тільки до піретроїдних інсектицидів, але і до певних хімічних поллютантів.

У 2006 році аналогічно до попередніх років досліджень простежується неспівпадіння між дендрограмами географічних відстаней і між популяційних дистанцій (рис. 6, 7). Географічно віддалені популяції іноді виявляються близькими по феногенетичній структурі. Але простежуються і спільні тенденції між деякими популяціями. Це пояснюється тим, що тривале використання піретроїдних інсектицидів в окремих локалітетах зумовило характерні мікроеволюційні процеси в окремих популяціях, а зменшення використання цих інсектицидів в останні роки зумовило зменшення відмінностей між популяціями по цим параметрам за рахунок міграцій і більший прояв географічного фактора на мінливість популяцій. Проте з врахуванням тривалого застосування інсектицидів клінального типу мінливості у досліджуваних популяціях очікувати не доводиться.

Висновки

1. Дендрограми міжпопуляційних дистанцій по частоті трапляння форм стійких до піретроїдних інсектицидів не співпадають із географічними відстанями між дослідженими популяціями колорадського жука Прикарпаття в усві роки досліджень.
2. Основним еволюційним фактором в популяціях колорадського жука Прикарпаття є потужний антропогенний тиск у формі застосування піретроїдних інсектицидів.
3. В популяціях колорадського жука Прикарпаття простежується висока частота форм резистентних до дії поліхлорпінбенверину застосування якого не рекомендується.
4. По частоті форм стійких до інсектицидів популяції колорадського жука Прикарпаття менш відмінні ніж по частоті «нейтральних» варіабельних форм зв'язок яких з інсектицидами не доведений.
5. Досліджені популяції колорадського жука динамічні – структура популяцій по частоті форм стійкості до різних інсектицидів швидко змінюється, мікроеволюційні процеси відбуваються протягом короткого часу, що в першу чергу обумовлюється змінами характеру антропогенного тиску.
6. Простежується різка відмінність по структурі популяцій колорадського жука, що перебувають під посиленням антропогенним тиском в районах локалізації хімічних підприємств, що наводить на думку про те, що досліджувані фени корелюють зі стійкістю та чутливістю до різних хімічних поллютантів.

Література

1. Бендат Дж., Пирсол А. Измерение и анализ случайных процессов. – М.: Мир. – 1971. – 408 с.
2. Васильева Т. И., Фасулати С. Р., Шевченко Н. М. Фенотипическая структура популяций колорадского жука (*Leptinotarsa decemlineata* Say.) как показатель развития их резистентности к пиретроидным инсектицидам // Материалы XII съезда РЭО. – М. – 2004. – с. 145-154.
3. Иванов С. Г., Новожилов К. В., Рябинина О. В. Формирование резистентности к пиретроидам в нижегородской популяции *Leptinotarsa decemlineata* Say (*Coleoptera, Chrysomelidae*) // Материалы XII съезда РЭО. – М. – 2004. – с. 171-175.
4. Жученко А. А. Стратегия адаптивной интенсификации сельского хозяйства (концепция). – Пушкино: ОНТИ РАН, 1994ю – 148 с.
5. Кохманюк Ф. С. Изменчивость фенетической структуры популяций колорадского жука (*Leptinotarsa decemlineata* Say.) в пределах ареала // Фенетика популяций. – М.: Наука. – 1982. – с. 233-245.
6. Мигранов М. Г., Поскряков А. В., Амирханов Д. В. Эффективность пиретроидов в борьбе с колорадским жуком в условиях Предуралья Башкирии // Насекомые в биогеоценозах Урала: Информ. материалы / ИЭРиЖ УрО АН СССР; Всесоюз. энтомолог. об-во. Урал. отд.-ние. – Свердловск. - 1989. - С.41 - 42.
7. Фасулати С. Р., Вилкова Н. А. Адаптивная микроэволюция колорадского жука и его внутривидовая структура в современном ареале. // Генетическая инженерия и экология. М.: Центр «Биоинженерия» РАН, 2000. - т. 1. - С. 19-25.
8. Hawthorne D. J. AFLP-Based genetic linkage map of the colorado potato beetle *Leptinotarsa decemlineata* Say : sex chromosomes and a pyrethroid-resistance candidate gene // Genetics. – 2001. – Vol.158. – P. 695-700.
9. Tower L. W. The mechanism of evolution in *Leptinotarsa*. – Publ. Carnegie Inst. – Wash. – 1918. – 384 p.

Стаття поступила до редакції 21.07.2008 р.; прийнята до друку 15.08.2008 р.

Сіренко А. Г. – кандидат біологічних наук, доцент кафедри біології та екології Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

Ельцов А. Л. – асистент кафедри біології та екології Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

Рецензент: доктор біологічних наук, професор кафедри біології та екології Парпан В. І.

УДК 632.937.2+575.177+591.151.2

АНАЛІЗ МІКРОЕВОЛЮЦІЙНИХ ПРОЦЕСІВ КАРПАТСЬКИХ ПОПУЛЯЦІЙ *TRICHIUS FASCIATUS* L. ПО ЧАСТОТАХ ЗУСТРІЧІ ФЕНІВ ЗАБАРВЛЕННЯ ВОЛОСКІВ НА ПЕРЕДНЬОСПИНЦІ ІМАГО

О. М. Слободян, А. Г. Сіренко

Прикарпатський національний університет імені Василя Стефаника
e-mail: bratlibo@yahoo.co.uk

*Досліджено новий маркер мікроеволюційних процесів популяції *Trichius fasciatus* Linnaeus, 1758 – фени по забарвленню волосків передньоспинки імаго. Показано, що структура досліджених популяцій по частоті цих фенів стабільна в часі і може служити показником між популяційних дистанцій.*

Ключові слова: *Trichius, популяція, мікроеволюція.*

*Slobodian O. M., Sirenko A. G. The analysis of microevolution processes in Carpathian population *Trichius fasciatus* Linnaeus, 1758 on frequency of hairs of front back colour fens. A new marker of microevolution process in population *Trichius fasciatus* Linnaeus, 1758 is hairs of front back colour fens. The structure of this population was stability in time and may be the marker of population distances.*

Key words: *Trichius, population, microevolution.*

Вступ

Методи фенетики не дивлячись на свою відносну простоту і на перший погляд поверхових аналіз (на відміну від аналізу хромосомного, біохімічного, молекулярного поліморфізму) в якому аналізується виключно окремі морфологічні критерії дозволяють в окремих модельних системах зробити глибокий аналіз мікроеволюційних процесів. Зокрема, за допомогою методів фенетики здійснюється феногеографічний аналіз і за допомогою нього відтворюється реконструкція історії виду [24]. Фенетичний аналіз в окремих випадках дозволяє виявити внутрішньо популяційні групи і провести їх маркування за допомогою фенів. Іноді таке маркування дозволяє встановити межі таких внутрішньовидових одиниць як підвиди чи встановити границі елементарних популяцій у поліморфних видів та рівень диференціювання внутрішньо популяційних груп і встановити ступінь ізоляції [5, 12, 18]. У видадку наявності зв'язку окремих морфологічних фенів з резистентністю до інсектицидів вдається простежити вплив антропогенних факторів на мікроеволюційні процеси [28]. В окремих випадках вдається фенами маркувати певні динамічні процеси в популяції і простежувати зміни структури популяцій протягом тривалого часу. Загалом генофонд популяції застосовують як показник мікроеволюційного стану популяцій, впливу добору на динаміку полігенних систем [32]. Флуктуюючу асиметрію білатеральних стуркур в природних популяціях використовують як показник стану популяцій, впливу антропогенного тиску на популяції і екосистеми, показник забруднення екосистем. Фенетичний аналіз використовують для оцінки міграцій, розсіювання і структурованості популяцій, встановлення популяційної структури виду і динаміки цієї структурованості, визначення маркерів адаптивності популяцій [16]. Фенетичний аналіз використовують для вивчення гомеостазу природних популяцій, реакцій популяцій на ізоляцію. Методи фенетики знайшли своє застосування в геногеографії, у вивченні мімікрії різних таксонів тварин, для вивчення кнілальної мінливості [9].

Вид *Trichius fasciatus* Linnaeus, 1758 давно став класичним об'єктом популяційних досліджень. В якості модельного об'єкту для вивчення вищезгаданих процесів його використовували Молодцов С. М. [3, 4], Новоженев Ю. І. [6 - 21]. В якості маркера для вивчення популяцій ці дослідники зокрема використовували фени та аберації по комбінації чорних плям на елітрах імаго. Інші морфологічні маркери, яких у даного виду є чимало (вид надзвичайно поліморфний) використовувались набагато менше. В цій роботі ми досліджували можливість використання фенів по забарвленню волосків передньоспинки в якості маркеру для вивчення поліморфізму популяцій та мікроеволюційних процесів.

Матеріали і методи

Об'єктом досліджень цієї роботи були монтанні карпатські популяції виду *Trichius fasciatus* Linnaeus, 1758 (*Scarabaeidae, Coleoptera, Insecta*). Всього було досліджено 7 монтанних карпатських популяцій цього виду. 7 досліджених вибірок можна вважати різними популяціями цього виду по причині розділеності досліджуваних локалітетів гірськими хребтами висотою від 1400 до 1758 м над рівнем моря (далі м н.р.м.), що суттєво перешкоджають міграції особин. Звичайно, імовірність потоку генів між досліджуваними групами існує, але ця імовірність достатньо низька для того, щоб стверджувати про достатньо високу степінь ізоляції між досліджуваними групами особин цього виду. Досліджувався фенотипічний поліморфізм, структура популяцій по частоті зустрічі різних морфологічних аберацій, динаміка фенотипічної структури, мікроеволюційні процеси в цілому. Всього протягом 2000-2006 рр. було досліджено 910 екземплярів комах досліджуваного виду, в тому числі: 51 у 2000 році, 586 у 2001 році, 97 у 2002 році, 78 у 2003 році, 66 у 2004 році, 32 екземпляри у 2005 році.

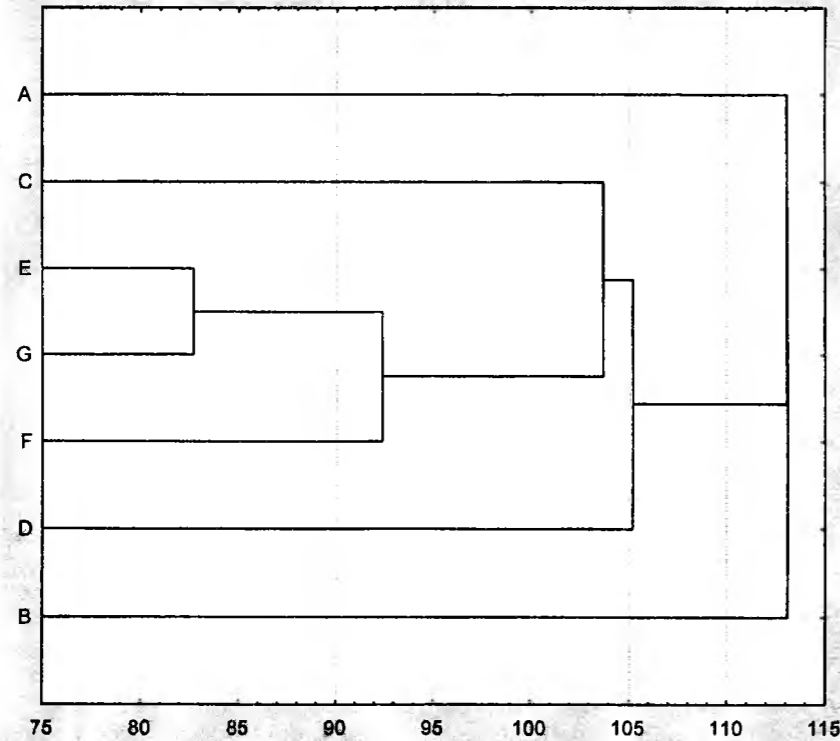


Рисунок 1. Географічні дистанції між дослідженими популяціями *Trichius fasciatus* L.



Рис. 2. Локалізація досліджених популяцій *Trichius fasciatus* L. А – долина р. Зубрівка; В – урочище «Нивки»; С

– долина р. Женець; D – долина р. Жонка; Е – долина р. Піги; F – околиці с. Гута; G – долина р. Канюшанка. А–Е – східні Горгани; F–G – західні Горгани.

Для проведення досліджень використовувалось стандартне ентомологічне обладнання, бінокулярний мікроскоп фірми "Nicon".

Відлов комах здійснювався з 10 по 21 серпня щороку в період 2000 – 2006 рр. в 7 різних популяціях Українських Карпат. Найбільша вибірка була отримана в 2001 р. Відлов здійснювався на квітучих рослинах з родини *Asteraceae* та на квітах *Filipendula ulmaria* L. Відлов комах здійснювався у наступних локалітетах: А – долина р. Зубрівка, урочище «Ельми», прирічкові луки оточені мішаним буково-ялицево-ялиновим лісом, 804 м н.р.м.; В – урочище «Нивки» прирічкові луки оточені мішаним буково-ялицево-ялиновим лісом з домішкою сосни кедрової та сосни альпійської, 1200 м н.р.м.; С – долина р. Женець, прирічкові луки оточені мішаним буково-ялицево-ялиновим лісом, 730 м н.р.м.; D – долина р. Жонка, прирічкові луки оточені мішаним буково-ялицево-ялиновим лісом, 710 м н.р.м.; Е – долина р. Піги, прирічкові заболочені луки оточені мішаним буково-ялицево-ялиновим лісом, 750 м н.р.м.; F – околиці с. Гута, прирічкові вологі луки оточені мішаним буково-ялицево-ялиновим лісом, 700 м н.р.м.; G – долина р. Канюшанка, прирічкові луки оточені мішаним буково-ялицево-ялиновим лісом, 1000 м н.р.м. Кількість досліджених екземплярів комах з різних популяцій зазначена в табл. 2.

Географічні відстані між дослідженими популяціями наведені в табл. 1. Дендрограма географічних дистанцій наведена на рис. 1. Якби мікроеволюційні процеси визначались би виключно фактором ізоляваності популяцій, дендрограма міжпопуляційних відстаней виглядала б як на рис. 1.

Таблиця 1. Географічні відстані між різними дослідженими популяціями *Trichius fasciatus* L. в км.

| | A | B | C | D | E | F | G |
|---|---|---|----|----|----|----|----|
| A | - | 6 | 10 | 10 | 20 | 26 | 40 |
| B | | - | 14 | 12 | 26 | 20 | 35 |
| C | | | - | 8 | 12 | 33 | 49 |
| D | | | | - | 18 | 29 | 46 |
| E | | | | | - | 46 | 60 |
| F | | | | | | - | 17 |
| G | | | | | | | - |

Статистичний аналіз здійснювався згідно методів і підходів як описано в [2]. Також використовувались програми "Excell-7" з пакету "Microsoft office-97" та програма "Statistica 6.0 rus".

Результати та обговорення

В результаті проведених досліджень в 7 карпатських популяціях *Trichius fasciatus* Linnaeus, 1758 було виявлено 4 фени по забарвленню волосків на передньоспинці імаго:

1. Білі волоски передньоспинки (W).
2. Сірі волоски передньоспинки (G)
3. Жовті волоски передньоспинки (Y).
4. Руді волоски передньоспинки (R).

Кожному фену було дано умовне позначення (див. вище в дужках).

Частоти трапляння цих фенів у 7 досліджених популяціях *Trichius fasciatus* L. наведені в табл. 2.

Таблиця 2. Відносні частоти зустрічі варіабельних фенів забарвлення волосків на передньоспинці імаго в 7 досліджених популяціях *Trichius fasciatus* Linnaeus, 1758 Українських Карпат у 2001 році. Показана відносна частота зустрічі фенів у різних популяціях.

| № п/п | Фен | Популяції | | | | | | |
|-----------------------------------|-----|-----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | A | B | C | D | E | F | G |
| 1 | W | 0,203 | 0,324 | 0,137 | 0,179 | 0,090 | 0,555 | 0,727 |
| 2 | G | 0,234 | 0,176 | 0,157 | 0,104 | 0,210 | 0,267 | 0,123 |
| 3 | Y | 0,391 | 0,294 | 0,343 | 0,583 | 0,230 | 0,055 | 0,068 |
| 4 | R | 0,172 | 0,206 | 0,363 | 0,134 | 0,470 | 0,123 | 0,082 |
| Кількість досліджених екземплярів | | 64 | 34 | 102 | 67 | 100 | 146 | 73 |

Примітка: позначення популяцій як на рис. 4.

Статистичний аналіз отриманих результатів (табл. 3) показав, що більшість досліджених популяцій по частотах цих фенів статистично достовірно відрізняються. Найбільша статистична відмінність виявлена для

популяцій F та D ($\chi^2 = 78,383$; $P < 0,01$) – популяцій з околиць з с. Гута та з долини р. Жонка – відносно віддалені популяції розташовані на відстані 29 км і розділені чисельними гірськими хребтами. Найменш імовірна відмінність виявлена між популяціями А і В ($\chi^2 = 2,381$; $P > 0,5$) – географічно найбільш близькі популяції – локалізовані на відстані 6 км і розділені гірським хребтом. Як бачимо по цьому фену простежується певна незначна кореляція між географічною віддаленістю популяцій і їх статистичною подібністю.

Таблиця 3. Порівняльний аналіз частоти зустрічі варіабельних фенів забарвлення волосків на передньоспинці імаго в різних популяціях *Trichius fasciatus* L. північного мегасхилу Українських Карпат у 2001 р. Показано значення критерію Пірсона (χ^2) - вгорі. Виділено порівняння, які статистично вірогідно відрізняються. Критичне значення критерію Пірсона 7,815 (для $P = 0,05$). Показано показник подібності популяцій (r) – внизу.

| Популяції | A | B | C | D | E | F | G |
|-----------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|--------|
| A | - | 2,381 | 7,514 | 6,146 | 17,076 | 45,174 | 40,128 |
| B | 0,987 | - | 6,999 | 7,559 | 14,229 | 20,943 | 18,095 |
| C | 0,975 | 0,968 | - | 14,300 | 5,417 | 74,941 | 66,532 |
| D | 0,976 | 0,956 | 0,952 | - | 32,075 | 78,383 | 52,824 |
| E | 0,941 | 0,934 | 0,987 | 0,892 | - | 77,298 | 76,975 |
| F | 0,878 | 0,927 | 0,829 | 0,789 | 0,813 | - | 7,823 |
| G | 0,836 | 0,904 | 0,780 | 0,777 | 0,738 | 0,978 | - |

Примітка: позначення популяцій як на рис. 4.

Аналіз отриманих результатів з використанням коефіцієнту фенетичної подібності (I) та значення міжпопуляційних фенетичних дистанцій (D) показав, що найбільш віддаленими популяціями є популяції E та G – популяції з долини р. Піги та долини р. Канюшанка – відносно віддалені популяції розташовані на відстані 60 км і розділені чисельними гірськими хребтами ($I = 0,4402$; $D = 1,0732$). Найбільш близькими по міжпопуляційним дистанціям виявились популяції А і В – географічно найбільш близькі популяції – локалізовані на відстані 6 км і розділені гірським хребтом ($I = 0,9477$; $D = 0,0537$) (табл. 4). Як бачимо по цим фенам простежується чітка клінальна мінливість в межах дослідженої території. Проте як бачимо дендрограми географічних відстаней і між популяційних дистанцій не співпадають (рис. 3, 4). Очевидно крім фактора ізоляції популяцій вагомий вплив на фенотипічну структуру популяцій по цим фенам чинить фактор дрейфу генів.

Таблиця 4. Порівняльний аналіз частоти зустрічі фенів забарвлення волосків на передньоспинці імаго в різних популяціях *Trichius fasciatus* L. північного мегасхилу Українських Карпат у 2001 р. Показано значення коефіцієнту фенетичної подібності (I) - вгорі, значення міжпопуляційних фенетичних відстаней (D) – внизу.

| Популяції | A | B | C | D | E | F | G |
|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| A | - | 0,9477 | 0,9144 | 0,9331 | 0,7906 | 0,6547 | 0,5522 |
| B | 0,0537 | - | 0,8893 | 0,8451 | 0,7847 | 0,8270 | 0,7671 |
| C | 0,0895 | 0,1173 | - | 0,8450 | 0,9541 | 0,5319 | 0,4266 |
| D | 0,0692 | 0,1683 | 0,1684 | - | 0,6503 | 0,4402 | 0,4104 |
| E | 0,2350 | 0,2425 | 0,0470 | 0,4303 | - | 0,4903 | 0,3419 |
| F | 0,4236 | 0,1900 | 0,6313 | 0,8205 | 0,7127 | - | 0,9584 |
| G | 0,5938 | 0,2651 | 0,8519 | 0,8906 | 1,0732 | 0,0425 | - |

Таблиця 5. Аналіз динаміки популяції *Trichius fasciatus* L. долини р. Зубрівка в різні роки досліджень по відносній частоті зустрічі сукупності аберацій. Показано значення критерію Пірсона. Допустиме значення критерію Пірсона $\chi^2 = 7,815$ (для $P = 0,05$).

| | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 |
|------|------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 2000 | - | 0,182 | 2,078 | 0,558 | 0,440 | 0,485 |
| 2001 | | - | 3,690 | 0,474 | 0,131 | 0,360 |
| 2002 | | | - | 2,668 | 5,059 | 3,723 |
| 2003 | | | | - | 1,053 | 1,279 |
| 2004 | | | | | - | 0,158 |
| 2005 | | | | | | - |

Дослідження стабільності поліморфізму та фенотипічних структур популяцій *Trichius fasciatus* L. по цим фенам показали, що одна з досліджених популяцій яка була вибрана в якості модельної зберігала свою фенотипічну структуру стабільною протягом 9 років – у 2000-2008 рр. В кожному випадку порівнянь у

вибірках з популяції А – урочища «Ельми» різних років досліджень не виявлено статистично достовірної різниці ($P > 0,05$ в кожному випадку порівнянь) (табл. 5, рис. 4).

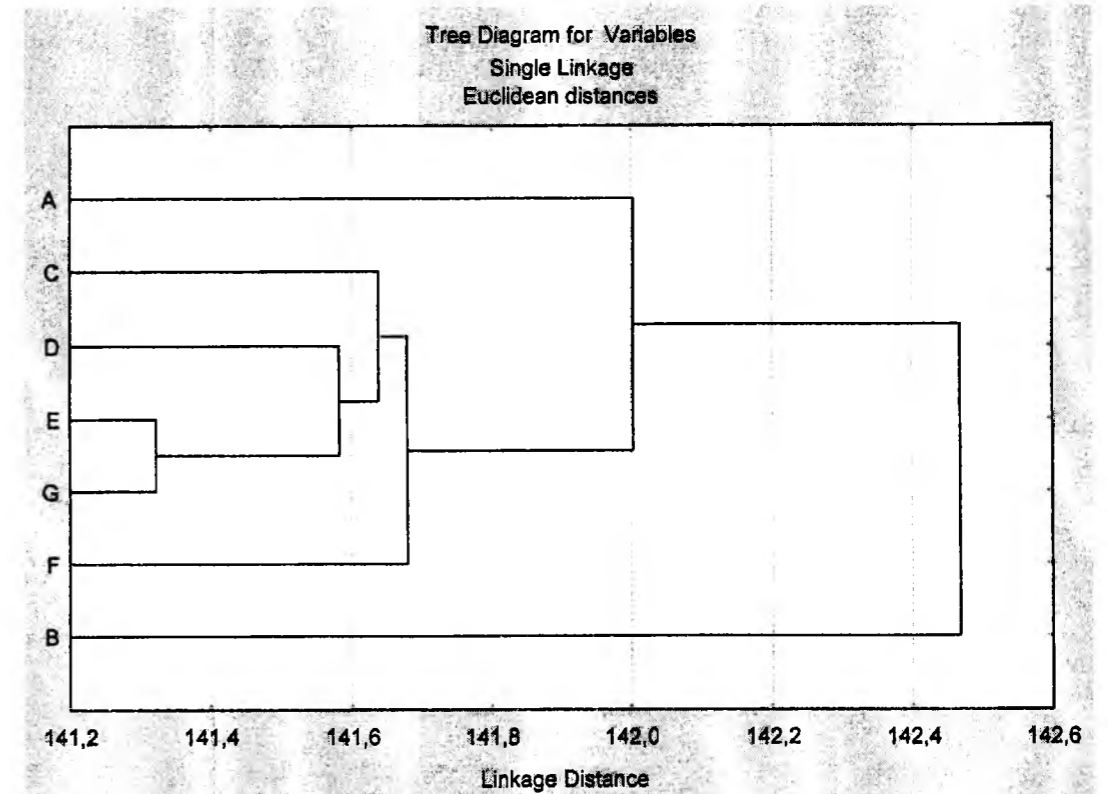


Рисунок 3. Дендрограма міжпопуляційних дистанцій досліджених популяцій *Trichius fasciatus* L. по відносній частоті зустрічі фенів забарвлення волосків на передньоспинці імаго. Позначення популяцій як на рис. 4.

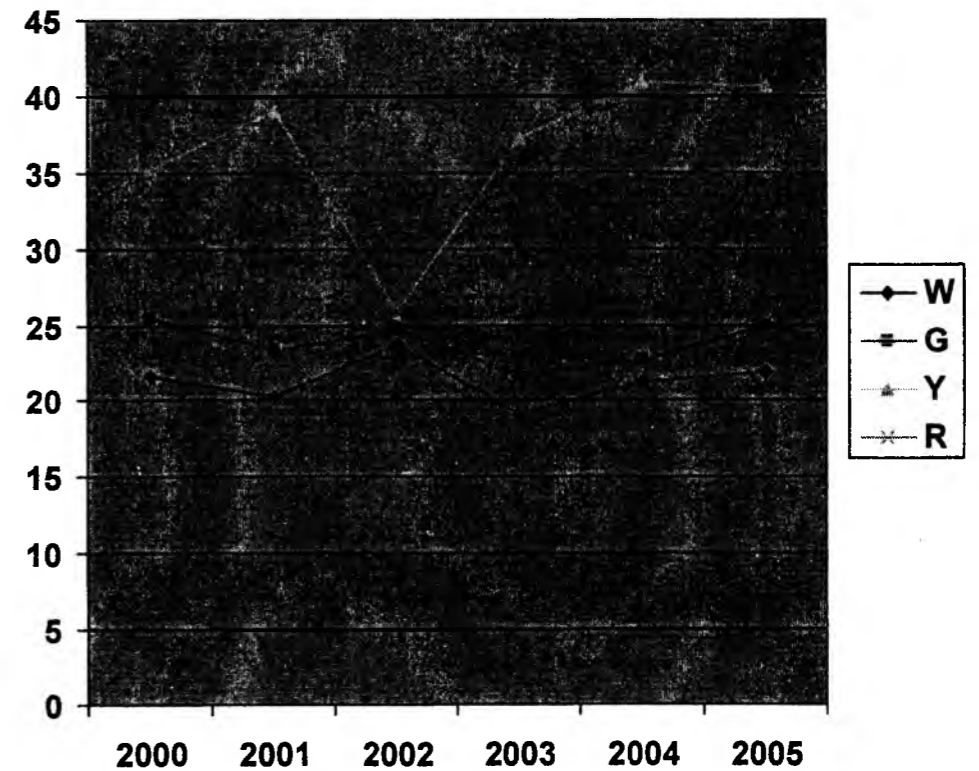


Рисунок 4. Зміни частоти зустрічі фенів по забарвленню волосків передньоспинки популяції долини р. Зубрівка виду *Trichius fasciatus* L. в період 2000-2005 рр.

Висновки

1. Фени по забарвленню волосків передньоспинки імаго *Trichius fasciatus* L. можуть служити маркерами для вивчення поліморфізму популяцій та мікроеволюційних процесів.
2. По цих фенах більшість досліджених популяцій мають свою унікальну фенетичну структуру.
3. Є деяка кореляція між віддаленістю популяцій і їх між популяційними дистанціями по фенетичним структурам цих фенів, але загалом дендрограми географічної віддаленості і між популяційних дистанцій не співпадають.

Література

1. Бей-Биенко Г.Я. (ред.) Определитель насекомых европейской части СССР в пяти томах. Т.2. Жесткокрылые. – М. – 1970. – 668 с.
2. Бендат Дж., Пирсол А. Измерение и анализ случайных процессов. – М.: Мир. – 1971. – 408 с.
3. Молодцов С. М. Экология и внутривидовая изменчивость восковика обыкновенного (Scarabaeidae, Coleoptera) на примере Верх-Нейвинской популяции (Средний Урал) // Экология. – 1995. – N 5. – С.390 - 394.
4. Молодцов С. М. Особенности полового диморфизма у восковика обыкновенного *Trichius fasciatus* L. (Coleoptera, Scarabaeidae) // Энтомологическое обозрение. – 1998. – т. 77, № 2. – с. 280 – 288.
5. Новоженев Ю. И. Популяционная структура вида и массовые размножения животных // Журнал общей биологии. – 1966. – т.27, в.1. – с. 48 – 57.
6. Новоженев Ю. И. Роль пространственной и временной изоляции в дифференциации природных популяций // Труды Института экол. раст. И животных. – 1969. – в. 71. – с. 37 – 44.
7. Новоженев Ю. И. Популяция – элементарная хроматическая единица эволюции, ее изменчивость и границы: Дисс. на соиск. уч. Ст. доктора биол. наук. – Свердловск, 1972. – 405 с.
8. Новоженев Ю. И. Изучение популяционной структуры вида у насекомых с помощью полиморфизма // Иссле дование продуктивности вида в ареале. – Вильнюс. – 1975. – с. 87 – 105.
9. Новоженев Ю. И. Географическая изменчивость сбалансированного полиморфизма на примере восковика обыкновенного (*Trichius fasciatus* L.) // Журнал общей биологии. – 1977. – т.38, №5. – с. 709 – 723.
10. Новоженев Ю. И. Феногеография стабильного полиморфизма // Физиологическая и популяционная экология животных. – Саратов, 1978. – В. 5(7). – с. 45-49.
11. Новоженев Ю. И. Полиморфизм и видообразование // Журнал общей биологии. – 1978. – т.40, №1. – с. 17 – 34.
12. Новоженев Ю. И. Размеры природных популяций насекомых // фауна Урала и Европейского Севера. – 1981. – С. 83 – 102.
13. Новоженев Ю. И. Географическая изменчивость и популяционная структура вида // Фенетика популяций. – М.: Наука, 1982. – с. 78 – 90.
14. Новоженев Ю. И. Адаптивность мультивариационного полиморфизма // Тез. докл. IV всес. общ-ва генетиков и селекционеров им. Н. И. Вавилова. – Кишинев: Штиинца, 1982. – с. 178-179.
15. Новоженев Ю. И. Полиморфизм и гомеостазис природных популяций // Экологические механизмы преобразования популяций животных при антропогенных воздействиях: Информ. материалы / Ин-т экологии растений и животных УНЦ АН СССР. – Свердловск. - 1987. - С.67 - 68.
16. Новоженев Ю. И. Полиморфизм и адаптивность популяции // Фауна и экология насекомых Урала: Сб.науч.тр. / УрГУ им. А.М.Горького. - Свердловск: Изд-во УрГУ. - 1987. - С.3 - 15.
17. Новоженев Ю. И. Полиморфизм и микроэволюция // Онтогенез, эволюция, биосфера. – М.: Наука, 1989. – С. 144-156.
18. Новоженев Ю. И. Хронографическая изменчивость популяций // Журнал общей биологии. – 1989. – Т. 50, в.2. – С. 171-183.
19. Новоженев Ю. И. Основные итоги изучения полиморфизма у насекомых // Успехи энтомологии на Урале / Ин-т экологии растений и животных УрО РАН; УрГУ. – Екатеринбург. - 1997. - С.148 - 152.
20. Новоженев Ю. И., Береговой В. Е., Хохуткин И. М. Обнаружение границ популяций у полиморфных видов по частоте встречаемости форм // Проблемы эволюции. – Новосибирск: Наука, 1973. - т. 3. – с. 252 – 260.
21. Новоженев Ю. И., Коробицын Н. М. Аберативная изменчивость в природных популяциях насекомых // Журнал общей биологии. – 1972. – т.32, №3. – с. 315 – 324.
22. Яблоков А. В. История, современное состояние и пути развития фенетических исследований // Физиологическая и популяционная экология животных. – Саратов: Изд-тво Саратовского университета. – 1978. – вып. 5(7). – С. 111 – 129.
23. Яблоков А. В. Морфология и микроэволюция // Журнал общей биологии. – 1970. – т.31, №1. – С. 3 - 13.
24. Яблоков А. В. Популяционная морфология животных // Зоологический журнал. – 1968. – т.47, в.12. – С. 1749 – 1765.

25. Яблоков А. В. Популяционная морфология как новое направление в популяционных и эволюционно-морфологических исследованиях // Журнал общей биологии. – 1976. – т.37, №5. – С. 134 – 145.
26. Яблоков А. В. Фенетика: эволюция, популяция, признак. – М.: Наука. – 1980. – 132 с.
27. Яблоков А. В. Фенетика. – М.: Наука. – 1980. – 136 с.
28. Яблоков А. В. (ред.) Фенетика популяций – М.: Наука, 1982. – 294 с.
29. Яблоков А. В. Состояние исследований и некоторые проблемы фенетики популяций // Фенетика популяций. – М.: Наука. – 1982. – С. 3 – 24.
30. Яблоков А. В. Популяционная морфология как новая ветвь эволюционной морфологии // Морфологические аспекты эволюции. – М.: Наука. – 1980. – С. 65 – 73.
31. Яблоков А. В. Популяционная биология. – М.: Высшая школа, 1987. – 303 с.
32. Яблоков А. В., Ларина Н. И. Введение в фенетику популяций. – М.: Высшая школа, 1985. – С. 236 – 249.

Стаття поступила до редакції 06.07.2008 р.; прийнята до друку 12.08.2008 р.

Слободян О. М. – аспірант кафедри біології та екології Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

Сіренко А. Г. – кандидат біологічних наук, доцент кафедри біології та екології Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

Рецензент: доктор біологічних наук, професор, Парпан В. І – завідувач кафедри біології та екології Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

ХАРАКТЕР СТРУКТУРНИХ ЗМІН В ЯЄЧКУ В УМОВАХ РЕНТГЕНІВСЬКОГО ОПРОМІНЕННЯ

Б.В. Грицуляк, О.Я. Глодан, Г.І. Пташник

Прикарпатський національний університет імені Василя Стефаника,
кафедра анатомії і фізіології людини та тварин, e-mail: kfa@pu.if.ua

В умовах експерименту 25 лабораторним щурам під ефірним наркозом локально опромінювали рентгенівським промінням ліве яєчко дозою 1000 Р на протязі 5 хв. Тканини яєчка досліджували гістологічно через 7, 30 і 90 діб від початку експерименту. Встановили, що локальне опромінення яєчка рентгенівським промінням названою дозою призводить до повної деструкції звивистих сім'яних трубочок і помітних регенеративних змін в них на 90 добу не виявлено.

Ключові слова: сперматогенез, рентгенівське опромінення.

Grytsuliak B. V., Glodan O. Ya., Ptashnyk G. I. Character of structural changes in testicle in conditions of x-rays irradiation. In experimental conditions 25 white rat's left testicle underwent local x-rays irradiation of 1000 R dose during 5 minutes. Testicular tissues were histologically investigated after 7, 30, 90 days since beginning of experiment. It was discovered, that local irradiation of testicles by x-rays of the mentioned dose leads to complete destruction of convoluted seminiferous tubules and significant regenerative changes in them on 90-th day have not been discovered.

Key words: spermatogenesis, x-rays irradiation.

Вступ

Як відомо клітини сперматогенного епітелію звивистих сім'яних трубочок яєчка проявляють високу чутливість до дії на організм різноманітних факторів зовнішнього середовища [1, 2, 4]. Разом з тим, враховуючі минулі та можливі нові техногенні катастрофи, вплив рентгенівського опромінення на характер структурних змін в чоловічій репродуктивній системі вивчений не повно, що і послужило причиною даного дослідження.

Метою даної роботи було встановити вплив локального рентгенівського опромінення яєчок на перебіг сперматогенезу в експерименті, що в перспективі послужило би розробці нових заходів спрямованих на стимуляцію регенеративної здатності цього органа.

Матеріали і методи

Експерименти виконані на 25 статевозрілих лабораторних щурах, яким в умовах загального ефірного наркозу локально опромінювали ліве яєчко на протязі 5 хв в дозі 1000 Р в режимі 190 кВ 15 мА стаціонарним рентгенівським апаратом. Через 7, 30 і 90 діб тканини яєчка фіксували в розчині Буена, заклали в парафінові блоки, зрізи з яких забарвлювали гематоксином-еозином та реактивом Шифф-Йодна кислота з дофарбовуванням гематоксином Еріха. Утримання і маніпуляції з тваринами здійснювали у відповідності з положеннями «Європейської конвенції про захист хребетних тварин, які використовуються для експериментальних та інших наукових цілей» (Страсбург, 1985).

В гістологічних препаратах яєчка вивчали стан звивистих сім'яних трубочок та клітин Лейдіга з наступною статистичною обробкою цифрових даних.

Результати та обговорення

Вже через 7 діб від початку дослідження маса яєчка знизилась до 1290 ± 10 мг проти 1422 ± 20 мг в контролі, а його білкова оболонка потовщена. Діаметр звивистих сім'яних трубочок в цих умовах зменшився до $131,16 \pm 3,46$ мкм проти $210,05 \pm 5,72$ мкм в контролі. В міжкальцевій сполучній тканині наявні множинні периваскулярні гематоми. Видимих змін з боку клітин Лейдіга не виявлено.

У звивистих сім'яних трубочках, що знаходились на VII стадії циклу сперматогенного епітелію, різко зменшилась кількість сперматоцитів на стадії прелептотени, що могло бути причиною значного пошкодження сперматогоній типу А. За даними ряду авторів [2] ці клітини проявляють високу чутливість до рентгенівського опромінення.

На 30 добу локального рентгенівського опромінення яєчка деструктивні зміни в ньому нарастають. Зокрема його маса зменшилась до 530 ± 15 мг проти 1530 ± 20 мг в контролі, а діаметр звивистих сім'яних

трубочок – до $120 \pm 6,45$ мкм. В паренхімі органа виявлялись вогнища її резорбції та сполучнотканинні тяжі з вираженою лімфоїдною інфільтрацією. Клітини сперматогенного епітелію в деформованих та деструктивно змінених звивистих сім'яних трубочках не виявились (рис. 1 а).

На 90 добу дослідження маса яєчка на стороні рентгенівського опромінення порівнюючи з попереднім терміном практично не змінилась (560 ± 19 мг) і була втри рази меншою як в контролі. Білкова оболонка яєчка значно потовщена. Діаметр звивистих сім'яних трубочок становить $131 \pm 7,39$ мкм в середньому проти $210 \pm 9,56$ мкм в контролі.

В окремих звивистих сім'яних трубочках наявні поодинокі сперматогонії та підтримуючі клітини (рис. 1 б). В прошарках міжкальцевої сполучної тканини клітини Лейдіга не виявлялись.

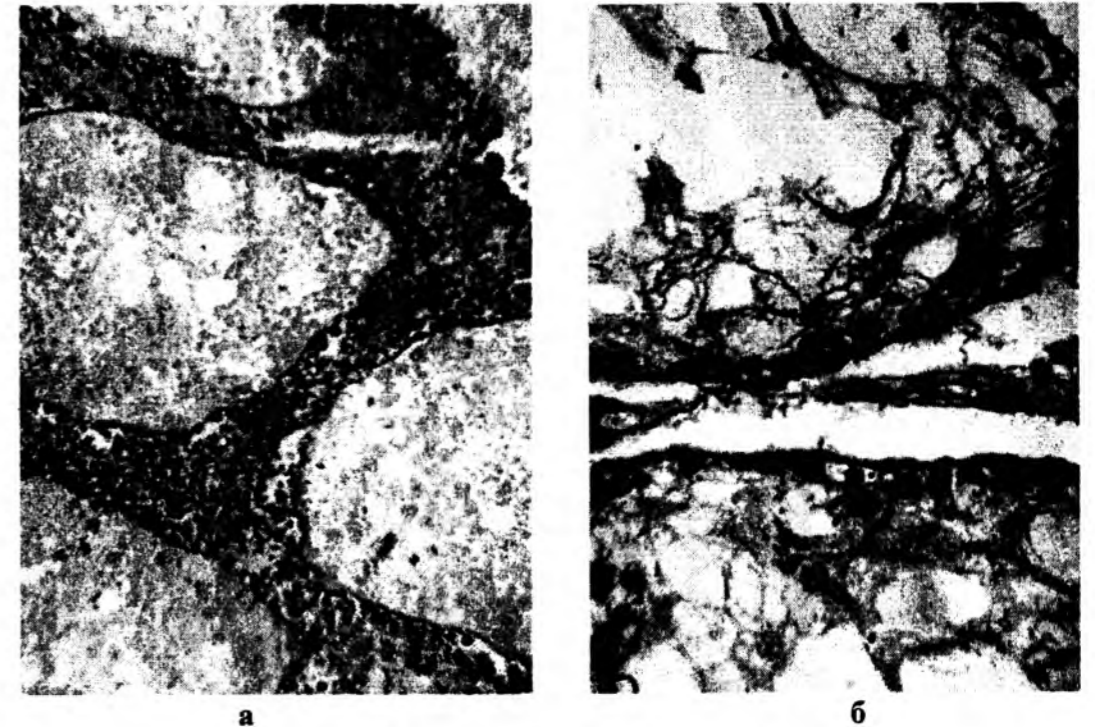


Рисунок 1. Деформація звивистих сім'яних трубочок, відсутність в них клітин сперматогенного епітелію, лімфоїдна інфільтрація міжкальцевої сполучної тканини (а) на 30 добу та поодинокі сперматогонії (б) на 90 добу локального рентгенівського опромінення яєчка щурів дозою 1000 Рентген.

Забарвлення зрізів гематоксином і еозином. Зб. а – об. 20, ок. 10; б – 40, ок. 10.

Аналізуючи отримані результати можна зробити висновок, що локальне рентгенівське опромінення яєчка дозою 1000 Р пошкоджує звивисті сім'яні трубочки та зупиняє на тривалий термін сперматогенез.

Подібні результати у статевозрілих лабораторних тварин отримали С.С. Райцина і Т.Р. Курносова [2, 3], але за їх даними у більш віддалені терміни рентгенівського опромінення яєчка у звивистих сім'яних трубочках спостерігались регенеративні процеси. За нашими даними в яєчку виникали обширні лімфоїдні інфільтрати з наступним розростанням сполучнотканинних елементів, котрі деформували звивисті сім'яні трубочки та клітини Лейдіга. В терміни проведених нами дослідів регенеративних процесів, котрі би свідчили про часткове відновлення сперматогенезу не виявлено. Про це свідчить також різке (в три рази) зменшення маси яєчка і діаметру звивистих сім'яних трубочок.

Висновки

1. Локальне рентгенівське опромінення яєчка дозою 1000 Р на 7 добу призводить до розвитку патологічних змін в більшості звивистих сім'яних трубочках, порушуючи сперматогенез.
2. Через 30 діб рентгенівське опромінення яєчка викликає повну деструкцію звивистих сім'яних трубочок, в яких клітини сперматогенного епітелію не визначаються.
3. На 90 добу експерименту помітних регенеративних змін у звивистих сім'яних трубочках не виявлено.

Література

1. Івасюк І.Й. Електронно-мікроскопічна характеристика структур звивистих сім'яних каналців у ранні терміни після травмування сім'яників // Буковинський медичний вісник. - 2005. – Т. 9, № 2. – С. 73-76.
2. Подрабинек Т.В. Условия развития компенсаторной гипертрофии семенника у половозрелых крыс. Материалы VII всесоюзного совещания эмбриологов. – М., 1981. – С. 22.

3. Райцина С.С., Курносова Т.Р. Деструкция и регенерация семенных канальцев после локального рентгеновского облучения семенников половозрелых крыс // Онтогенез. – 1987. – Т. 18, № 2. – С. 183-191.
4. Спаська А.М. Характер структурних змін у кровоносних судинах і паренхімі яєчка після перенесеного епідидимоорхіту // Вісник Вінницького національного медичного університету: III Міжнародні Пироговські читання. - Вінниця, 2006. – Т. 10, № 2. – С. 369-370.

Стаття поступила до редакції 06.07.2008 р.; прийнята до друку 12.08.2008 р.

Грицуляк Б.В. – доктор медичних наук, професор кафедри анатомії і фізіології людини та тварин Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

Глодан О.Я. – аспірант кафедри анатомії і фізіології людини та тварин Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

Пташник Г.І. – аспірант кафедри анатомії і фізіології людини та тварин Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

Рецензент: доктор медичних наук, професор кафедри біохімії Мазепа І. В.

УДК 591.413:616-0.01,4:591.175.7

ЗМІНИ ВМІСТУ ГЛІКОГЕНУ У М'ЯЗАХ ГРУДНОЇ КІНЦІВКИ СОБАКИ ПІСЛЯ ПОРУШЕННЯ КРОВОПОСТАЧАННЯ ТА ІНЕРВАЦІЇ

С.В. Купчак

Прикарпатський національний університет імені Василя Стефаника,
кафедра анатомії і фізіології людини та тварин. E-mail: bratlibo@yahoo.co.uk

Проведено дослідження структурних і кількісних змін глікогену у м'язах-згиначах передпліччя грудної кінцівки собак після часткової резекції артерії і перетину серединного і ліктьового нервів (1-а серія) і після вогнепального поранення плеча з ушкодженням судинно-нервового пучка (2-а серія дослідів). Виявлено збільшення кількості полісахариду в м'язах дослідної кінцівки собак 1-ї серії. У м'язах згиначах пораненої кінцівки в перші два тижні кількість глікогену збільшена, в наступні 30, 90 днів кількість його зменшується.

Ключові слова: глікоген, м'язи, екстинції.

Kupchak S. V. The changes of the content of glycogen in the muscles of the chest quarter of dogs after the breaking of the blood supply and innervations. There was made the research of structural and quantitative changes of glycogen in flexors of a forearm of a chest quarter of dogs after the partial resection of the shoulder artery and the cross of the middle and ulna nerves (the 1 st part) and after firing wound of the shoulder with the damage of the vessel – nerve knot (the 2 nd part of the research). The increase of the quantity of the polysaccharide in the muscles of the researched quarter of dogs of the 1 st part was discovered. In flexors of the wounded quarter there was the increased of the quantity of glycogen during the first 2 weeks, in the next 30, 90 days there was a reduction of its quantity.

Key words: glycogen, muscles, extinctions.

Вступ

Скорочення скелетних м'язів відбувається за допомогою енергії, яка утворюється під час окиснення вуглеводів, жирів, амінокислот. Але використання вуглеводів під час м'язової роботи є основним енергетичним процесом. Глікоген є основною молекулярною формою запасання вуглеводів в організмі людини і тварин, що акумулюється в вигляді внутрішньоклітинних гранул переважно в печінці і м'язах. М'язи використовують глікогеноліз для покриття власних енергетичних потреб. Значне зменшення концентрації полісахариду м'язів спостерігається після тривалої виснажливої роботи [1, 2]. В зв'язку з цим представляє інтерес вивчення структури і вмісту глікогену в м'язах в нормі і при патології.

Матеріал і методи.

Дослідження проведено на собаках в 2-х серіях дослідів (по 3 собаки в кожній серії). Експериментальне порушення кровопостачання правої грудної кінцівки собак проводили шляхом:

- 1) асептичної резекції плечової артерії на протязі 3-х см і перетину серединного і ліктьового нервів;

- 2) вогнепального поранення плеча з повним поперечним розривом плечової артерії і частковим ушкодженням серединного і ліктьового нервів.

Кусочки із м'язів правого і лівого передпліччя (поверхневого пальцевого, променевого і ліктьового згиначів зап'ястка) забирали в строки 1, 6, 12, 24, 72 години, 7, 14, 30, 90 днів після проведення експерименту. Ліва кінцівка служила відносним контролем.

Для виявлення глікогену гістохімічним методом кусочки м'язів фіксували в двох розчинах – фіксаторах [3], заклали в парафін. Зрізи із парафінових блоків товщиною 7 мкм обробляли шиф – йодною кислотою.

Кількісне визначення глікогену проводили за допомогою цитофотометра, сконструйованого по схемі В.Я. Бродського (рис. 1). Шкала реєструючого пристрою проградуєвана на показання екстинцій (умовних одиниць оптичної щільності [4]). В кожному зрізі проводили по 100 вимірів для визначення концентрації полісахариду.

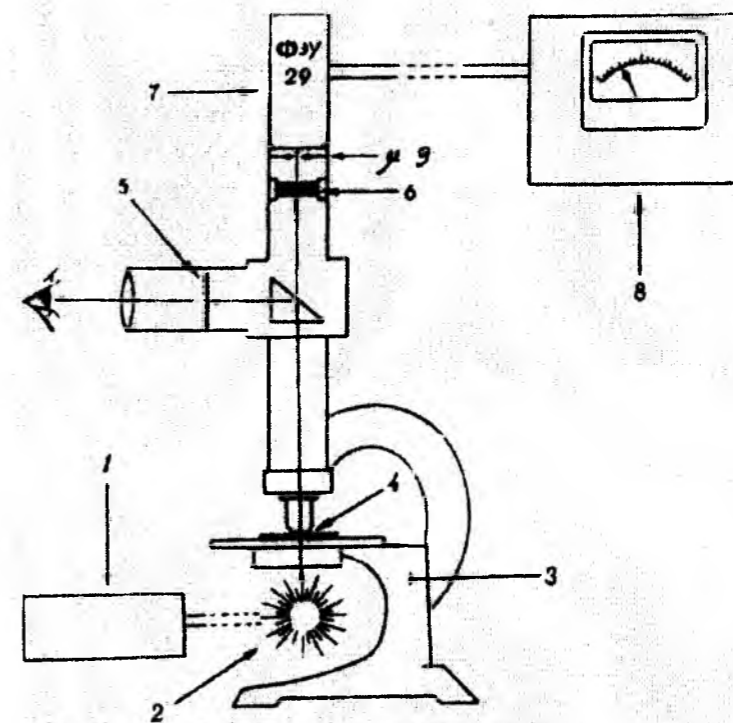


Рисунок 1. Схема цитофотометра

1. стабілізатор джерела світла
2. джерело світла
3. мікроскоп
4. дослідний об'єкт
5. окуляр-мікрометр
6. монохроматичний фільтр
7. фотоперемножувач
8. реєструючий пристрій
9. діафрагма

Результати та обговорення

Для визначення якісних і кількісних змін глікогену в м'язах кінцівки після порушення в ній кровопостачання і інервації ми вивчали його характеристику в нормальних м'язових волокнах.

В волокнах м'язів передпліччя контрольних тварин глікоген виявляється в гранулярній і дифузній формах і фарбується в червоно – фіолетовий і темно – фіолетовий колір. В одних м'язових волокнах дифузний глікоген зв'язаний з попередньою смугастістю і знаходиться переважно в анізотропних дисках, як це спостерігали інші дослідники [4, 5], в других – він заповнює всю саркоплазму м'язового волокна. Гранулярний глікоген представлений малими, середньої величини і великими гранулами червоно – фіолетового і темно фіолетового кольору, які розміщені відповідно поперечній смугастості і по ходу міофібрил. В ряді м'язових волокон гранули розсіяні по саркоплазмі волокна (рис. 2). Переваги якоїсь однієї форми глікогену на препаратах не виявлено. М'язові волокна з наявністю великої кількості дифузного вміщують і велику кількість гранулярного полісахариду. В одному препараті зустрічаються волокна з низьким вмістом гранулярного і високим вмістом дифузного глікогену і на оборот.

Зазвичай полісахарид розподіляється на протязі всієї саркоплазми. Поряд з цим зустрічаються м'язові волокна, де він локалізується з однієї сторони під сарколемою (рис. 3).

Загальний вміст глікогену в різних м'язових волокнах неоднаковий. При цитофотометричному дослідженні невелика кількість волокон (1,9%), в яких вміст його коливається від 0,009 до 0,200 екстинцій. В 37,9% м'язових волокон вміст полісахариду складає від 0,208 до 0,396 екстинцій. 39,3% м'язових волокон вміщували 0,421 – 0,585 екстинцій, і 18,4% – 0,620 – 0,796 екстинцій глікогену. М'язові волокна з концентрацією полісахариду в 0,854 – 1,000 складали 2,4%. При загальному огляді препаратів зустрічаються невеликі ділянки з неоднаковим вмістом глікогену, що створює деяку строкатість на загальному фоні і, вірогідно, зв'язано із змінами функціонального стану вуглеводного обміну в м'язовій тканині, зафіксованому в момент забору матеріалу.

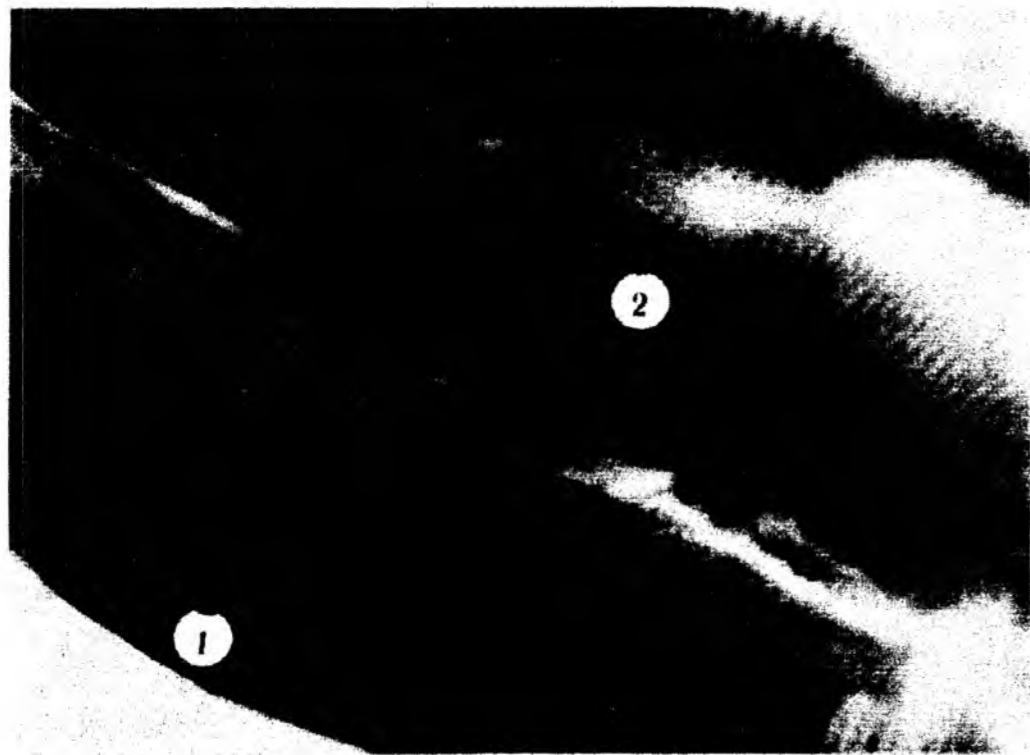


Рисунок 2. Дифузний (1) і гранулярний глікоген (2) в м'язах передпліччя собаки. Об. 90 імерс, ок. 10



Рисунок 3. Локалізація глікогену з одної сторони м'язових волокон в м'язах-згиначах передпліччя. Об. 90 імерс, ок. 10

Таблиця 1. Коливання цитофотометричних показників глікогену в м'язах дослідної (M_1) і контрлатеральної кінцвок у тварин з частковою резекцією плечової артерії і перетином серединного і ліктьового нервів

| | | Строки дослідження | | | | | | | | |
|-----------|-------|--------------------|----------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|---------|
| | | години | | | | дні | | | | |
| | | 1 | 6 | 12 | 24 | 3 | 7 | 14 | 30 | 90 |
| Собака №1 | M_1 | 0,807 | 0,590 | 0,414 | 0,424 | 0,327 | 0,755 | 0,438 | 0,482 | 0,563 |
| | M_2 | 0,394 | 0,496 | 0,463 | 0,360 | 0,274 | 0,440 | 0,383 | 0,509 | 0,457 |
| | m_1 | 0,01749 | 0,01270 | 0,01309 | 0,01530 | 0,01407 | 0,01964 | 0,006274 | 0,01038 | 0,01499 |
| | m_2 | 0,02366 | 0,01893 | 0,01752 | 0,01627 | 0,01561 | 0,02559 | 0,01453 | 0,01999 | 0,1465 |
| | n_1 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 |
| | n_2 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 |
| | P | P<0,001 | P<0,001 | P<0,01 | P<0,01 | P<0,02 | P<0,001 | P<0,001 | P<0,5 | P<0,001 |
| Собака №2 | M_1 | 0,422 | 0,404 | 0,197 | 0,558 | 0,467 | 0,721 | 0,552 | 0,400 | 0,554 |
| | M_2 | 0,351 | 0,267 | 0,228 | 0,406 | 0,393 | 0,438 | 0,401 | 0,423 | 0,413 |
| | m_1 | 0,01408 | 0,01658 | 0,004681 | 0,01948 | 0,009827 | 0,01863 | 0,02910 | 0,01583 | 0,01473 |
| | m_2 | 0,0242 | 0,007848 | 0,008956 | 0,02272 | 0,01369 | 0,01432 | 0,01815 | 0,01753 | 0,01443 |
| | n_1 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 |
| | n_2 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 |
| | P | P<0,01 | P<0,001 | P<0,01 | P<0,001 | P<0,001 | P<0,001 | P<0,001 | P<0,2 | P<0,001 |
| Собака №3 | M_1 | 0,623 | 0,532 | 0,455 | 0,526 | 0,440 | 0,791 | 0,489 | 0,413 | 0,377 |
| | M_2 | 0,573 | 0,493 | 0,526 | 0,324 | 0,397 | 0,472 | 0,314 | 0,477 | 0,360 |
| | m_1 | 0,02112 | 0,01041 | 0,02126 | 0,01879 | 0,008837 | 0,01955 | 0,02877 | 0,01863 | 0,01351 |
| | m_2 | 0,03583 | 0,01467 | 0,02231 | 0,01263 | 0,01721 | 0,01239 | 0,01288 | 0,02722 | 0,01565 |
| | n_1 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 |
| | n_2 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 | 50 |
| | P | P<0,02 | P<0,02 | P<0,05 | P<0,001 | P<0,05 | P<0,001 | P<0,001 | P<0,05 | P<0,2 |

Різниця в концентрації полісахариду м'язів лівої і правої грудних кінцвок в середньому складала 0,052 екстинції. У одних тварин ця різниця спостерігалася в м'язах правої, у других – у м'язах лівої кінцівки.

У м'язах-згиначах передпліччя собак 1-ї серії дослідів через 1 год. після часткової резекції плечової артерії і перетину серединного і ліктьового нервів спостерігається рівномірне розміщення гранулярного і гомогенного виразу з перевагою в окремих м'язових волокнах, його гранулярної форми. При цитофотометричному дослідженні виявлено збільшення його концентрації на 0,080 екстинцій або 18,8% в порівнянні з контролем. Через 6 год. після судинно – нервової травми в одних м'язових волокнах немає чіткості поперечної смугастості, в інших вона відсутня і їх саркоплазму заповнює дифузний полісахарид, в якому розкидані зерна гранулярного. Концентрація його в м'язах дослідної кінцівки збільшена на 0,063 екстинції, або 12% відносно контролю.

Через 12 год. ішемії і денервації в дослідних м'язах поперечна смугастість не виявляється. На препаратах спостерігається більше дифузного полісахариду, а гранулярний в вигляді малих гранул розміщений по ходу міофібрил. Концентрація його зменшена на 0,039 екстинцій, або 8,6%, але ця різниця не виходить за межі коливань, що спостерігається в нормі.

До кінця 1-ї доби від моменту судинно-нервової травми відсутність поперечної смугастості спостерігається в окремих м'язових волокнах, які вміщують і невелику кількість малих гранул полісахариду. Концентрація останнього збільшується на 0,134 екстинції, що складає 38,3%.

Найбільш виражені зміни структури і топографії глікогену м'язів дослідної кінцівки спостерігаються через 3 дні після судинно-нервової травми. Вони проявляються відсутністю гранулярного полісахариду і поперечної смугастості в м'язових волокнах. Дифузний глікоген гомогенно заповнює всю саркоплазму м'язових волокон (рис. 4), концентрація його збільшена в порівнянні з такою м'язів контрлатеральної кінцівки на 0,063 екстинції або 16,4%.

Таблиця 2. Коливання цитофотометричних показників глікогену в м'язах дослідної (M₁) і контрлатеральної кінцвок у тварин з вогнепальним пораненням плеча і ушкодженням судинно-нервового пучка.

| | | Строки дослідження | | | | | | | | |
|-----------|----------------|--------------------|---------|----------|---------|---------|----------|----------|----------|----------|
| | | години | | | | дні | | | | |
| | | 1 | 6 | 12 | 24 | 3 | 7 | 14 | 30 | 90 |
| Собака №4 | M ₁ | 0,698 | 0,681 | 0,514 | 0,372 | 0,368 | 0,376 | 0,447 | 0,393 | 0,393 |
| | M ₂ | 0,410 | 0,325 | 0,502 | 0,237 | 0,358 | 0,261 | 0,609 | 0,496 | 0,496 |
| | m ₁ | 0,02207 | 0,0170 | 0,01634 | 0,01456 | 0,01032 | 0,02921 | 0,01556 | 0,02047 | 0,01803 |
| | m ₂ | 0,01631 | 0,0191 | 0,02121 | 0,01019 | 0,01511 | 0,02215 | 0,02069 | 0,01841 | 0,01880 |
| | n ₁ | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |
| | n ₂ | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |
| | P | P<0,001 | P<0,001 | P<0,5 | P<0,001 | P<0,2 | P<0,01 | P<0,001 | P<0,001 | P<0,001 |
| Собака №5 | M ₁ | 0,490 | 0,555 | 0,560 | 0,614 | 0,469 | 0,451 | 0,299 | 0,292 | 0,475 |
| | M ₂ | 0,394 | 0,435 | 0,478 | 0,434 | 0,545 | 0,419 | 0,476 | 0,321 | 0,480 |
| | m ₁ | 0,01498 | 0,01242 | 0,01234 | 0,03047 | 0,02176 | 0,01513 | 0,009422 | 0,007262 | 0,01375 |
| | m ₂ | 0,01623 | 0,01252 | 0,01213 | 0,01013 | 0,02026 | 0,01492 | 0,01798 | 0,01207 | 0,01433 |
| | n ₁ | 100 | 100 | 100 | 100 | 50 | 100 | 100 | 100 | 100 |
| | n ₂ | 100 | 100 | 100 | 100 | 50 | 100 | 100 | 100 | 100 |
| | P | P<0,001 | P<0,001 | P<0,001 | P<0,001 | P<0,01 | P<0,01 | P<0,001 | P<0,1 | P<0,5 |
| Собака №6 | M ₁ | 0,627 | 0,624 | 0,504 | 0,431 | 0,380 | 0,406 | 0,364 | 0,303 | 0,277 |
| | M ₂ | 0,474 | 0,405 | 0,192 | 0,230 | 0,397 | 0,366 | 0,516 | 0,363 | 0,410 |
| | m ₁ | 0,01655 | 0,01657 | 0,1224 | 0,01904 | 0,00742 | 0,01181 | 0,03032 | 0,01456 | 0,009238 |
| | m ₂ | 0,01568 | 0,01478 | 0,006139 | 0,00952 | 0,04243 | 0,008841 | 0,01583 | 0,09707 | 0,009207 |
| | n ₁ | 100 | 100 | 100 | 50 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |
| | n ₂ | 100 | 100 | 100 | 50 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |
| | P | P<0,001 | P<0,001 | P<0,001 | P<0,001 | P<0,5 | P<0,01 | P<0,001 | P<0,001 | P<0,01 |

Через 7 днів перебування м'язів в умовах кисневого голодування і денервації спостерігається відновлення нормальної топографії глікогену. Поряд із дифузним в них наявний і гранулярний полісахарид. Концентрація його до кінця 1-го тижня збільшена в м'язових волокнах дослідної кінцівки на 0,301 екстинцію (66%) в порівнянні з контролем. Через 14 днів дослідження концентрація полісахариду в м'язах – згиначах правого передпліччя залишається збільшеною на 0,217 екстинцій, або 39,6% по відношенню до контролю (рис. 5).

В послідовні строки (1,3 місяці) кількість гранулярного глікогену збільшується в м'язах дослідного передпліччя, лише в окремих м'язових волокнах він відсутній. Концентрація його стає менша ніж в контролі на 0,024 екстинції, або 4,6%, а до кінця 3-го місяця збільшується на 0,112 екстинції, або 27%.

В згинальній групі м'язів правого передпліччя собак 2-ї серії дослідів через 1 год. після вогнепального поранення плеча концентрація глікогену збільшується на 0,054 екстинції, або 11,6%. Через 6 год. дослідження в м'язах-згиначах правого передпліччя виявляються волокна із нечіткою поперечною смугастістю, а в деяких вона відсутня, кількість яких збільшується в строки 12–24 год. і досягає максимуму до кінця 3-ї доби після травми. Кількість гранулярного глікогену спочатку зменшується, а до кінця 3-ї доби останній відсутній. Концентрація полісахариду через 6 год. дослідження збільшена на 0,108 екстинцій, (25,7%), через 12 год. – на 0,054 екстинції (13%), через 24 год. – на 0,131 екстинцію, або 42%. До кінця 3-ї доби концентрація глікогену в м'язах правого передпліччя зменшена на 0,017 екстинцій, або 4% відносно контролю.

Через 7 – 14 днів після вогнепальної травми відбувається відновлення структури і топографії глікогену м'язів правого передпліччя, зменшується кількість волокон з відсутністю поперечної смугастості, що особливо помітно на 14 день дослідження. Збільшується кількість гранулярного полісахариду. Концентрація його до кінця 1-го тижня збільшується на 0,071 екстинцію (21%), а через 14 днів вона знижується в м'язах – згиначах дослідної кінцівки, в порівнянні з контролем на 0,108 екстинцій (23%). Через 1 місяць після вогнепального поранення концентрація полісахариду зрівнюється з такою м'язів. Контрлатеральної кінцівки і через 3 місяці знову знижується на 0,024 екстинції (6,4%).



Рисунок 4. Гомогенне заповнення дифузним глікогеном м'язових волокон правого передпліччя собаки через 3 дні після часткової резекції плечової артерії і перетину серединного і ліктьового нервів. Об. 90 імерс, ок. 10



Рисунок 5. Збільшення кількості гранулярного глікогену в м'язах-згиначах правого передпліччя собаки через 3 дні після часткової резекції плечової артерії і перетину серединного і ліктьового нервів. Об. 90 імерс, ок. 10

Цифрові дані цитофотометрії оброблені статистично (табл. 1, 2).

Виключення інервації створює умови в працюючому м'язі, при яких утилізація власних енергетичних запасів порушується і м'яз працює за рахунок енергії органічних речовин, що поступають із кров'ю [6, 7]. Результати наших досліджень узгоджуються з даними авторів [8, 9, 10], котрі вивчали глікоген в денервованих м'язах біохімічним методом і виявили зменшення кількості і зниження активності гліколітичних ферментів глікогенфосфорилази і фосфоглюкомутази, що приводить до сповільнення процесу розщеплення глікогену.

Денервовані м'язи залишаються складовою частиною організму і реагують на різні гормональні впливи [10]. Отже зменшення концентрації глікогену через 12 год. після травми у тварин 1-ї серії дослідів, вірогідно, викликано впливом катехоламінів під час травматичного стресу, які активують гліколітичні процеси [11, 12] і зменшенням синтезом полісахариду в результаті ішемії.

Після вогнепального поранення плеча з ушкодженням судинно-нервового пучка кількість глікогену в м'язах дослідної кінцівки збільшується в перших 2 тижні, що викликано зменшенням кількості і активності гліколітичних ферментів в результаті дії на тканини ударної хвилі, впливом кровозупинного джгута і частковим ушкодженням кулею середнього і ліктьового нервів. В посліуючі 30,90 днів кількість полісахариду зменшується, що зв'язано з відновленням активності і кількості гліколітичних ферментів, чому сприяють розвиток колатералей, деяке відновлення функції частково ушкоджених нервів.

Висновки

1. При порушенні в кінцівці кровообігу і інервації концентрація глікогену в денервованих м'язах збільшується в основному, за рахунок переваги його гранулярної форми.
2. Вогнепальне ураження кінцівки викликає збільшення кількості глікогену в м'язах-згинача правого передпліччя в перші 2 тижні з посліуючим його зниженням.

Література

1. Гонський Я.І., Максимчук Т.П., Калинський М.І. Біохімія людини. – Тернопіль: Мед. книга, 2002. – С.292–338.
2. Губський Ю.І. Біологічна хімія. – Київ–Тернопіль: Укрмедкнига, 2000. – С.176–184.
3. Шабавдаш А.Л. Гистохимия гликогена нормальной нервной системы. – М.: Медгиз, 1949. – 356 с.
4. Шубич М.Г. Распределение гликогена в скелетном мышечном волокне // Арх. анат. – 1956. – Т.33. – №3. – С.32–34.
5. Лобынцев К.С. Гистохимия гликогена скелетной мускулатуры белой мыши и ее изменение при физических нагрузках // ДАН СССР, 1960, т.134, №1 183–186.
6. Фердман Д.Л. Биохимия заболеваний мышц. – К.: Наукова думка, 1953. – 430 с.
7. Сотин Е.Ф. Основы биохимии мышц. – К.: Медицина, 1960. – 270 с.
8. Коштованц К.С., Янсон З.А. Роль нервной системы в поддержании структуры мышечного гликогена. – ДАН СССР, 1950. – Т.75. – №6. – С.881–882.
9. Гутманн Е. Трофическая функция нервной системы // Усп. соврем. биол. – 1962. – С. 53, 3, 323.
10. Corkill A.B., Marks H.P., Soskin S. The effect of sympathetic stimulation and of adrenaline on muscle of glycogen // J. of Physiol. – 1935. - № 83. – P. 26.
11. Лейбсон Л.Г. Углеводы и углеводный обмен // Материалы конф. по проблеме “Химия и обмен углеводов”. – М., 1962. – С.183–189.
12. Солье Г. Профилактика неврозов в сердце химическими средствами: Пер. с англ. – М.: Медгиз, 1961. – 540 с.

Стаття поступила до редакції 26.05.2007 р.; прийнята до друку 02.07.2008 р.

Купчак С. В. – доктор медичних наук, професор кафедри анатомії і фізіології людини та тварин Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

Рецензент: доктор медичних наук, професор кафедри анатомії та фізіології людини та тварин Грицуляк Б. В.

УДК 612.616:575.76

УЛЬТРАСТРУКТУРНІ ЗМІНИ В ЯЄЧКУ В УМОВАХ РЕНТГЕНІВСЬКОГО ОПРОМІНЕННЯ

В. Б. Грицуляк, І. Й. Івасюк, А. М. Спаська, О. Я. Глодан

Прикарпатський національний університет імені Василя Стефаника,
кафедра анатомії і фізіології людини та тварин, e-mail: kfa@pu.if.ua

Досліджено ультраструктурні зміни в яєчку після рентгенівського опромінення. Показано, що вони проявляються деструкцією сім'яних трубочок через 7, 30 та 90 діб без значного відновлення сперматогенезу.

Ключові слова: яєчко, рентгенівське опромінення, сперматогенез.

Grytsuliak V. B, Ivasiuk I. J., Spaska A. M., Glodan O. Ya. Ultrastructural changes in testis in conditions of x-rays irradiation. Investigated ultrastructural changes in testis after x-rays irradiation. It was shown, that they appear as destruction of seminiferous tubules after 7, 30 and 90 days without significant renovation of spermatogenesis.

Key words: testis, x-rays irradiation, spermatogenesis.

Вступ

Вивчення структурних основ регенерації органів після їх пошкодження складає одну з важливих проблем сучасної медицини – проблеми росту, розвитку та диференціювання. Довгий час вважалося, що яєчко, як один із найбільше диференційованих органів не здатний до репаративної регенерації або вона обмежена лише відновленням частини клітин сперматогенного епітелію. Однак вивчення процесів, що відбуваються в яєчку статевозрілих ссавців після дії таких пошкоджуючих факторів як травма [2, 4, 7], гіпотермія яєчка [1], вплив іонізуючого опромінення [3, 5] показало повну деструкцію сім'яних трубочок, а сперматогенний епітелій розвивається тільки в новоутворених сім'яних трубочках середостіння.

Повна деструкція диференційованих сім'яних трубочок після дії вищезгаданих пошкоджуючих факторів та їх часткове повторне утворення, за даними С.С. Райциної вказує на нестабільну динамічну структуру яєчка. Динамічна структура яєчка статевозрілих ссавців підтверджує існування камбіальної зони в органі – сітки яєчка, яка в період регенерації реактивно змінюється [6]. Джерелом відновлення сперматогенного епітелію, служать первинні статеві клітини, які зберігаються в ділянці сітки яєчка з періоду внутрішньоутробного розвитку.

Уявлення про динамічну структуру яєчка статевозрілих ссавців потребує розширити коло експериментів заради пошуків відповіді на питання – в якій мірі деструкція та регенерація сім'яних трубочок є характерною реакцією тканини органа на дію пошкоджуючих факторів, а також для одержання доказів участі епітелію сітки яєчка в регенерації сім'яних трубочок.

Модель опромінення яєчка багато дослідників використовували з метою пошуку стовбурової сперматогоніальної клітини. На думку більшості з них, такими клітинами служать радіорезистентні сперматогонії типу А₀. Їх кількість та здатність до поділу визначає ступінь регенерації органа [3]. По суті, поняття «регенерація» яєчка після дії радіації зводиться до регенерації тільки сперматогенного епітелію. Це викликає ряд протиріч, як наприклад, при дії високих доз іонізуючої радіації в складі сім'яних трубочок не виявляється статевих клітин, хоча в подальшому сперматогенний епітелій може відновлюватись. При цьому джерело відновлення залишається мало вивченими.

Матеріали і методи

Робота проведена на 25 безпорідних статевозрілих щурах-самцях, 5 з яких були контрольною групою. Яєчко щурів піддослідної групи під ефірним наркозом опромінювали рентгенівськими променями в дозі 1000 Рентген, час експозиції – 5 хвилин. Тіло тварин захищали свинцевою пластинкою товщиною 5 мм, залишаючи отвір діаметром 4,5 см над ділянкою калитки, в якій попередньо виводили яєчко. Евтаназію тварин виконували під ефірним наркозом через 7, 30 та 90 діб після опромінення. Шматочки тканин яєчка фіксували в 2,5% глютаровому альдегіді з наступною дофіксацією в 1% розчині чотириокису осмію, контрастували насиченим спиртовим розчином уранілацетату та заливали в епон-аралдитову суміш. Зрізи товщиною 500-800 анстрем, одержані на ультрамикротомі «LKB», контрастували та вивчали в електронному мікроскопі IEM-100 В.

Результати та обговорення

Вже на 7 добу після рентгенівського опромінення були виявлені патологічні зміни в сперматогенному епітелії і в будові власної оболонки сім'яних трубочок. В сім'яних трубочках, які відповідають VII стадії циклу сперматогенного епітелію, були відсутні сперматоцити на стадії прелептотени, тому що не відбувалось поповнення популяції цих клітин, у зв'язку із загибеллю при опроміненні їх попередників – сперматогоній типу А, що вказує на їх високу чутливість до опромінення. Окрім цього, виявлена велика кількість багатоядерних сперматид, а також сперматид із зміненою будовою акросоми. У власній оболонці сім'яних трубочок з'явилися складки базальних мембран неклітинних шарів та великі ліпідні краплі в міоїдних клітинах, які мають неправильну форму. Колагенові волокна неклітинних шарів розташовані хаотично, їх значно більше. Структура спеціалізованих з'єднань підтримуючих клітин збережена, але в ділянці їх розташування має місце розширення цистерн ендоплазматичного ретикулуму, тут появляються великі вакуолі.

На 30 добу після опромінення відбувається подальша деструкція сім'яних трубочок з утворенням вогнищ резорбції, обмежених сполучною тканиною. В деструктивно змінених сім'яних трубочках зустрічались сперматогонії типу Б в стані дегенерації. В інтерстиційній тканині яєчка наявні периваскулярні запальні інфільтрати.

Через 90 діб після рентгенівського опромінення яєчка в ньому спостерігаються сім'яні трубочки, в більшості з яких містяться лише поодинокі сперматогонії. Вони мають власну оболонку, яка складається з чотирьох шарів, як в контрольній групі. Внутрішній клітинний шар містить подовженої форми міоїдні клітини. Головною ознакою сім'яних трубочок є наявність в них незрілих підтримуючих клітин з недиференційованим ядром, які характеризуються наявністю гетерохроматинових груп різного розміру, з'єднаних з ядерною мембраною, яка не має глибоких інвагінацій. В ділянці спеціалізованих з'єднань підтримуючих клітин пучки тонких філаментів розташовані паралельно відносно цитоплазматичної мембрани. Інтерстиційна тканина яєчка незрілого типу. Між сім'яними трубочками наявні клітини Лейдига різного ступеня зрілості. Таким чином локальне рентгенівське опромінення в дозі 1000 Рентген пошкоджує як статеві клітини, так і власну оболонку сім'яних трубочок. Вказана радіаційна дія призводить до довготривалої зупинки сперматогенезу, порушення

структур компонентів гематотестикулярного бар'єра та повної деструкції диференційованих сім'яних трубочок. В яєчку з'являються великі лімфоїдні інфільтрати.

Таким чином через 90 діб після рентгенівського опромінення в яєчку наявні тільки часткові відновлювальні процеси сперматогенного епітелію.

Висновки

1. Локальне рентгенівське опромінення яєчок статевозрілих щурів в дозі 1000 Рентген пошкоджує низько диференційовані клітини сперматогенного епітелію. На сьому добу досліду в сім'яних трубочках, що відповідають VII стадії циклу сперматогенного епітелію, не виявлено прелептотенних сперматоцитів. Наявна велика кількість патологічно змінених статевих клітин.
2. Локальне рентгенівське опромінення яєчок статевозрілих щурів на 30 добу викликає повну деструкцію ультраструктур звивистих сіяних трубочок.
3. Через 90 діб від початку досліду в частині звивистих сім'яних трубочок наявні поодинокі підтримуючі клітини та сперматогонії.

Література

1. Гречин А.Б. Ультраструктурні зміни елементів паренхіми сім'яників щурів у ранні терміни після дії загальної глибокої гіпотермії // Вісник Вінницького державного медичного університету. – 2002. – Т. 6, № 2. – С. 395-396.
2. Грицуляк Б.В., Грицуляк В.Б., Івасюк І.Й. Травмоване яєчко. – Івано-Франківськ: Видавничо-дизайнерський відділ ЦІТ Прикарпатського національного університету імені В. Стефаника, 2006. – 118 с.
3. Дедов В.И. Ультраструктура клеток Сертоли и Лейдига у крыс в норме и в условиях длительного внутреннего облучения // Цитология. – 1980. – Т. 22, № 10. – С. 1153-1156.
4. Івасюк І.Й. Електронно-мікроскопічна характеристика структур звивистих сім'яних каналців у ранні терміни після травмування сім'яників // Буковинський медичний вісник. - 2005. – Т. 9, № 2. – С. 73-76.
5. Льюлько О.В., Стусь В.П., Берестечко С.В. Вплив радіаційних факторів шахти «Нова» на вміст свинцю в крові і шерсті щурів на морфологічні зміни в нирках та сім'яниках експериментальних тварин // Урологія. – 2003. – № 4. – С. 59-66.
6. Райцина С.С. Аутоиммунные клетки сперматогенного эпителия и аутоиммунный орхит // Сперматогенез и его регуляция. – Москва: Наука. – 1985. – 205 с.
7. Грицуляк Б.В., Спаська А.М., Грицуляк В.Б. Орхоэпидидимит. – Івано-Франківськ, 2008. – 186 с.

Стаття поступила до редакції 06.07.2008 р.; прийнята до друку 12.08.2008 р.

Грицуляк В. Б. – кандидат медичних наук, доцент кафедри анатомії і фізіології людини та тварин Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

Івасюк І. Й. – кандидат медичних наук, доцент кафедри анатомії і фізіології людини та тварин Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

Спаська А. М. – кандидат біологічних наук, асистент кафедри анатомії і фізіології людини та тварин Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

Глодан О. Я. – аспірант кафедри анатомії і фізіології людини та тварин Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

Рецензент: доктор медичних наук, професор кафедри біохімії Мазепа І. В.

ОСОБЛИВОСТІ МОРФОЛОГІЇ ПАРЕНХІМИ І ГЕМОМІКРОЦИРКУЛЯТОРНОГО РУСЛА ЯЄЧКА ЩУРІВ В НОРМІ ТА ПІСЛЯ ЙОГО ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНОГО ПРОКОЛЮВАННЯ

А. М. Спаська

Прикарпатський національний університет імені Василя Стефаника, кафедра анатомії і фізіології людини та тварин, a_spasskaya@mail.ru

Експериментальні дослідження не виявили достовірних змін в гемомікросудинах і звивистих сім'яних трубочках, а також в інтерстиції та клітинах Лейдига яєчка щура, порівняно із контрольною групою тварин, через 1, 7, 30 і 90 діб після його проколювання, яке здійснювали під загальним ефірним наркозом. Виявлені коливання даних морфометричних досліджень не можуть свідчити про порушення сперматогенезу.

Ключові слова: яєчко, сперматогенез, експеримент, проколювання.

Spaska A. M. Peculiarities of morphology of the parenchime and hemomicrocirculatory bed of the rat testis in norm and after it's experimental puncture. Experimental investigation had not defined reliable changes in blood microvessels and convoluted seminiferous tubules, also in interstitium and Leydig cells of the rat testis, comparing to the control group of animals after 1, 7, 30 and 90 days after its puncture, executed under general anesthesia. Defined variations of results of morphometrical investigations do not show spermatogenesis disorders.

Key words: testis, spermatogenesis, experiment, puncture.

Вступ

У літературі поруч із відомостями про стан мікросудин яєчка лабораторних тварин в умовах ішемії, гіпоксії, травми, температурного фактору, експериментальних хірургічних втручань тощо, нами не знайдено конкретної інформації про результати досліджень їх стану в умовах експериментального проколювання, яке може здійснюватись при різного роду ін'єкціях і супроводжується травмуванням білкової оболонки яєчка.

В літературі також зустрічаються відомості про роль капсули яєчка і власної оболонки сім'яних трубочок у сперматогенезі та їх чутливість до травмування і особливо - порушення їх цілості. Зокрема відомо [3], що капсула яєчка, яка одягає зовні масу сім'яних каналців, складається із трьох шарів: піхвової оболонки, білкової оболонки та судинної оболонки і виконує не лише функцію їх механічного захисту, але завдяки здатності до ритмічних скорочень, впливає на розмір сім'яника і транспорт сперматозоїдів. Вона виконує функцію напівпроникної мембрани і від її цілості залежить міцність гемато-тестикулярного бар'єра. Це підтверджують [1, 17], які розрізняють в білковій оболонці три сполучнотканинні шари. Детальні дослідження показали, що білкова оболонка має 2 типи клітин: 1) фібробластоподібні клітини, які містять білки актин і віментин; 2) міоїдні клітини, які містять актин, віментин і десмін.

Heun R., Muglia U., et al., (1996) вважають, що колагенові компоненти формують особливу і складну опорну систему паренхіми яєчка, разом з цим, утворюючи тонку морфологічно функціональну субкомпартменталізацію. Опорну систему формують: білкова оболонка, до складу якої входить фіброзна сполучна тканина, довільно розкидані пучки колагенових волокон інтерстицію, які окреслюють місця зайняті сім'яними трубочками, клітинами Лейдига і кровоносними судинами, та базальна мембрана сім'яних трубочок, що складається з шарів колагенових волокон. Ці дані підтверджують і доповнюють дослідження [13], які вважають міофіброласти і ретикулярні клітини головним компонентом строми яєчка, оскільки білкова оболонка яєчка, внутрішній шар сім'яних трубочок в основному складаються з міофіброластів, а ретикулярні клітини формують ретикулярну сітку навколо сім'яних трубочок та клітин Лейдига і зовнішній шар сім'яних трубочок.

Матеріали і методи

Дослідження проведено на 20-ти статевозрілих білих щурах-самцях. Тварин було розділено на 2 групи. Яєчка тварин першої (контрольної) групи використано для вивчення норми. У тварин другої групи проколювали ліве яєчко стерильною інсуліновою голкою. Маніпуляції проводили під загальним ефірним наркозом. У кожній групі тканини яєчок вивчали через 1, 7, 30 і 90 діб.

Утримання і маніпуляції з тваринами здійснювали у відповідності до положень міжнародних вимог щодо поводження з експериментальними тваринами. Тварин дослідної і контрольної груп утримували в ідентичних умовах. Проколювання яєчка проводили, намагаючись уникнути пошкодження кровоносних судин. Евтаназію тварин здійснювали шляхом передозуванням ефіру для наркозу і забирали сім'яники, відповідно до термінів проведення досліду.

У ході проведення досліджень застосовано наступні методи:

- ін'єкція судин гемомікροциркуляторного русла;
- гістологічні дослідження елементів паренхіми яєчка та їх морфометричний аналіз;

- статистичний аналіз.

Для наповнення судин мікроциркуляторного русла яєчка використовували завязь паризької синьої, яку вводили через черевну частину аорти. Судини мікроциркуляторного русла в зрізах вивчали під бінокулярним світловим мікроскопом при різних збільшеннях.

Для гістологічних досліджень із кожного забраного яєчка і над'яєчка відбирали по 2 шматочки тканин вільного краю, розміром 1 см, які протягом 2 тижнів фіксували в розчині Буена і обробляли за загальногістологічною методикою. Зрізи з парафінових блоків, товщиною 5 – 7 мкм, забарвлювали гематоксилін-еозином та реактивом Шифф-Йодна кислота з дозбарвленням гематоксиліном Ерліха і заклали в полістирол. Підрахунки і вимірювання проводили за допомогою світлового мікроскопа при збільшенні Х400 або Х900. Вимірювання проводили з допомогою гвинтового окуляр-мікрометра.

У ході дослідження визначали: товщину гемомікросудин різних порядків; діаметр звивистих сім'яних трубочок яєчка та їх кількість на 1 см²; товщину власної оболонки звивистих сім'яних трубочок яєчка; ступінь пошкодження клітин сперматогенного епітелію в звивистих сім'яних трубочках яєчка; число клітин сперматогенного епітелію, які зустрічаються на VII стадії циклу сперматогенного епітелію: сперматогоній, сперматоцитів, сперматид; об'єм ядер клітин Лейдіга [2, 4, 5, 9, 10, 12, 14].

Результати досліджень та їх обговорення

Яєчко щура зовні вкрите білковою оболонкою, його часточкова будова виражена слабо через незначну кількість сполучнотканинних елементів. До складу часточки входять кілька звивистих сім'яних трубочок, які на поперечному перерізі мають округлу форму і тісно прилягають одна до одної. За нашими даними, діаметр звивистих сім'яних трубочок яєчка щура становить $198,35 \pm 5,06$ мкм (табл. 1). Зовні вони оточені власною оболонкою, яка представлена чотирма шарами, два з яких – неклітинної і два – клітинної будови. Її внутрішній клітинний шар утворений видовженими клітинами м'якої природи, а зовнішній – фібробластоподібними клітинами. Всередині трубочок до базальної мембрани прилягає сперматогенний епітелій, представлений кількома шарами клітин (рис. 1). В базальній частині епітелію, знаходяться клітини Сертолі і сперматогонії - клітини великих розмірів з округлим ядром, яке містить значну кількість хроматину. Це підтверджують дані Chiargiani-Garcia H., Russel L.D., (2002); Guo G.Q., Zheng G.C., (2004).

Ближче до просвіту знаходяться сперматоцити - клітини відносно менших розмірів, з ядрами правильною округлою форми, інтенсивно забарвленими, з вузькою смужкою цитоплазми навколо них. В апікальній частині цитоплазми клітин Сертолі виявляються сперматиди. Просвіт частини звивистих сім'яних трубочок заповнений великою кількістю вже сформованих сперматозоїдів. Дослідження частоти етапів циклу сперматогенного епітелію Hess R.A., Schaeffer D.I., (1990) показали, що найчастіше (у 20,9 % випадків) зустрічається стадія VII, а найрідше (у 2,3 % випадків) – стадія III.

За нашими даними, клітини Сертолі розміщені на базальній мембрані сім'яних трубочок, а апікальна частина цитоплазми спрямована в їх просвіт. Для них характерне ядро великих розмірів, неправильної форми, з глибокими інвагінаціями, розміщене переважно в базальній частині клітини. Хроматин в ядрі розподілений дифузно. Цитолема клітин Сертолі утворює інвагінації, в яких дозрівають клітини сперматогенного епітелію. Нами виявлено, що в нормі лише 92,1 % звивистих сім'яних трубочок мають звичну будову, а в 7,9 % - спостерігається легкий ступінь пошкодження клітин сперматогенного епітелію (табл. 1). В нормі, на VII стадії циклу, на 100 клітин Сертолі припадає $9,22 \pm 0,58$ сперматогоній типу А, $233,46 \pm 2,61$ сперматоцитів на стадії прелептотени та $295,99 \pm 4,55$ сперматоцитів на стадії пахітени, $920,74 \pm 20,67$ сперматид 7-го етапу розвитку (табл. 2).

Між звивистими сім'яними трубочками розміщена інтерстиційна сполучна тканина. Серед її елементів спостерігаються групи клітин Лейдіга, які оточують кровоносні капіляри. Це клітини із гомогенною цитоплазмою і світлим ядром неправильної форми, об'ємом $85,20 \pm 2,62$ мкм³, розміщеним ексцентрично (табл. 1).

В нормі, в інтерстиції яєчка щура виявлено велику кількість клітин імунної системи. Це зокрема, свідчить, що клітини сперматогенезу є імунологічно ізольованими [15]. Niemi M., Sharpe R.M., Brown W.R. (1986) ідентифіковані у інтерстиції макрофаги були розташовані переважно поряд з клітинами Лейдіга, і склали приблизно 25 % всіх виявлених клітин. Відомо, що їх кількість зростає при патологічних станах.

Наші дослідження показали, що гемомікроциркуляторне русло яєчка щура складається із артеріол, прекапілярів, капілярів, посткапілярів, превенул та венул. Артеріоли проходять між сім'яними трубочками в поздовжньому напрямі і поділяються на прекапіляри, діаметром 17 – 27 мкм, які розміщуються переважно у поперечному напрямку відносно сім'яних трубочок і безпосередньо дають початок капілярам. Одна артеріола може жити кілька трубочок одночасно, при чому капілярні сітки сусідніх трубочок широко анастомозують між собою.

Нами виявлено, що за характером розміщення капіляри виразно поділяються на поздовжні і поперечні. Поздовжні капіляри, діаметром 10 – 17 мкм, проходять вздовж сім'яних трубочок і являються безпосереднім продовженням прекапілярів. Поперечні капіляри, діаметром 7 – 12 мкм, відходять від прекапілярів і поздовжніх капілярів, переважно під прямим кутом. Поздовжні і поперечні капіляри тісніше прилягають до стінок трубочок, тоді як артеріоли і прекапіляри знаходяться в міжтрубочкових проміжках. Таким чином, судини мікроциркуляторного русла на стінках сім'яних трубочок утворюють щільну сітку із петлями чотирикутної форми і навколо трубочок розміщуються у вигляді сітки з петлями 5 – 6-гональної форми (рис. 2). В їх

утворенні беруть участь поздовжні і поперечні мікросудини, котрі анастомозують між собою. Поздовжні капіляри тісніше контактують з групами клітин Лейдіга, тоді як поперечні капіляри безпосередньо прилягають до сім'яних трубочок. Направляючись по периметру трубочки, артеріальні капіляри переходять у венозні, діаметром 13 – 22 мкм, серед яких також диференціюються поздовжні і поперечні. Вони, в свою чергу, переходять у превенули (діаметром 22 – 36 мкм) та венули (діаметром 34 – 45 мкм), що проходять паралельно до сім'яних трубочок. Венули об'єднуються у дрібні звивисті вени (діаметром 40 – 100 мкм), одні з яких розташовані в паренхімі яєчка, інші - знаходяться безпосередньо під білковою оболонкою.

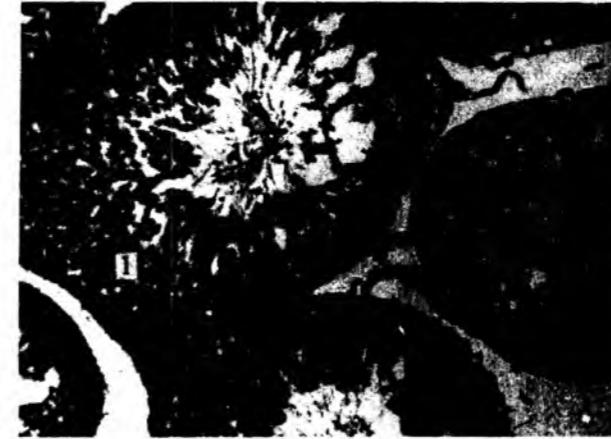


Рисунок 1. Звивисті сім'яні трубочки яєчка щура в нормі. 1 – клітини сперматогенного епітелію всіх стадій розвитку. Зб.: Х200



Рисунок 2. Гемомікроциркуляторне русло яєчка щура в нормі. Зб.: Х80.

Наші дані співзвучні із результатами досліджень Murakami T., Uno Y., et al., (1989); Takayama H., Tomiyoshi T., (1981), які стверджують, що гемомікроциркуляторне русло яєчка щура складається з гекса- або пентагональних капілярних сіток, які оточують сім'яні трубочки. Вони починаються із артеріол, що входять у інтерстицій і дають початок інтратубулярним і перитубулярним капілярам. Інтратубулярні капіляри пронизують інтерстицій, а перитубулярні – обплутують поверхню сім'яних трубочок. Перитубулярні і інтратубулярні капіляри анастомозують і об'єднуються у венули, які відходять у інтерстицій. Клітини Лейдіга розміщуються поруч з інтратубулярними капілярами. Деякі з них є досить товстими і прямо переходять у вени (артеріоло-венулярні капілярні канали), які вливаються у лозоподібне сплетення. Це дає можливість зробити висновок, що тестостерон виділяється безпосередньо в інтратубулярні капіляри і переноситься переважно артеріоло-венулярними капілярними каналами і венулами у лозоподібне сплетення.

За нашими даними, через 1 добу після проколювання лівого яєчка щура помітних змін у стані гемомікросудин і паренхіми яєчка, порівняно із контрольною групою, не виявлено. Діаметр звивистих сім'яних трубочок становить $197,90 \pm 3,26$ мкм, на поперечному перерізі вони зберігають округлу форму. У 10,6 % з них виявляється легкий ступінь пошкодження клітин сперматогенного епітелію (табл. 1). У сім'яних трубочках на 100 клітин Сертолі налічується $9,49 \pm 0,32$ сперматогоній типу А, $234,67 \pm 2,85$ сперматоцитів на стадії прелептотени, $298,35 \pm 2,10$ сперматоцитів на стадії пахітени та $919,14 \pm 11,42$ сперматид 7 етапу розвитку (табл. 2). В просвітах трубочок присутні сперматозоїди. Об'єм ядер клітин Лейдіга становить $84,79 \pm 2,16$ мкм³. В просвітах трубочок присутні сперматозоїди.

На 7-му добу досліду в місці проколу в паренхімі яєчка виявлене незначне розширення просвіту капілярів. Спостерігається незначний набряк інтерстицію, який однак не спричиняє деформації власної оболонки сім'яних трубочок. Діаметр звивистих сім'яних трубочок становить $191,35 \pm 3,57$ мкм. У 12,5 % трубочок виявляється легкий і у 4 % - важкий ступінь пошкодження клітин сперматогенного епітелію, який проявляється вакуолізацією цитоплазми і гіперхроматозом ядер сперматоцитів та сперматид, та частковим зміщенням клітин в просвіт трубочки. При підрахунку їх кількості на VII стадії циклу сперматогенного епітелію визначено $8,74 \pm 0,72$ сперматогоній типу А, $231,14 \pm 1,26$ сперматоцитів на стадії прелептотени, $291,52 \pm 3,93$ сперматоцитів на стадії пахітени і $900,22 \pm 18,09$ сперматид 7 етапу розвитку (табл. 2). В клітинах Лейдіга об'єм ядер становить $88,24 \pm 1,61$ мкм³, виявляється незначний цитоплазматичний набряк (табл. 1).

Через 30 діб після проколювання яєчка щура, в ньому має місце вогнищева деформація сітки мікросудин. Значних змін в паренхімі яєчка не виявлено. Діаметр звивистих сім'яних трубочок округлої форми становить $194,76 \pm 5,31$ мкм. 91,7 % з них зберігають нормальну будову, у 8,3 % трубочок виявляється легкий ступінь пошкодження клітин сперматогенного епітелію (табл. 1). В трубочках визначається $7,98 \pm 0,94$ сперматогоній типу А, $230,25 \pm 3,68$ сперматоцитів на стадії прелептотени, $293,43 \pm 4,05$ сперматоцитів на

стадії пахитени, $896,56 \pm 9,54$ сперматид 7 етапу розвитку (табл. 2). Об'єм ядер клітин Лейдіга становить $86,65 \pm 0,96$ мкм³.

Таблиця 1. Діаметр звивистих сім'яних трубочок, ступінь пошкодження клітин сперматогенного епітелію і об'єм ядер клітин Лейдіга у яечку щурів після експериментального проколювання ($M \pm m$); ($n = 5$)

| Тривалість досліджу | Об'єкти вивчення | | | | | Діаметр сім'яних трубочок (мкм) | Об'єм ядер клітин Лейдіга (мкм ³) |
|---------------------|---|--------|--------|------------|-------------------|---------------------------------|---|
| | Ступінь пошкодження звивистих сім'яних трубочок (%) | | | | | | |
| | нормальна будова | легкий | важкий | спустошені | | | |
| 1 доба | 89,4 | 10,6 | -- | -- | $197,90 \pm 3,26$ | $84,79 \pm 2,16$ | |
| 7 діб | 84,5 | 11,5 | 4,0 | -- | $191,35 \pm 3,57$ | $88,24 \pm 1,61$ | |
| 30 діб | 91,7 | 8,3 | -- | -- | $194,76 \pm 5,31$ | $86,65 \pm 0,96$ | |
| 90 діб | 88,2 | 9,4 | 2,4 | -- | $192,44 \pm 4,32$ | $81,92 \pm 1,49$ | |
| контроль група | 92,1 | 7,9 | -- | -- | $198,35 \pm 5,06$ | $85,20 \pm 2,62$ | |

Таблиця 2. Кількість клітин сперматогенного епітелію на VII стадії циклу у звивистих сім'яних трубочках яечка щурів після експериментального проколювання ($M \pm m$); ($n = 5$)

| Тривалість досліджу | Вид клітин | | | |
|---------------------|-----------------------|--------------------------------------|----------------------------------|------------------------------|
| | сперматогонії типу А* | сперматоцити на стадії прелептотени* | сперматоцити на стадії пахитени* | сперматиди 7 етапу розвитку* |
| 1 доба | $9,49 \pm 0,32$ | $234,67 \pm 2,85$ | $298,35 \pm 2,10$ | $919,14 \pm 11,42$ |
| 7 діб | $8,74 \pm 0,72$ | $231,14 \pm 1,26$ | $291,52 \pm 3,93$ | $900,22 \pm 18,09$ |
| 30 діб | $7,98 \pm 0,94$ | $230,25 \pm 3,68$ | $293,43 \pm 4,05$ | $896,56 \pm 9,54$ |
| 90 діб | $8,30 \pm 0,57$ | $228,09 \pm 3,39$ | $300,25 \pm 1,12$ | $909,93 \pm 12,18$ |
| контрольна група | $9,22 \pm 0,58$ | $233,46 \pm 2,61$ | $295,99 \pm 4,55$ | $920,74 \pm 20,67$ |

Примітка. * - у перерахунку на 100 клітин Сертолі

Через 90 діб після початку досліджу виразних відмінностей в стані гемомікроциркуляторного русла та паренхіми яечка щура від контрольної групи не виявлено. Діаметр звивистих сім'яних трубочок становить $192,44 \pm 4,32$ мкм. 88,2 % з них мають нормальну будову, у 9,4 % виявлено легкий ступінь пошкодження клітин сперматогенного епітелію і 2,4 % - спустошені (табл. 1). У сперматогенному епітелії присутні клітини всіх стадій розвитку. На 100 клітин Сертолі налічується $8,30 \pm 0,57$ сперматогоній типу А, $228,09 \pm 3,39$ сперматоцитів на стадії прелептотени, $300,25 \pm 1,12$ сперматоцитів на стадії пахитени, і $909,93 \pm 12,18$ сперматид 7 етапу розвитку (табл. 2). В просвітах сім'яних трубочок присутні сперматозоїди. Клітини Лейдіга в нормальному стані, об'єм їх ядер становить $81,92 \pm 1,49$ мкм³.

Отже, за результатами наших досліджень, статистично достовірних відмінностей даних морфометричних досліджень на жодному з термінів досліджу виявлено не було.

Досліджуючи електричну активність білкової оболонки яечка Shafik A., El Sibai O., Shafik A. A. (2005) дійшли висновку, що її скоротлива діяльність сприяє просуванню продуктів секреції яечка у над'яечко і сім'яносну протоку, а також мікроциркуляції в яечку.

Дослідження окремих авторів свідчать про значний руйнівний вплив грубих втручань із порушенням цілості білкової оболонки. Зокрема, досліджуючи вплив капсулотомії білкової оболонки на транспорт сперми і фертильність [16] виявили, що при розтині білкової оболонки яечка щурів вона втрачала скоротливість, у сім'яних трубочках виявлялись застійні явища і порушення сперматогенезу, які через 2 місяці викликали пригнічення, а в деяких випадках - втрату фертильності. Також виявлялась гіпертрофія клітин Лейдіга. За даними Wiebe J. P., Kowalik A., et al. (2000), інтратестикулярна ін'єкція гліцеролу спричиняє тривалу редукцію сперматогенезу із зростанням проникності гемато-тестикулярного бар'єру, тому, що гліцерол руйнує організацію білків і філаментів у цитоскелеті клітин Сертолі.

Наші дані частково підтверджують попередні дослідження Altay B., Hekimgil M., et al., (2000) порівняли гістопатологічні зміни яечка після відкритої біопсії і біопсії голкою. Після відкритої - часто виникав орхіт. Після біопсії голкою в окремих випадках могли виникати обструктивні явища, тубулїт, які зникали, в середньому, через 60 днів. Також, за даними Handa U, Bhutani A, et al., (2006), навіть декілька окремих проколів яечка не викликають місцевого рубцювання і порушення функції яечка.

Висновки

Нами експериментально встановлено, що проколювання яечка стерильною інсуліновою голкою не викликає достовірних змін в його мікросудинах і звивистих сім'яних трубочках, а також інтерстиції та клітинах Лейдіга, порівняно із контрольною групою тварин, незалежно від тривалості досліджу. А виявлені коливання даних морфометричних досліджень не можуть свідчити про порушення сперматогенезу.

Література

1. Квятковська Т.О., Квятковський Є.А., Короленко Г.С. Морфофункціональний стан парієтальної пластинки піхвої оболонки яечка при гідроцеле // Урологія. - 2003. - № 2. - С. 40 - 45.
2. Парацци В.М. Состояние гемато-тестикулярного барьера и развивающихся половых клеток в условиях кратковременной ишемии семенников // Архив анатомии. - 1984. - № 1. - С. 100 - 105.39.
3. Райцина С.С. Сперматогенез и структурные основы его регуляции. - М.: Наука, 1985. - 178 с.
4. Ухов Ю.И., Астраханцев А.Ф. Морфометрические методы в оценке функционального состояния семенников // Архив анатомии. - 1983. - № 84. - С. 66 - 72.
5. Шилкина Л.А. Количественный морфологический анализ изменений, развивающихся в семенниках млекопитающих при остром перегревании организма: Автореф. дисс... канд. мед. наук: Смоленск, 1978. - 14 с.
6. Altay B., Hekimgil M., Kefi A., Girgin C., Cikili N. A comparison of the histopathological findings after open and percutaneous needle biopsy in adult male rats // BJU Int. - 2000. - №86 (9) .- P. 1084 - 1087.
7. Chiarini-Garcia H., Russell L. D. Characterization of mouse spermatogonia by transmission electron microscopy // Reproduction. -2002. -№123(4). - P. 567-577.
8. Guo G.Q., Zheng G.C. Hypotheses for the functions of intercellular bridges in male germ cell development and its cellular mechanism // J. Theor. Biol. - 2004. - №229(1). - P. 139-146
9. Haider S.D. Cell biology of Leydig cells in the testis // Int. Rev. Cytol. - 2004. - №233. - P. 181 - 241.
10. Hess R.A., Schaeffer D.J., Eroshenko V.P., Keen J.E. Frequency of the stages in the cycle of the seminiferous epithelium in rats // Biol. Reprod. - 1990. - №43(3). - P. 17-524. 207.
11. Heyn R., Muglia U., Vizza E., Motta P.M. The collagen skeleton of the cat testis // Ital. J. Anat. Embryol. - 1996. - № 39 (2). - P. 133-140.
12. Johnson L., Staub C., Neaves W.B., Yanagimachi R. Live human cells in the context of their spermatogenic stages // Hum. Reprod. - 2001. - №16(8). - P. 1575-1582.
13. Kuroda N., Nakayama H., Miyzaki E., Hayashi Y., Toi M., Hiroi M., Eznan H. Distribution and role of CD34-positive stromal cells and myofibroblasts in human normal testicular stroma // Histol. Histopathol. - 2004. - №19(3). -P. 743-751.
14. Latendresse J.R., Warbritton A.R., Jonassen H., Creasy D.M. Fixation of testes and eyes using a modified Davidson's fluid // Toxicol. Pathol. - 2002. - №30(4). - P. 524-533.
15. Schuppe H.C., Meinhardt A. Chronic orchitis: a neglected cause of male infertility? // Andrologia. - 2008. - № 40(2). - P. 84-91.
16. Qin D.N., Lung M.A. Studies on relationship between testicular capsule and sperm transport in rat testis // Asian. J. Androl. - 2000. - № 2 (3). - P. 191-198.141.
17. Yan H.H., Cheng C.Y. Blood-testis barrier dynamics are regulated by an engagement/disengagement mechanism between tight and adherens junctions via peripheral adaptors //Proc.Natl.Acad.Sci. USA. - 2005. -№102 (33). - P. 11722-11727.

Стаття поступила до редакції 06.07.2008 р.; прийнята до друку 12.08.2008 р.

Спаська А. М. – кандидат біологічних наук, асистент кафедри анатомії і фізіології людини та тварин Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

Рецензент: доктор медичних наук, професор кафедри анатомії та фізіології людини та тварин Грицуляк Б. В.

МІТОТИЧНА АКТИВНІСТЬ МЕРИСТЕМИ ВЕГЕТАТИВНИХ БРУНЬОК ПРЕДСТАВНИКІВ РОДУ *POPULUS L.* В УМОВАХ УРБАНІЗОВАНОГО СЕРЕДОВИЩА

I. Й. Случик, I. Й. Івасюк

Прикарпатський національний університет імені Василя Стефаника, кафедра анатомії і фізіології людини і тварин, e-mail: bratlibo@yahoo.co.uk

Досліджено вплив техногенного забруднення середовища на мітотичну активність меристеми вегетативних бруньок представників роду *Populus L.* в зелених насадженнях м. Івано-Франківська та індустріального передмістя. Із збільшенням промислово-транспортного навантаження в місті значення мітотичного індексу достовірно знижується в 1,4-2,2 рази. Пригнічення мітотичної активності супроводжується порушенням нормального розподілу клітин за фазами мітозу.

Ключові слова: урбанізоване середовище, забруднення, мітотична інгібіція, *Populus*.

Sluchyk I.Y., Ivasjuk I.Y. Mitotic activity of meristem cells of rudimentary leaves of *Populus* species in urban surrounding. Influence of technogenic contamination of environment on the mitotic activity in meristem cells of rudimentary leaves of *Populus* species in green plantations of Ivano-Frankovsk and industrial suburb is investigated. With increase of a transport load and pollution in city mitotic index was significantly decreased in 1,4-2,2 times. Especially amount of prophase cells was decreased. Normal allocation of cells on phases of a mitosis was changed.

Key words: urban surrounding, pollution, mitotic suppression, *Populus* species.

Вступ

В процесі індустріалізації і впровадження сучасних технологій в біосферу надходить понад півмільйона нових синтетичних речовин. Багато з них володіють мутагенною активністю. Наявність у навколишньому середовищі великої кількості генотоксикантів і постійне розширення їх арсеналу безпосередньо веде до збільшення інтенсивності мутагенного тиску довкілля на живі організми, в тому числі і людську популяцію.

Одним із інформативних цитогенетичних біомаркерів при визначенні генотоксичних властивостей навколишнього середовища є мітотична інгібіція [3]. Вибіркові інгібітори поділу клітин, до числа яких відносять багато мутагенів та інших алкілюючих агентів, а також ряд ембріотоксичних речовин, діють на меристеми рослин в концентраціях, що в сотні і тисячі разів менші за летальні. Для них характерна пролонгована дія і тільки через якийсь час після взаємодії з рослиною. Речовини із загальнотоксичним впливом, зокрема, солі важких металів, спирти, феноли, ефіри, навпаки, діють на меристеми в концентраціях, що відрізняються від летальних не більше як в 10 - 30 разів і починають сповільнювати ріст рослини одразу ж після взаємодії [7]. А.І. Горюва і співавтори поряд з індексом мітотичної активності пропонують для оцінки фітотоксичності та генотоксичності довкілля визначати зміну співвідношення кількості клітин у фазах мітозу [3].

Матеріали та методи

Дослідження проводились в межах урбоєкосистеми м. Івано-Франківська, що є багатогалузевим, розвинутим промисловим центром. Об'єктами наших досліджень обрано деревні види – тополю берлінську (*Populus × berolinensis* (C.Koch) Dipp.) і тополю китайську (*Populus simonii* Carr.), що, як індикатори стану навколишнього середовища, в порівнянні з іншими породами мають цілий ряд переваг: досить чутливі до промислово-транспортних емісій [8, 11]; мають низький рівень модифікаційної і генетичної мінливості [5]; через тривале вегетативне розмноження представлені генетично однорідними особинами; поширені в різних мікрорайонах міста в достатній кількості насадженнями близькими за віком та санітарним станом.

Проби відбирали з нижнього ярусу крони з північно-західного боку дерева під час фази набубнявіння бруньок. Відбір проб під час весняного сокоруху пластичних елементів дає змогу визначити сумарну мутагенність і цитотоксичність комплексу хімічних факторів, що нагромадились в ґрунті і рослині за осінньо-зимовий період. Внутрішньобруньковий листковий зачаток фіксували в суміші Карнуа. Фарбування проводили 4 %-им ацетозалізогоматоксиліном з наступним просвітленням і консервуванням в суміші Гойєра. Давлені препарати готували з основи зачаткових листків за загальноприйнятим методом [10]. Для встановлення цитотоксичності факторів довкілля вивчали показники мітотичної активності (профазний, метафазний, анафазний, телофазний індекс) та аналізували співвідношення кількості клітин у фазах мітозу.

Результати та обговорення

Отримані нами недостовірні зміни мітотичного індексу в південно-східній і південній частинах урбосистеми узгоджуються з результатами тесту на індукцію хромосомних аберацій [9] і свідчать про відносно сприятливу екологічну ситуацію в цих районах дослідження.

У рослин, які ростуть в північній частині урбаністичного комплексу розглянутий параметр знижується, відповідно, в 1,2 і 1,6 рази у порівнянні з контрольною групою дерев.

В центральній частині урбоєкосистеми, що перебуває під значним техногенним пресом, значення мітотичного індексу в обох тест-об'єктах змінюється не суттєво у порівнянні з контролем і навіть є значно вищим відносно інших ділянок міста. Однак, з фізіологічної точки зору зміну цієї величини не можна трактувати однозначно. Відомо, що зростання мітотичного індексу може залежати як від збільшення кількості клітин, які вступають в стадію мітотичного поділу, так і від сповільнення темпів поділу, внаслідок чого в певний відрізок часу на препараті спостерігається велика кількість мітозів [4]. Якщо врахувати, що у цьому районі дослідження нами зафіксовано високий рівень патологічних фігур мітозу (значна мутагенна напруженість довкілля), а також найнижчі показники приросту вегетативних органів [9], то можна припустити, що такі відносно високі значення мітотичного індексу пов'язані не з активною проліферацією клітин, а із сповільненням темпів клітинного поділу.

На північно-східній околиці міста, в с. Ямниця, мітотична депресія виражена найбільш яскраво. Значення мітотичного індексу в цій моніторинговій точці достовірно знижується в *P. × berolinensis* в 1,6, а у *P. simonii* в 2,2 рази.

Отримані нами результати свідчать про порушення мітотичної активності меристеми зачаткових листків в досліджуваних видів в умовах техногенного навантаження в місті і узгоджуються із спостереженнями інших авторів. Зокрема, В.П. Безсоною [1] встановлено пригнічення мітотичної активності меристеми пагонів в деревних рослин поблизу металургійного підприємства. Інші автори [12] відзначають значний цитотоксичний і генотоксичний ефект атмосферних забруднювачів із промислових регіонів на клітини ссавців. На думку А.І. Горювої і співавторів [4], виникнення блоків у мітотичному циклі під впливом ксенобіотиків є неспецифічною реакцією меристематичних клітин у відповідь на будь-який стресор. Аналогічну картину спостерігають при низьких температурах, під впливом інгібіторів росту та інших несприятливих факторів [6]. При цьому тривалість проходження клітинами періодів мітотичного циклу збільшується, головним чином, за рахунок періоду G₁. Специфічними змінами – є відмінності в спектрі патологій мітозу і тенденції розподілу клітин, які діляться в залежності від фаз мітозу [4].

Фітотоксична дія комплексу промислових забруднювачів та інших несприятливих факторів урбанізованого середовища не тільки знижувала значення мітотичного індексу в меристемах зачаткових листків *P. × berolinensis* і *P. simonii*, але й порушувала нормальний розподіл клітин за фазами мітозу. Зокрема, у всіх районах дослідження в обох тест-рослин зменшувалась кількість клітин в профазі. Найістотніші відмінності були виявлені в північному і центральному мікрорайонах міста та в с. Ямниця.

Поряд із зниженням профазного індексу у деревних рослин зростає відсоток клітин на стадії метафази. Затримка каріокінезу на стадії метафази свідчить про наявність у довкіллі цитотоксикантів, що порушують функції веретена поділу. Подібну картину фіксують при дії на мітотичні клітини *in vitro* специфічних отрут мітозу: колхіцину і йодатацетату, які руйнують мітотичний апарат. Таке ж нагромадження метафазних клітин *in vivo* спостерігало А.І. Горюва і співавтори [3] у кореневій меристемі *Pisum sativum* при дослідженні фітотоксичності ґрунтів, відібраних в різних районах м. Дніпропетровська.

Крім того, слід відзначити, що у *P. × berolinensis* у північно-східному і північному мікрорайоні Івано-Франківська достовірно збільшувався відсоток клітин на стадії телофази. У *P. simonii* тенденцію до збільшення кількості телофазних клітин виявлено у північно-східній частині міста та в с. Ямниця. Затримка мітотичного поділу на стадії телофази вказує на порушення процесу формування фрагмoplastу.

Висновки

Таким чином, поєднана дія промислових інгредієнтів та інших стресових факторів урбанізованого середовища має інгібуючий вплив на мітотичну активність меристеми зачаткових листків використаних тест-об'єктів та порушує нормальний розподіл клітин за фазами мітозу. Найбільш виражений цитотоксичний ефект спостерігався на північно-східній околиці в с. Ямниця та в центральному, північному і північно-східному мікрорайонах міста. Існує певна специфіка в реакціях проліферуючих клітин на дію екотоксикантів, що, очевидно, пов'язано з різним спектром забруднюючих речовин в окремих районах дослідження. Так, в одних випадках фітотоксичний ефект виражався у функціональній блокаді веретена поділу, що зумовлювало збільшення кількості метафазних клітин, в інших – в порушенні процесу цитокінезу, що сприяло нагромадженню телофаз. При цьому чутливішим до пошкоджуючої дії техногенних стресорів є мітотичний режим меристематичних тканин *P. simonii*.

Майбутня стратегія еколого-генетичних досліджень з природними популяціями деревних рослин, що піддаються впливу ксенобіотиків, повинна передбачати вивчення дозових залежностей, виявлення закономірностей формування мутаційного тягару, дослідження динаміки мутаційних і адаптаційних процесів в послідовних поколіннях.

Література

1. Бессонова В.П., Грицай З.В., Юсытина Т.И. Использование цитогенетических критериев для оценки мутагенности промышленных поллютантов // Цитология и генетика. - 1996. - Т. 30, № 5. - С. 70-76.
2. Влияние загрязнения окружающей среды на митотическую активность в меристеме корешков проростков / Магулаев А., Губарева В.; Ставроп. пед. ин-т. Ставрополь, 1993. 7 с. Рус. Деп. в ВИНТИ 15.12.93, № 3069-В93 // Анот. в ж. Охрана природы и воспроизводство природных ресурсов. - 1994ю - № 1. - С. 146 - 159.
3. Горювая А.И., Дигурко В.М., Скворцова Т.В. Цитогенетическая оценка мутагенного фона в промышленном Приднестровье // Цитология и генетика. - 1995. - Т. 29, № 5. - С. 16-22.
4. Горювая А.И., Орлов Д.С., Щербенко О.В. Гуминовые вещества. - К.: Наук. думка, 1995. - 303 с.
5. Гуськов Е.П., Шкурят Т.П., Вардуни Т.В. Тополь как объект для мониторинга мутагенов в окружающей среде // Цитология и генетика. - 1993. - Т. 27, № 1. - С. 52-57.
6. Иванов В.Б. Клеточные основы роста растений. - М.: Наука, 1974. - 221 с.
7. Иванов В.Б., Быстрова Е.И. Корни проростков как тест-объект для скрининга биологической активности химических соединений во внешней среде // Тез. докл. 15 Менделеев. съезда по общ. и прикл. химии. - Минск, 1993. - С. 25-26.
8. Коршиков И.И., Игнатенко А.А. Фитотоксичность ингредиентов техногенного загрязнения окружающей среды // Взаимодействие растений с техногенно загрязненной средой. Устойчивость. Фитоиндикация. Оптимизация. - К.: Наук. думка, 1995. - С. 3-40.
9. Случик І.Й. Зміна біопараметрів представників роду *Populus* L. в умовах техногенного забруднення в місті// Гігієна населених місць. - 2003. - Вип.4, №2. - С. 503-505.
10. Чувашина Н.П. Изготовление временных препаратов // Цитологические исследования плодовых и ягодных культур / Под ред. Г.А. Курсакова. Мичуринск, 1976. - С. 52-67.
11. Якушина Э.И. О перспективности использования тополей в озеленении Москвы // Древесные растения в природе и культуре. - М: Наука, 1983. - С. 187-201.
12. Seemayer N.H., Hadnagy W., Tomingas R. Analysis of cytotoxic and genotoxic effects of airborne particulates from a highly industrialized region over a period of 17 years (1975-1992) // Zentralbl. Hyg. und Umweltmed. - 1993. - Vol. 194. - P. 451.

Стаття поступила до редакції 06.07.2008 р.; прийнята до друку 12.08.2008 р.

Случик І. Й. – кандидат біологічних наук, доцент кафедри анатомії і фізіології людини і тварин Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

Івасюк І. Й. – кандидат медичних наук, доцент кафедри анатомії і фізіології людини та тварин Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

Рецензент: доктор медичних наук, професор кафедри анатомії та фізіології людини та тварин Грицуляк Б. В.

УДК 616.12-008.331.1-057.87

АНАЛІЗ ФАКТОРІВ РИЗИКУ ГІПЕРТЕНЗІЇ У СТУДЕНТІВ ПРИКАРПАТСЬКОГО НАЦІОНАЛЬНОГО УНІВЕРСИТЕТУ (ПНУ) ІМЕНІ ВАСИЛЯ СТЕФАНІКА

А. В. Воробель

Прикарпатський національний університет імені Василя Стефаника, кафедра анатомії та фізіології людини та тварини

В студентів, в яких виявлена погранична гіпертензія та високий нормальний тиск, обтяжена спадковість по артеріальному тиску, надмірна маса тіла, рекомендовано взяти на диспансерний облік в санаторії-профілакторії університету з метою оздоровлення.

Ключові слова: фактори ризику гіпертензії, студентів.

Vorobel A. W. An analysis of factors of risk of the hypertension the students of Precarpathian national university named after Vasyl Stefanyk have. For students in which found out boundary hypertension and high normal pressure, heredity is burdened on arterial pressure, surplus mass of body, it is recommended to take on a clinical account in a sanatorium-preventive clinic of university with the purpose of making healthy.

Key words: factors of risk of hypertension, students.

Вступ

За даними літератури підвищення артеріального тиску (АТ) спостерігається у кожній третій людині [1, 3, 4, 7, 8, 10, 11].

У гіпертоніків в три рази вищий ризик розвитку інфаркту міокарду (ІМ), в п'ять разів – серцевої недостатності, у вісім разів вища ймовірність інсульту порівняно з людьми, в яких АТ в межах норми [5, 6, 12].

Виділяють такі фактори ризику розвитку гіпертензії:

- обтяжена спадковість (у 60-80% випадків);
- фах (вчителі, керівники, лікарі, науковці, водії тощо);
- ожиріння;
- зловживання кухонною сіллю і систематичне вживання в їжу продуктів чи води з підвищеним вмістом хлориду натрію;
- гіподинамія;
- куріння;
- зловживання алкоголем;
- вживання наркотиків;
- дисліпідемія: холестерин більше 6,5 м/моль, ліпопротеїди низької щільності більше 4 м/моль/л;
- підвищене нервово-психічне напруження;
- вікова перебудова ендокринної системи;
- систематичне застосування жінками естроген-прогестеринових контрацептивів;
- шум, забруднення навколишнього середовища;
- жорсткість води [2, 3, 7, 9, 11].

Фактори ризику виникнення артеріальної гіпертензії добре відомі лікарям. Але вони не достатньо враховуються в практиці охорони здоров'я, зокрема, дільничними терапевтами. Несформована настороженість населення відносно факторів ризику артеріальної гіпертензії.

Отже, актуальними є вивчення факторів ризику гіпертонії у студентів ПНУ ім. В. Стефаника.

Мета дослідження – проаналізувати фактори ризику гіпертензії у студентів університету, познайомити з цими даними широкий загал студентів, впровадити результати дослідження в практичну медицину.

Матеріали і методи

Обстежено 189 студентів ПНУ імені Василя Стефаника.

Серед обстежених 185 дівчат і тільки четверо хлопців. Вік студентів коливався в межах 18 – 22 роки. Всім обстежуваним вимірювався артеріальний тиск. Всі студенти анонімно заповнювали анкету, в якій відповідали на питання з метою виявлення факторів ризику гіпертонії.

Результати та обговорення

Результати вимірювання артеріального тиску у обстежуваних студентів показані на рисунку 1.

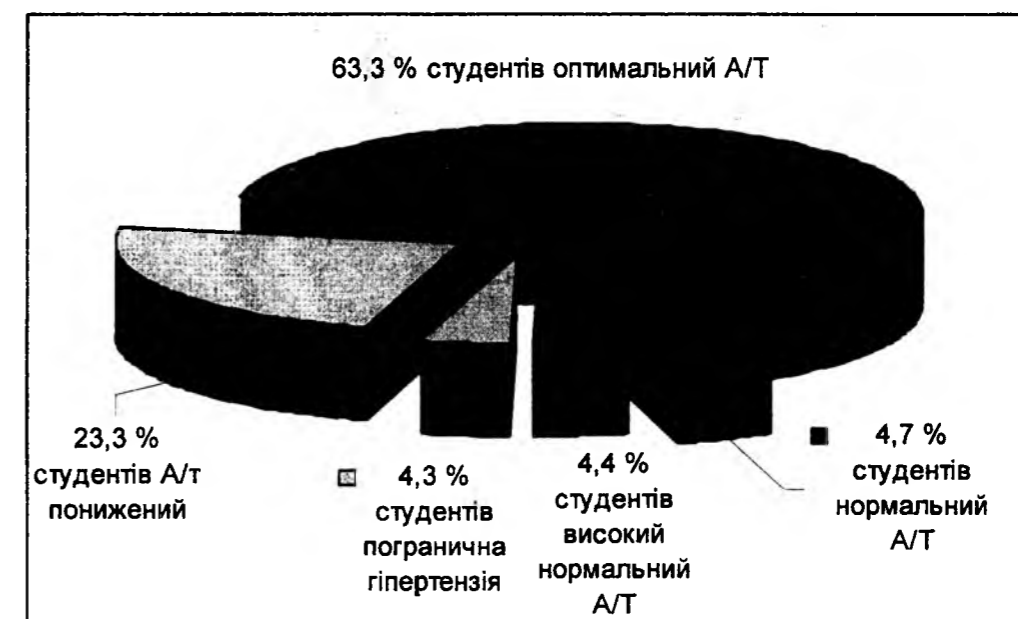


Рисунок 1. Показники артеріального тиску у студентів.

Студентів, в яких виявлено високий нормальний тиск та погранична гіпертензія, рекомендовано взяти на диспансерний облік в санаторії профілакторії «Здоров'я».

Як видно на малюнку 2, у 30 % студентів виявлена обтяжена спадковість. Ці дані корелюють з даними літератури [7]. Студенти повинні максимально обмежити фактори ризику гіпертонії, знаходитися під контролем лікаря з частим вимірюванням артеріального тиску.

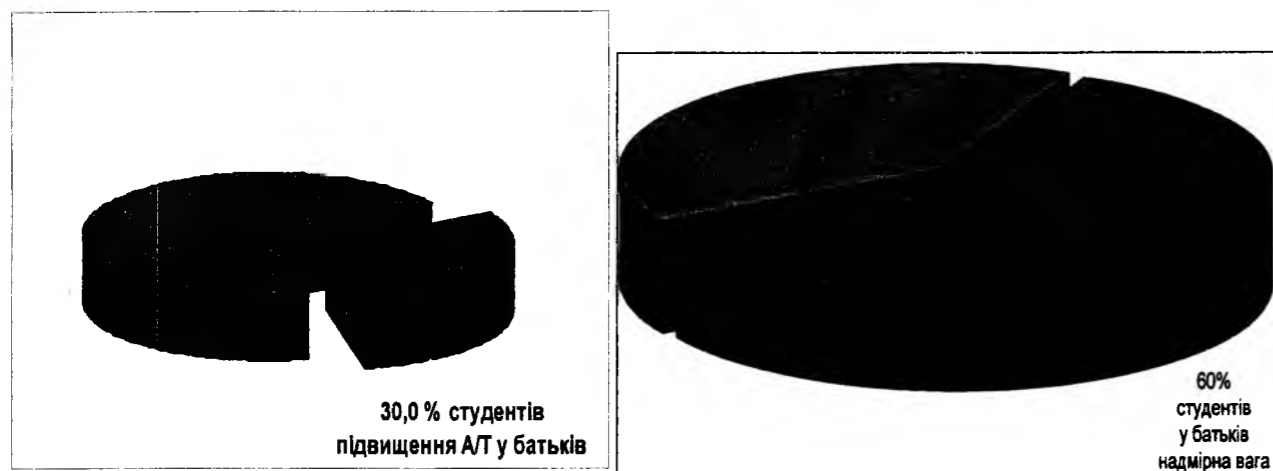


Рисунок 2. Фактори ризику гіпертензії у студентів. Спадковість.

Надмірна маса тіла виявлена у 28,8 % обстежених (Рис.3).

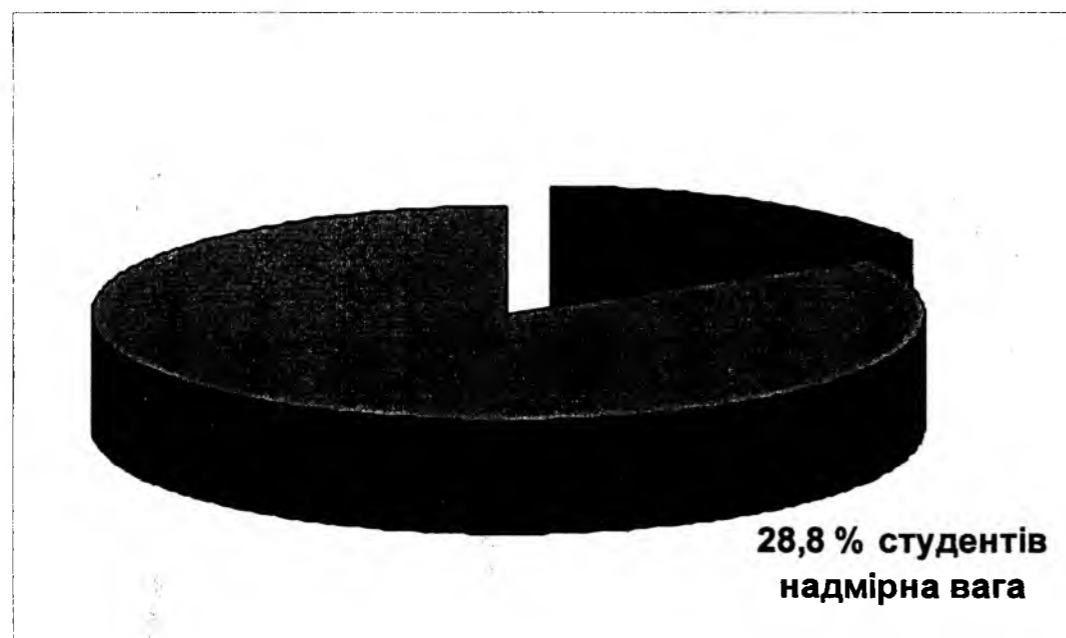


Рисунок 3 Фактори ризику гіпертонії у студентів. Надмірна вага.

За рахунок чого у студентів з'явилися зайві кілограми, а отже, і калорії?

Як показали опитування, 88,8 % студентів до кави, чаю вживають 2 – 3 ложечки цукру. Майже всі студенти (99,8 %) вживають тістечка кожен день або через день. 38,8 % опитуваних вживають фанту, кока – колу. У 60 % обстежуваних студентів батьки мають надмірну масу тіла (Рис. 2, 4).

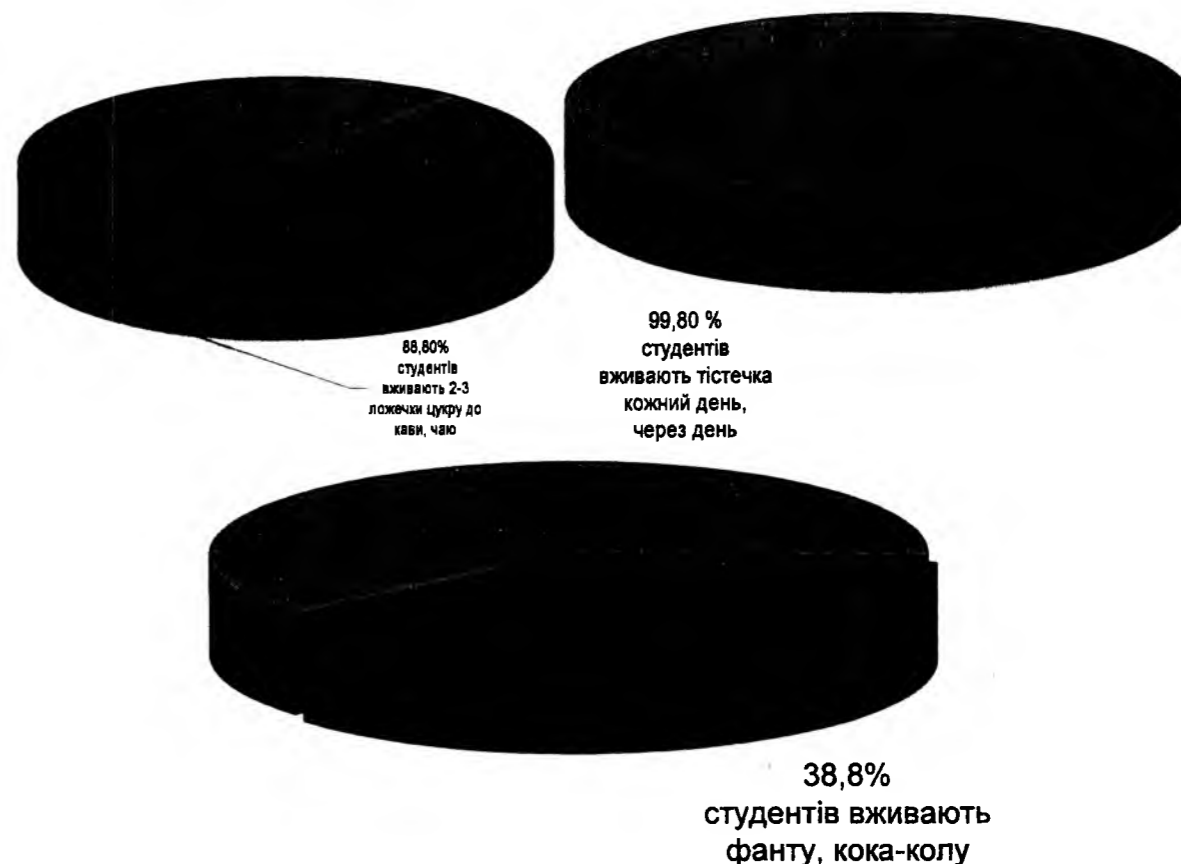


Рисунок 4. Фактори ризику гіпертензії. «Цукровий допінг».

За результатами опитування виявлено, що 36,6 % студентів зловживають кухонною сіллю, зокрема, досолоють салати, вживають приправи (Рис.5).



Рисунок 5. Фактори ризику гіпертензії студентів. Надмірне вживання солі.

З метою профілактики дисліпідемії в опитування були включені питання, як часто студенти вживають смажену картоплю, чіпси, якому м'ясу віддають перевагу. Анкетування виявило наступне: 96,6 студентів вживають смажену картоплю кожен день або кілька разів на тиждень, 76,6 % студентів їдять чіпси, 18,8 % студентів віддають перевагу свинині. Тільки 11,1 % опитаних віддають перевагу м'ясу кролика, курячому м'ясу та рибі (Рис.6).

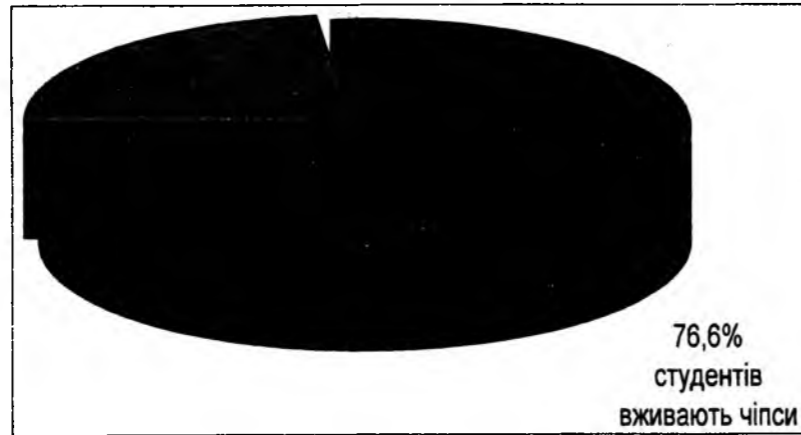


Рисунок 6. Фактори ризику гіпертонії. Дисліпідемія.

Обстеження студентів на предмет гіподинамії виявило наступне. Вранці роблять зарядку тільки 18,2 % студентів, тобто $\frac{1}{5}$ опитаних. В університет вранці ходять пішки тільки 11,7 % студентів (Рис.7).



Рисунок 7. Фактори ризику гіпертонії. Гіподинамія.

У 31,1 % студентів виявлено таку шкідливу звичку як куріння. Це дуже високий показник, враховуючи, що основний контингент обстежуваних – дівчата (Рис.8).

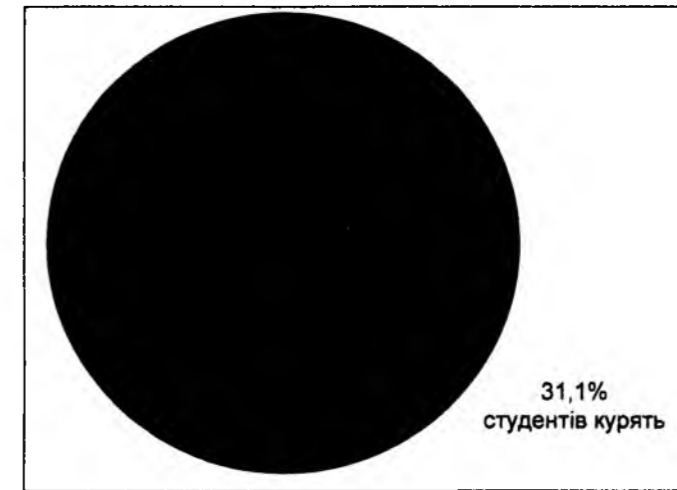


Рисунок 8. Фактори ризику гіпертонії. Куріння.

Не краща ситуація зі ще однією шкідливою звичкою – вживання алкоголю. 37,7 % (тобто більше третини обстежуваних) вживають пиво, вино, слабоалкогольні напої кілька разів на тиждень. 62 % опитуваних вживають алкоголь по святах. І тільки 0,3 % опитаних зовсім не вживають алкоголь (Рис. 9).



Рисунок 9. Фактори ризику гіпертонії. Вживання алкоголю.

0,3 % студентів пробували наркотики, зокрема, «план», «траву» (Рис.10).

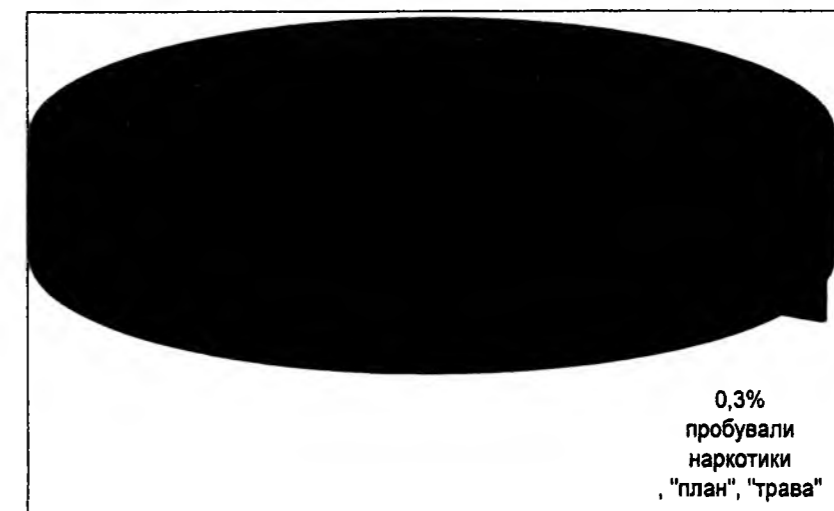


Рисунок 10. Фактори ризику гіпертонії. Вживання наркотиків.

Анкетування виявило підвищене нервово – психічне напруження у обстежених студентів. Так, у 70 % випадків виявлені стресові ситуації в групі, вдома (Рис.11).

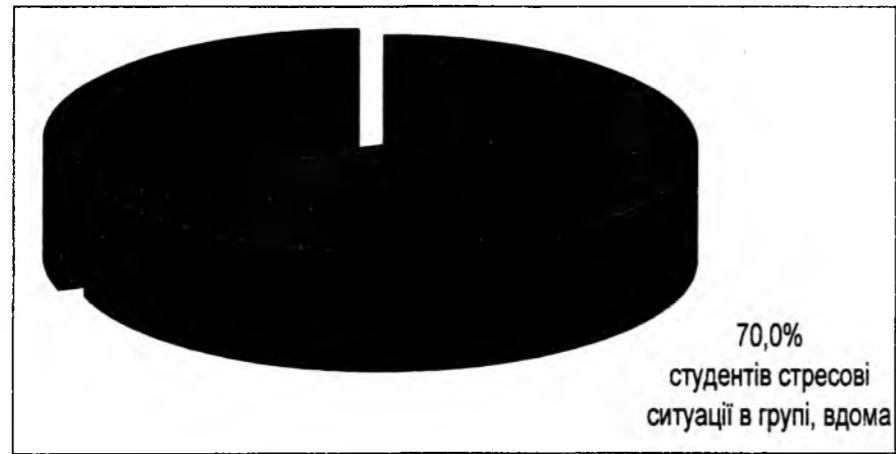


Рисунок 11. Підвищене нервово-психічне напруження.

0,2 % студенток користуються контрацептивами (Рис.12).

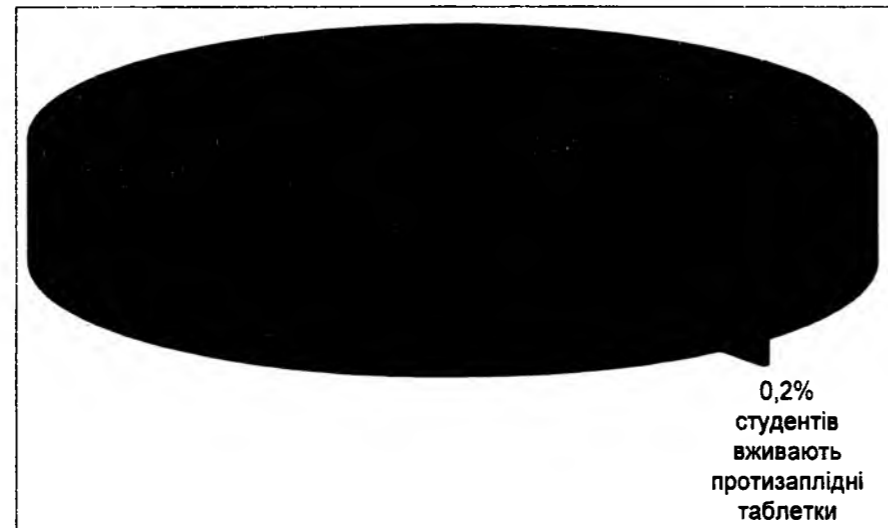


Рисунок 12. Фактори ризику гіпертонії. Застосування жінками контрацептивів.

Висновки

1. Студентів, в яких виявлено пограничну гіпертензію та високий нормальний тиск, рекомендовано взяти на диспансерний облік в санаторії – профілакторії університету з метою оздоровлення.
2. Вимагають спостереження у лікаря студенти з обтяженою спадковістю по артеріальному тиску та студенти з надмірною масою тіла, особливо ті студенти, батьки яких мають теж надмірну масу тіла.
3. 70 % опитаних студентів не вміють справлятися зі стресовими ситуаціями, що вимагає від викладачів індивідуальної роботи зі студентами.
4. На заняттях з валеології та основ медичних знань звертати увагу на такі фактори ризику гіпертонії як культури харчування, гіподинамії, шкідливим звичкам, значенню кухонної солі в розвитку гіпертензій.

Література

1. Актуальні питання діагностики та лікування артеріальної гіпертензії // Клін. фармак., фізіол., біохімія. – 1997. – №2. – С. 123 – 134.
2. Аліментарна корекція основних факторів ризику ішемічної хвороби серця та деяких інших хронічних неінфекційних захворювань: Метод. рекомендації. Сост. Давиденко І.В. Програма Сінді – Україна. Український НДІ кардіології імені М.Д.Стражеска, Київський міський центр здоров'я. – К., 1998. – 205 с.
3. Амосова Е.Н. Клиническая кардиология: – К.: Здоров'я, 1998. – Т.1. – 710 с.

4. Бокарев И.М., Киселева З.М. Артериальные гипертонии и их лечение. – М.: Медицинское информационное агентство, 2005. – 168 с.: ил.
5. Дзяк Г.В., Висильева Л.И. Артериальная гипертензия: Метод.пособие в таблицах и схемах. – Днепропетровск, 1998. – 151 с.
6. Дональд Е., Рацки Д., Джексон Т., Смит М. С. Секреты артериальной гипертонии / Пер. с англ.М.: «Издательство Бином», 2005. – 168 с., ил.
7. Кузько Н.В., Кузько Ю.Н., Кузько И.Н. Диагностика, лечение и профилактика гипертонической болезни на врачебном участке: – Київ.: Здоров'я, 2004. – 406 с.
8. Передерій В.Г., Ткач С.М. Клінічні лекції з внутрішніх хвороб. Т.1. – К., 1998. – 348 с.
9. Рекомендації українського товариства кардіологів з профілактики та лікування артеріальної гіпертензії. – К., 1999. – 49 с.
10. Свищенко Е.П., Коваленко В.Н. Гипертоническая болезнь. – Київ: Либідь, 2002. – 380 с.
11. Смирнова І.П., Свищенко О.П., Горбась І.М. Проблема артеріальної гіпертензії в Україні: Національна програма профілактики і лікування // Клін фармак., фізіол., біохімія. – 1997. - №2. – С.70-79.
12. Chobanian A.V., Gauras H. Hypertension // Clinical Symposia. – Ciba-GeiGY. – 1990. V. – P.5-32.

Стаття поступила до редакції 11.08.2008 р.; прийнята до друку 28.08.2008 р.

Воробель А. В. – кандидат біологічних наук, доцент кафедри анатомії і фізіології людини і тварин Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

Рецензент: доктор медичних наук, професор кафедри анатомії та фізіології людини та тварин Грицуляк Б. В.

ВПЛИВ ТИПУ ФІТОЦЕНОЗУ НА СПРЯМОВАНІСТЬ ТА ІНТЕНСИВНІСТЬ МІКРОБІОЛОГІЧНИХ ПРОЦЕСІВ У ҐРУНТІ БАГАТОРІЧНОГО ПЕРЕЛОГУ

I. М. Малиновська

Національний науковий центр «Інститут землеробства Української академії аграрних наук»

Наведено результати вивчення чисельності мікроорганізмів, їх фізіологічної активності, напруженості процесів мінералізації та іммобілізації сполук азоту і вуглецю ґрунті перелогових ділянок з різним типом фітоценозу, екстенсивного та інтенсивного агроземів. Встановлено суттєвий вплив ботанічного складу фітоценозу на перебігання мікробіологічних процесів у ґрунті багаторічного перелогу.

Ключові слова: ґрунт, мікрофлора, фітоценоз.

Malynovska I.M. Effect of phytocenosis type on the microbiological process direction and intensity in soil of fallow land of long standing. The results of the study of microorganisms number, their physiological activity, mineralization process intensity, nitrogen and carbon compound immobilization in soil of fallow land plots with different phytocenosis type, extensive and intensive agrozeems are adduced. The essential effect of botanical composition of phytocenosis on the course of microbiological processes in soil of fallow land of long standing is established.

Key words: soil, microorganism, phytocenosis.

Вступ

Розораність сільськогосподарських угідь в Україні протягом останніх десятиліть досягла 82-96%, що призвело до інтенсифікації ерозійних процесів. Щорічні втрати ґрунту складають 600 млн.т, у тому числі - близько 20 млн.т гумусу [1]. Одним із шляхів поліпшення екологічної ситуації в агроландшафтах є виведення ґрунтів із сільськогосподарського використання (2 млн.га – під ліси), або зміна їх цільового призначення – переведення під трав'янисті біогеоценози – 10 млн. га (Постанова Мінагрополітики України та Президії УААН, 2000 р.). Вилучання земельних угідь вимагає фундаментальних знань функціонування всіх рівней екосистеми, у тому числі, ґрунтового мікробіоценозу, який тісно пов'язаний з життєдіяльністю рослинного покриву. Згідно уявлень сучасної молекулярної біології, співіснування рослин і мікроорганізмів розглядається як функціонування єдиної генетичної системи, яка регулюється специфічними рослинними і бактеріальними генами [2].

З цієї точки зору, ботанічний склад фітоценозу, поряд з агрохімічними і фізичними властивостями ґрунту, повинен визначати стан бактеріального ценозу його ризосфери. Тому було розпочато дослідження впливу типу фітоценозу і способу використання ґрунту на чисельність і фізіологічну активність мікроорганізмів основних еколого-трофічних груп мікробіоценозу сірого лісового ґрунту.

Матеріали і методи

Дослідження були проведені на прикладі сірого лісового ґрунту на територіально близьких ділянках: 1,2,3 - ґрунт, виведений з сільськогосподарського використання у 1987 році, 1 - різнотравно-наземнокуничковий фітоценоз; 2 - різнотравно-високорайграсовий фітоценоз; 3 - різнотравно-валійськокострицево-високорайграсовий фітоценоз; 4-5 – агроземи стаціонарного дослідження, закладеного в 1987 році: 4 – контроль, польова сівозміна без використання мінеральних і органічних добрив (екстенсивний агрозем); 5 – польова сівозміна з насиченістю мінеральними добривами $N_{96}P_{108}K_{112,5}$ по фоні заорювання побічної продукції рослинництва (інтенсивний агрозем).

Відбір ґрунтових зразків проводили протягом другої третини вегетаційного періоду: 16 липня 2006 року в період 14-добової посухи і 10 липня 2007 року впродовж 30-добової посухи, яка перемежалася поодинокими дощами. На початку квітня 2007 року на перелогох відбулася пожежа середньої інтенсивності, в результаті якої на 90% площі вигоріло мохове покриття, лишайники, підстилка, підрост дерев.

Чисельність мікроорганізмів основних еколого-трофічних груп оцінювали методом посіву на відповідні поживні середовища [3]. Показник інтенсивності процесів мінералізації сполук азоту розраховували за Є.Н.Мішустіним і Є.В. Руновим [4], індекс педотрофності – за Д.І.Нікітіним і В.С.Нікітіною [5], активність процесу мінералізації гумусу – за І.С.Демкіною та Б.Н.Золотарьовою [6]

Вірогідність формування бактеріальних колоній (ВФК) визначали за методом *S.Ishikuri and T.Hattori*, який описано П.А.Кожев'їним з спів.[7].

Фітотоксичні властивості ґрунту визначали з використанням рослинних біотестів (озима пшениця) за Н.А.Красильніковим [8].

Статистичну обробку результатів проводили з використанням сучасних програм *Microsoft Excel*.

Результати та обговорення

В результаті проведених досліджень встановлено, що стан мікробіоценозів визначається, насамперед, фазою розвитку фітоценозу: до цвітіння кількість мікроорганізмів основних еколого-трофічних груп збільшується, а у фазі досягання насіння – зменшується. Особливо контрастними у цьому відношенні є варіанти 2 і 3 (табл.1). В ризосфері різнотравно-високорайграсового фітоценозу (вар.2) чисельність мікроорганізмів набагато більша за різнотравно-валійськокострицево-високорайграсовий фітоценоз (вар.3): амоніфікаторів – у 3,50 рази, іммобілізаторів мінерального азоту – в 1,74, олігонітрофілів – у 1,56, педотрофів – в 1,36, целюлолітиків – в 2,90, полісахаридсинтезуючих – в 1,32, автохтонних – в 1,41, стрептоміцетів - в 1,27, мобілізаторів мінеральних фосфатів – в 12,0, мобілізаторів орґанофосфатів – в 10,5 разів (дані 2006р). У 2007 році зберігається аналогічна тенденція - чисельність мікроорганізмів у ризосфері варіанту 2 перевищує відповідні показники варіанту 3: амоніфікаторів – на 113 %, іммобілізаторів мінерального азоту – на 17,5, олігонітрофілів – на 133,6, педотрофів – на 152,3, полісахаридсинтезуючих – на 266,4, автохтонних – на 192, стрептоміцетів - на 54,0% (табл.2).

Згідно багаторічним даним, у ґрунті перелогу азотобактер виявляється у незначній кількості, що свідчить, на нашу думку, не про низький рівень родючості ґрунту, як вважали раніше [9,10], а лише про достатність мінерального живлення.

Фізіологічна активність мікроорганізмів, яку визначали через вірогідність формування колоній, вища у ґрунті фітоценозу варіанту 2 (дані 2006 року): амоніфікаторів – на 80%, іммобілізаторів мінерального азоту – на 67,6, олігонітрофілів – на 26,5, нітрифікаторів – на 50,0, денітрифікаторів – на 282% і т.і. (табл.3). Відповідні дані 2007 року складають для: амоніфікаторів – 35,7%, іммобілізаторів мінерального азоту – 23,3, олігонітрофілів – 39,5, мікроміцетів – 40,0% (табл.3). Така різниця пов'язана, на наш погляд, з тим, що фітоценоз варіанту 3 проходить максимум вегетативного розвитку раніше за фітоценози 1 і 2, і в період проведення досліджень більшість рослин знаходиться у фазі дозрівання насіння.

Стан мікробіоценозу ґрунту під різнотравно-наземнокуничковим фітоценозом (вар.1) близький до стану бактеріального ценозу варіанту 2, що обумовлено подібністю їх ботанічного складу. В ньому також збільшений вміст амоніфікаторів, іммобілізаторів мінерального азоту, олігонітрофілів, денітрифікаторів, педотрофів, целюлозоруйнівних мікроорганізмів, полісахаридсинтезуючих мікроорганізмів, стрептоміцетів (табл.1,2). За фізіологічною активністю мікроорганізми ґрунту різнотравно-наземнокуничкового фітоценозу (вар.1) займають у 2006 році проміжне положення між варіантами 2 і 3, але у нітрифікаторів і олігонітрофілів вірогідність формування колоній найвища серед перелогових фітоценозів (табл.3). Однак у 2007 році ця залежність не спостерігається: ВФК мікроорганізмів має максимальне значення серед розрахованих показників у амоніфікаторів і педотрофів, середнє або мінімальне значення - у денітрифікаторів, мікроміцетів, мобілізаторів мінеральних фосфатів) (табл.4).

Особливістю 2007 року є велика чисельність мікроорганізмів, які деструкують органічні сполуки фосфору. Якщо у 2005-2006 роках максимальна кількість цих мікроорганізмів спостерігалась у ґрунті інтенсивного агрозему і складала 25,1-31,4 млн. КУО/г, то у 2007 році відповідний показник склав 73,1 млн. КУО/г. Набагато більшими у 2007 році були також показники вмісту мобілізаторів орґанофосфатів в інших варіантах використання сірого лісового ґрунту.

Для порівняння мікробіологічних процесів, які проходять при вилученні ґрунтів, з тими, що протікають під антропогенним впливом, вивчали стан мікробіоценозів двох агроземів: екстенсивного (в таблиці -вар.4) і інтенсивного (вар.5). Як видно з даних таблиці 1, кількісний склад мікробіоценозів перелогових ділянок 1 і 2 подібний до стану мікробіоценозу агроземів. Суттєвою різницею є низька чисельність азотобактеру у перелоговому ґрунті і високий вміст нітрифікаторів, який перевищує відповідний показник екстенсивного агрозему на 56,9-88,1%, інтенсивного агрозему – на 94,5-133%. У 2007 році перелогові ділянки значно відрізняються від агроземів і більш подібні одна до одної за кількісним складом мікробіоценозів (табл.2).

Згідно багаторічним даним, денітрифікація найбільш активно протікає у ґрунті інтенсивного агрозему внаслідок внесення екзогенних легкодоступних сполук азоту мінеральних добрив, менш активно - в ґрунті перелогу, і найменш активно - в екстенсивному агроземі. За отриманими даними, чисельність денітрифікаторів максимальна на перелогових ділянках 1, 2 і мінімальна - у ґрунті інтенсивного агроценозу і варіанті перелогу 3. Більш висока активність денітрифікації у ґрунті перелогу може бути пояснена ущільненням ґрунту, виведеного з сільськогосподарського обробітку, більшою густотою рослин на одиниці площі, а отже, і більшою активністю процесів симбіотичної, асоціативної і незалежної від рослин азотфіксації, які призводять до зростання вмісту сполук азоту у ґрунті перелогу і на кінцевому етапі циклу азоту можуть бути субстратами для проходження більш інтенсивної денітрифікації.

Суттєвою різницею з багаторічними даними є зменшення у ґрунті екстенсивного варіанту чисельності полісахаридсинтезуючих мікроорганізмів і збільшення чисельності мобілізаторів мінеральних і органічних фосфатів.

Таблиця 1. Вплив типу фітоценозу на чисельність мікроорганізмів у сірому лісовому ґрунті багаторічного перелогу, млн. КУО*/ г абсолютно сухого ґрунту, дані 2006 року

| № | Варіант | Амоніфікатори | Імобілізатори мінерального азоту | Олігонітрофіли | Азотобактер, %обростання грудочок ґрунту | Нітрифікатори | Денітрифікатори | Педотрофи | Целюлозоруйні вні бактерії | Полісахаридсинтезуючі | Автохтонні | Стрептоміцети | Мікроміцети | М-и, які мобілізують мінеральні фосфати | М-и, які мобілізують органічні фосфати |
|---|--|---------------|----------------------------------|----------------|--|---------------|-----------------|-----------|----------------------------|-----------------------|------------|---------------|-------------|---|--|
| 1 | Перелог, різнотравно-наземно-куничковий фітоценоз | 31,6 | 29,9 | 41,9 | 15,3 | 42,2 | 113,3 | 25,8 | 11,7 | 4,80 | 159,3 | 17,5 | 60,1 | 3,43 | 6,87 |
| 2 | Перелог, різнотравно-високо-райграсовий фітоценоз | 44,5 | 31,0 | 37,9 | 0 | 46,9 | 144,8 | 25,2 | 16,9 | 9,00 | 152,3 | 13,1 | 47,7 | 18,6 | 35,8 |
| 3 | Перелог, різнотравно-валійсько-кострицево-високо-райграсовий фітоценоз | 12,7 | 17,8 | 24,3 | 14,7 | 50,6 | 9,75 | 18,5 | 5,81 | 6,84 | 108,1 | 10,3 | 31,4 | 1,54 | 3,42 |
| 4 | Агрозем, без добрив, пшениця | 35,9 | 35,7 | 45,6 | 100 | 26,9 | 20,4 | 33,3 | 16,7 | 0,34 | 166,6 | 15,0 | 41,1 | 9,86 | 4,76 |
| 5 | Агрозем, N ₉₆ P ₁₀₈ K _{112,5} + побічна продукція рослинництва, пшениця | 23,0 | 27,4 | 40,3 | 47,2 | 21,7 | 9,64 | 29,8 | 14,9 | 1,69 | 204,4 | 12,9 | 45,7 | 4,40 | 2,37 |
| | НІР ₀₅ | 4,2 | 1,8 | 3,5 | 5,2 | 3,4 | 10,2 | 3,4 | 4,7 | 3,0 | 7,0 | 2,9 | 4,0 | 2,0 | 3,1 |

70

Таблиця 2. Вплив типу фітоценозу на чисельність мікроорганізмів у сірому лісовому ґрунті багаторічного перелогу, млн. КУО*/ г абсолютно сухого ґрунту, дані 2007 року

| № | Варіант | Амоніфікатори | Імобілізатори мінерального азоту | Олігонітрофіли | Азотобактер, %обростання грудочок ґрунту | Денітрифікатори | Педотрофи | Целюлозоруйні вні бактерії | Полісахаридсинтезуючі | Автохтонні | Стрептоміцети | Мікроміцети | Мобілізатори мінерал. фосфатів | Кг | Мобілізатори органічних фосфатів |
|---|--|---------------|----------------------------------|----------------|--|-----------------|-----------|----------------------------|-----------------------|------------|---------------|-------------|--------------------------------|-------|----------------------------------|
| 1 | Перелог, різнотравно-наземно-куничковий фітоценоз | 192,8 | 191,1 | 81,3 | 0 | 126,0 | 108,8 | 74,4 | 7,25 | 22,3 | 55,0 | 59,9 | 3,0 | 1,15 | 65,9 |
| 2 | Перелог, різнотравно-високо-райграсовий фітоценоз | 267,5 | 123,8 | 80,6 | 0 | 17,4 | 194,5 | 47,5 | 4,25 | 29,2 | 40,5 | 92,6 | 1,0 | 0,40 | 46,3 |
| 3 | Перелог, різнотравно-валійсько-кострицево-високо-райграсовий фітоценоз | 125,3 | 105,4 | 34,5 | 0 | 17,4 | 77,1 | 55,2 | 1,16 | 10,0 | 26,3 | 91,3 | 3,0 | 0,68 | 51,0 |
| 4 | Агрозем, без добрив, горох | 30,5 | 82,8 | 45,2 | 98,7 | 2,78 | 56,2 | 45,7 | 6,66 | 27,0 | 25,2 | 25,2 | 23,2 | 0,983 | 36,3 |
| 5 | Агрозем, N ₉₆ P ₁₀₈ K _{112,5} + побічна продукція рослинництва, горох | 68,5 | 81,4 | 42,0 | 82,0 | 10,5 | 96,8 | 54,3 | 4,06 | 31,0 | 35,5 | 30,4 | 27,2 | 1,20 | 373,1 |
| | НІР ₀₅ | 14,1 | 16,4 | 5,2 | 6,0 | 5,8 | 9,3 | 3,4 | 1,8 | 3,8 | 8,0 | 4,2 | 1,9 | | 4,2 |

71

Таблиця 3. Вірогідність формування колоній мікроорганізмів у сірому лісовому ґрунті різноцільового використання, λ , год⁻¹ 10⁻², дані 2006 року

| № | Варіант | Амоніфікатори | Імобілізатори мінерального азоту | Олігонітрофіли | Нітрифікатори | Денітрифікатори | Педотрофи | Целюлозоруйні бактерії | Автохтонні | Мікроміцети | М-и, які мобілізують мінеральні фосфати | Маса 100 рослин тест-культури – озимої пшениці, г | | |
|---|--|---------------|----------------------------------|----------------|---------------|-----------------|-----------|------------------------|------------|-------------|---|---|---------|---------------|
| | | | | | | | | | | | | стебел | коріння | загальна маса |
| 1 | Перелог 1987р, різнотравно-наземно-куничковий фітоценоз | 1,60 | 4,40 | 5,50 | 1,56 | 0,76 | 3,10 | 7,10 | 1,55 | 3,90 | 7,20 | 6,22 | 6,46 | 12,7 |
| 2 | Перелог 1987р, різнотравно - високо-райграсовий фітоценоз | 3,60 | 6,20 | 4,30 | 1,50 | 13,0 | 3,00 | 3,40 | 1,19 | 4,40 | 8,90 | 6,46 | 5,86 | 12,3 |
| 3 | Перелог 1987р, різнотравно- валійсько-кострицево - високо-райграсовий фітоценоз | 2,00 | 3,70 | 3,40 | 1,00 | 3,40 | 2,60 | 15,2 | 1,40 | 4,30 | 5,30 | 6,40 | 5,60 | 12,0 |
| 4 | Агрозем, без добрив, пшениця | 3,20 | 4,40 | 9,80 | 0,90 | 1,50 | 3,70 | 4,10 | 1,46 | 2,30 | 3,70 | 5,26 | 5,84 | 11,1 |
| 5 | Агрозем, N ₉₆ P ₁₀₈ K _{112,5} + побічна продукція рослинництва, пшениця | 1,40 | 3,50 | 5,00 | 0,66 | 15,6 | 1,90 | 9,20 | 2,09 | 3,00 | 1,20 | 4,98 | 4,58 | 9,56 |
| | НІР ₀₅ | 0,35 | 0,6 | 0,8 | 0,3 | 0,5 | 0,7 | 2,8 | 0,3 | 0,6 | 1,0 | 0,2 | 0,2 | |

Таблиця 2. Вплив типу фітоценозу на чисельність мікроорганізмів у сірому лісовому ґрунті багаторічного перелогу, млн. КУО*/ г абсолютно сухого ґрунту, дані 2007 року

| № | Варіант | Амоніфікатори | Імобілізатори мінерального азоту | Олігонітрофіли | Азотобактер, %обростання грудочок ґрунту | Денітрифікатори | Педотрофи | Целюлозоруйні бактерії | Полісахаридсинтезуючі | Автохтонні | Стрептоміцети | Мікроміцети | Мобілізатори мінерал. фосфатів | Кг | Мобілізатори органічних фосфатів |
|---|--|---------------|----------------------------------|----------------|--|-----------------|-----------|------------------------|-----------------------|------------|---------------|-------------|--------------------------------|-------|----------------------------------|
| 1 | Перелог, різнотравно-наземно-куничковий фітоценоз | 192,8 | 191,1 | 81,3 | 0 | 126,0 | 108,8 | 74,4 | 7,25 | 22,3 | 55,0 | 59,9 | 3,0 | 1,15 | 65,9 |
| 2 | Перелог, різнотравно - високо-райграсовий фітоценоз | 267,5 | 123,8 | 80,6 | 0 | 17,4 | 194,5 | 47,5 | 4,25 | 29,2 | 40,5 | 92,6 | 1,0 | 0,40 | 46,3 |
| 3 | Перелог, різнотравно-валійсько-кострицево - високо-райграсовий фітоценоз | 125,3 | 105,4 | 34,5 | 0 | 17,4 | 77,1 | 55,2 | 1,16 | 10,0 | 26,3 | 91,3 | 3,0 | 0,68 | 51,0 |
| 4 | Агрозем, без добрив, горох | 30,5 | 82,8 | 45,2 | 98,7 | 2,78 | 56,2 | 45,7 | 6,66 | 27,0 | 25,2 | 25,2 | 23,2 | 0,983 | 36,3 |
| 5 | Агрозем, N ₉₆ P ₁₀₈ K _{112,5} + побічна продукція рослинництва, горох | 68,5 | 81,4 | 42,0 | 82,0 | 10,5 | 96,8 | 54,3 | 4,06 | 31,0 | 35,5 | 30,4 | 27,2 | 1,20 | 373,1 |
| | НІР ₀₅ | 14,1 | 16,4 | 5,2 | 6,0 | 5,8 | 9,3 | 3,4 | 1,8 | 3,8 | 8,0 | 4,2 | 1,9 | | 4,2 |

Таблиця 3. Вірогідність формування колоній мікроорганізмів у сірому лісовому ґрунті різноцільового використання, λ , год⁻¹ · 10⁻², дані 2006 року

| № | Варіант | Амоніфікатори | Імобілізатори мінерального азоту | Олігонітрофіли | Нітрифікатори | Денітрифікатори | Педотрофи | Целюзоруйні бактерії | Автотони | Мікроміцети | М-и, які мобілізують мінеральні фосфати | Маса 100 рослин тест-культури – озимої пшениці, г | | |
|---|---|---------------|----------------------------------|----------------|---------------|-----------------|-----------|----------------------|----------|-------------|---|---|---------|---------------|
| | | | | | | | | | | | | стебел | коріння | загальна маса |
| 1 | Перелог 1987р, різнотравно-наземно-куничковий фітоценоз | 1,60 | 4,40 | 5,50 | 1,56 | 0,76 | 3,10 | 7,10 | 1,55 | 3,90 | 7,20 | 6,22 | 6,46 | 12,7 |
| 2 | Перелог 1987р, різнотравно - високо-райграсовий фітоценоз | 3,60 | 6,20 | 4,30 | 1,50 | 13,0 | 3,00 | 3,40 | 1,19 | 4,40 | 8,90 | 6,46 | 5,86 | 12,3 |
| 3 | Перелог 1987р, різнотравно- валійсько-кострицево - високо-райграсовий фітоценоз | 2,00 | 3,70 | 3,40 | 1,00 | 3,40 | 2,60 | 15,2 | 1,40 | 4,30 | 5,30 | 6,40 | 5,60 | 12,0 |
| 4 | Агрозем, без добрив, пшениця | 3,20 | 4,40 | 9,80 | 0,90 | 1,50 | 3,70 | 4,10 | 1,46 | 2,30 | 3,70 | 5,26 | 5,84 | 11,1 |
| 5 | Агрозем, N ₉₆ P ₁₀₈ K _{112,5} +побічна продукція рослинництва, пшениця | 1,40 | 3,50 | 5,00 | 0,66 | 15,6 | 1,90 | 9,20 | 2,09 | 3,00 | 1,20 | 4,98 | 4,58 | 9,56 |
| | НІР ₀₅ | 0,35 | 0,6 | 0,8 | 0,3 | 0,5 | 0,7 | 2,8 | 0,3 | 0,6 | 1,0 | 0,2 | 0,2 | |

72

Таблиця 4. Вірогідність формування колоній мікроорганізмів (λ , год⁻¹ · 10⁻²) та показники інтенсивності мінералізаційних процесів у сірому лісовому ґрунті з різним типом фітоценозу, дані 2007 року

| Варіант | Вірогідність формування колоній мікроорганізмів | | | | | | | | | Коефіцієнт мінералізації азоту | Індекс педотрофності | Активність мінералізації гумусу % | Коефіцієнт опідзоленості |
|---|---|----------------------------------|----------------|-----------------|-----------|----------------------|-------------|-----------------------------------|----------------------------------|--------------------------------|----------------------|-----------------------------------|--------------------------|
| | Амоніфікатори | Імобілізатори мінерального азоту | Олігонітрофіли | Денітрифікатори | Педотрофи | Целюзоруйні бактерії | Мікроміцети | Мобілізатори мінеральних фосфатів | Мобілізатори органічних фосфатів | | | | |
| Перелог, різнотравно-наземно-куничковий фітоценоз | 5,5 | 4,3 | 5,0 | 0,20 | 4,6 | 5,1 | 1,7 | 1,7 | 2,3 | 0,99 | 0,56 | 20,5 | 0,42 |
| Перелог, різнотравно - високо-райграсовий фітоценоз | 3,8 | 5,3 | 6,0 | 0,96 | 4,4 | 5,3 | 2,8 | 3,6 | 1,4 | 0,46 | 0,73 | 15,0 | 0,30 |
| Перелог, різнотравно-валійсько-кострицево - високо-райграсовий фітоценоз | 2,8 | 4,3 | 4,3 | 4,70 | 4,3 | 6,6 | 2,0 | 3,1 | 3,5 | 0,84 | 0,61 | 13,0 | 0,28 |
| Агрозем, без добрив, горох | 1,4 | 2,8 | 4,6 | 0,89 | 4,0 | 5,9 | 1,6 | 4,2 | 0,9 | 2,71 | 1,84 | 48,0 | 1,48 |
| Агрозем, N ₉₆ P ₁₀₈ K _{112,5} +побічна продукція рослинництва, горох | 2,8 | 5,6 | 7,6 | 0,24 | 4,7 | 7,2 | 1,2 | 4,8 | 1,6 | 1,19 | 1,41 | 32,1 | 0,61 |
| НІР ₀₅ | 1,2 | 0,9 | 1,4 | 0,5 | 0,1 | 0,1 | 0,35 | 0,4 | 0,5 | | | | |

73

Оскільки бактеріальні полісахариди інтенсифікують мобілізацію мінеральних елементів із нерозчинних форм [11], то зростання чисельності полісахаридсинтезуючих бактерій можна розглядати як пристосування мікробіоценозу до нестачі мінеральних елементів. Причиною суттєвого покращення поживного режиму ґрунту і збільшення чисельності мікроорганізмів основних еколого-трофічних груп в ґрунті екстенсивного варіанту може бути заорювання побічної продукції попередника. Проведене у 2005 році заорювання зеленої біомаси озимого ріпаку вплинуло також на фітотоксичність ґрунту, яка, за багаторічними даними, була максимальною в екстенсивному варіанті. Однак, у 2006 році фітотоксичність ґрунту екстенсивного варіанту була нижчою за відповідний показник інтенсивного агроценозу, але, як і раніше, істотно більшою за токсичність ґрунту перелогу (табл.2).

Характерною особливістю 2007 року порівняно з минулими роками є низьке значення показників інтенсивності мінералізаційних процесів (табл. 3,4). Зокрема, ґрунт багаторічного перелогу характеризується меншим індексом педотрофності, коефіцієнтами опідзоленості і мінералізації азоту. Фітотоксичність ґрунту багаторічного перелогу була найменшою в усі досліджені роки, однак вплив пожежі призвів до зростання його фітотоксичності, в результаті чого він займає останню позицію разом з екстенсивним агроземом. Найменш токсичним виявився ґрунт ділянки з різнотравно-валійсько-кострицевим фітоценозом (вар3).

За напруженістю мінералізації сполук азоту і органічної речовини ґрунту у 2006 році відрізнявся мікробіоценоз варіанту 3 перелогу та інтенсивного агрозему. У мікробіоценозі варіанту 2 перелогу та екстенсивному агроземі процеси мінералізації проходили менш інтенсивно. У 2007 році, навпаки, максимальною інтенсивністю мінералізаційних процесів характеризується екстенсивний агрозем, потім – інтенсивний агрозем, перелогові ділянки характеризуються мінімальною інтенсивністю мінералізації як органічних речовин, так і сполук азоту (табл.4).

Активність мінералізації гумусу, незважаючи на коливання чисельності автохтонних мікроорганізмів, мінімальна у ґрунті варіанту 3 – в 3,7 і 2,46 разів нижча за відповідні показники ґрунту екстенсивного і інтенсивного агроземів (табл.4). Порівняння між собою агроземів показало, що як і у минулому році чисельність мікроорганізмів у ґрунті інтенсивного агроценозу більша за екстенсивний агрозем: амоніфікаторів – на 124,6 %, денітрифікаторів – на 27,8, педотрофів – на 72,2, целюлозоруйнівних – на 18,8, стрептоміцетів – на 14,8, мобілізаторів органофосфатів – на 101,3%. Також, як і у минулому році, кількість олігонітрофілів і мікроміцетів в обох агроземах приблизно однакова. На відміну від минулих років, чисельність азотобактеру у інтенсивному агроземі підвищилася з 1,33 до 82,0%, можливо завдяки культурі, яка вирощувалась у 2007 році – гороху. На відміну від минулих років, вміст іmobilізаторів мінерального азоту в ґрунті інтенсивного варіанту невеликий і не перевищує відповідний показник екстенсивного агрозему. Полісахаридсинтезуючих мікроорганізмів, також як і раніше, більше (на 64%) в екстенсивному агроземі, що вказує на нестачу мінеральних елементів.

На відміну від минулих років, коли найбільш токсичним був ґрунт екстенсивного агроценозу, у 2007 році токсичність обох агроземів приблизно однакова.

Порівняння стану мікробіоценозів агроземів з перелоговими ділянками показує, що більш близьким до природного, перелогового стану є стан мікробіоценозу інтенсивного агрозему. Про це свідчить як чисельність мікроорганізмів окремих еколого-трофічних груп, так і інтенсивність мінералізаційних та іmobilізаційних процесів.

Стан мікробіоценозу інтенсивного агрозему характеризується максимальною фізіологічною активністю мікроорганізмів агрономічно цінних еколого-трофічних груп, яка перевищує відповідний показник екстенсивного агрозему: амоніфікаторів – на 100%, іmobilізаторів мінерального азоту – на 100, олігонітрофілів – на 65,2, педотрофів – на 17,5, целюлозоруйнівних – на 22,0, мобілізаторів мінерального фосфору – на 14,3, мобілізаторів органофосфатів – на 77,8% (табл4).

Таким чином, стан мікробіоценозу перелогових ділянок сірого лісового ґрунту залежить, значною мірою, від ботанічного складу фітоценозу, його фази розвитку, і за основними характеристиками і напруженістю мінералізаційних процесів більш подібний до мікробіоценозу інтенсивного агрозему.

Висновки

1. Стан мікробіоценозу ґрунту перелогу залежить від ботанічного складу фітоценозу: за подібного складу фітоценозів спостерігаються однакові закономірності розвитку мікробіоценозів їх ризосфер.
2. Стан мікробіоценозів ґрунту перелогу з різнотравно-наземно-куничковим і різнотравно - високо-райграсовим фітоценозами більш подібний за основними характеристиками і напруженістю мінералізаційних процесів до мікробіоценозу інтенсивного агрозему, ніж мікробіоценоз ризосфери різнотравно - валійсько-кострицево - високо-райграсового фітоценозу.

Література

1. Сайко В.Ф., Боговін А.В., ін. Відновлення трав'янистих біогеоценозів на вирубаних з обробітку орних землях // Вісник аграрної науки. – 2006. - № 9. – С.8-12.
2. Биопрепараты в сельском хозяйстве // Методология и практика применения микроорганизмов в растениеводстве и кормопроизводстве / Под ред. Тихоновича И.А., Круглова Ю.В. – М., 2005. – 154с.
3. Теттер Е.З., Шильникова В.К., Переверзева Г.И. Практикум по микробиологии. – М.: Дрофа. – 2004. – 256 с.

4. Мишустин Е.Н., Рунов Е.В. Успехи разработки принципов микробиологического диагностирования состояния почв // Успехи современной биологии. – М.: АН СССР, 1957. – Т.44. – С. 256-267.
5. Никитин Д.И., Никитина В.С. Процессы самоочищения окружающей среды и паразиты растений. – М.: Наука. – 1978. – 205 с.
6. Демкина Т.С., Золотарева Б.Н. Микробиологические процессы в почвах при различных уровнях интенсификации земледелия // Микробиологические процессы в почвах и урожайность сельскохозяйственных культур. – Вильнюс. – 1986. – С.101-103.
7. Кожевин П.А., Кожевина Л.С., Болотина И.Н. Определение состояния бактерий в ґрунті // Доклады АН СССР. – 1987. – т.297., № 5. - С.1247 -1249.
8. Методы изучения почвенных микроорганизмов и их метаболитов (Ответственный редактор Н.А. Красильников). – М.: МГУ. – 1966. – 162с.
9. Функціонування мікробних ценозів ґрунту в умовах антропогенного навантаження / Андрук К.І., Іутицька Г.О., Антипчук А.Ф. та ін. – К.: Обереги, 2001. – 240с.
10. Мишустин Е.Н. Микробиологическая диагностика состояния почвы // Советская агрономия. – 1946. - №10. – С.61-67.
11. Малиновська І.М. Агроекологічні основи мікробіологічної трансформації біогенних елементів ґрунту / Автореф. доктор. дис. . – Київ, 2003. – 34 с.

Стаття поступила до редакції 06.07.2008 р.; прийнята до друку 12.08.2008 р.

Малиновська І. М. – доктор сільськогосподарських наук, Національний науковий центр «Інститут землеробства Української академії аграрних наук».

Рецензент: Доктор сільськогосподарських наук, професор кафедри агрохімії та ґрунтознавства Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника Волощук М. Д.

МОДЕЛІ РОЗПОДІЛУ ОСОБИН НА ПРОБНИХ ПЛОЩАХ:
3. СТАТИСТИЧНІ ХАРАКТЕРИСТИКИ. КОРЕЛЯЦІЙНИЙ
ТА РЕГРЕСІЙНИЙ АНАЛІЗИ

О.Г. Сіренко¹, О.В. Кузишкін², Л.Я. Мідак²

¹Національний ботанічний сад ім. М.М. Гришка Національної Академії Наук України,
вул. Тимірязєвська, 1, Київ, 01014, Україна

²Прикарпатський національний університет імені Василя Стефаника,
вул. Шевченка, 57, Івано-Франківськ, 76025, Україна

Вступ

Приведені статистичні характеристики просторового розподілу ялини особин *Pinus cembra* L. та *Picea abies* на пробних площах, закладених за двома схемами для чорнично-зеленомохової (асоціація I) та сфагнової (асоціація II) структур. Виявлені кореляційні зв'язки між параметрами просторового розподілу особин. Обґрунтовано надійність визначення закону просторового розподілу особин за показником ступеня просторової агрегації та інших показників. Показана можливість опису просторового розподілу особин за нормальним законом Гаусса.

Ключові слова: *Pinus cembra* L., кедр, *Picea abies*, ялина, пробна площа, елементарна комірка, асоціація, особина, середнє арифметичне, дисперсія, середнє квадратичне відхилення, коефіцієнт варіації, ступінь просторової агрегації, початковий момент, центральний момент, показник асиметрії, показник ексцесу, вибіркова сукупність, генеральна сукупність, коефіцієнт кореляції, нормальний розподіл Гаусса.

Sirenko O.H., Kuzishyn O.V. The models of species' distribution on the test area: statistic characteristics, correlative and regressive analysis. Statistic characteristics of steric distribution of cedar and spruce on the test areas are illustrated. The correlation relation of steric distribution of species has been found. The reliability of determining the law of steric distribution of species with the degree of steric aggregation has been proved. Possibility of description of steric distribution of species with normal Gauss law is shown.

Key words: *Pinus cembra* L., cedar, *Picea abies*, spruce, test area, elementary unit, association, species, average, variance, root-mean-square deviation, variation coefficient, degree of steric aggregation, initial moment, central moment, asymmetry factor, excess factor, random set, correlation coefficient, normal Gauss distribution.

Вступ

Відомо [1-5], що за показники ступеня просторового розподілу особин на пробних площах приймають:

- показники подібності популяцій [1];
- показники фенетичної подібності [1];
- показники радіальної функції [2], за допомогою яких визначають моделі випадкового, групового та рівномірного (регулярного) розподілів на коловій пробній площі;
- показник ступеня просторової агрегації особин ξ на квадратній пробній площі як відношення дисперсії до середньої величини, при цьому при дійсно випадковому просторовому розподілі цей розподіл визначається за законом Пуассона для дискретних випадкових величин, коли дисперсія чисельно дорівнює середньому, а показник $\xi = 1$, відхилення ξ від 1 приводить до моделі регулярного (рівномірного) ($\xi < 1$), або групового (плямистого, агрегаційного, контагіозного) ($\xi > 1$) розподілів [4,5].

Недоліки застосування показників радіальних функцій та ступеня просторової агрегації ξ особин на пробних площах для визначення моделей розподілу проаналізовані в [6], принаймні правдивість показника ξ у визначенні моделі просторового розподілу особин визначається лінійною залежністю дисперсії особин від величини пробної площі або середньої особин та оцінки за вибіркоким показником генерального показника.

Мета роботи в цілому полягала в тому, щоби за результатами дисперсійного аналізу виявити зв'язок між параметрами просторового розподілу особин на пробних площах, придатність показника ступеня просторової агрегації особин ξ для визначення моделі просторового розподілу особин ялини та кедру та використання моделі нормального розподілу Гаусса для опису цього розподілу.

У [7] приведені результати розрахунків числових статистичних характеристик просторового розподілу особин ялини та кедру на сукупних пробних площах, закладених за схемами 1 і 2 для асоціацій I і II [7, табл. 1-4], а результати розрахунків статистичних характеристик сукупних пробних площ для ялини та кедру, утворених за схемою 2 за таблицею випадкових чисел від 0 до 22 (для ялини) та 1-21 (для кедру) для

моделі асоціації I, зведені в табл. 5 і 6 [7]. Ці результати були використані в роботі для кореляційного та регресійного аналізу. У роботі [7] за критеріями Фішера, Кохрана та Бартлета показано, що ряди вибіркоких дисперсій особин кедру та ялини на сукупних пробних площах однорідні, а відповідні ряди генеральних дисперсій рівні, що дозволяє обґрунтовано проводити подальший статистичний аналіз.

Мета цієї частини роботи полягала в установленні щільності лінійного і нелінійного зв'язків за допомогою кореляційного та регресійного аналізу між вибіркокими числовими характеристиками $[S, S^2, \left(\frac{S}{\bar{x}}\right), \left(\frac{S^2}{\bar{x}}\right), \left(\frac{S}{\bar{x}}\right)^2]$ просторового розподілу особин ялини звичайної (далі ялини) та сосни кедрової європейської (далі кедр) асоціації I на сукупних пробних площах, закладених за схемами 1 і 2 (рис. 1 [7]) та за таблицею випадкових чисел та розмірами пробних площ F і середньою \bar{x} , між числовими характеристиками \bar{x} , $S, S^2, \left(\frac{S}{\bar{x}}\right), \left(\frac{S^2}{\bar{x}}\right), \left(\frac{S}{\bar{x}}\right)^2$ двох схем 1 і 2 (рис. 1 [7]), особин ялини та кедр, схемою 2 дослідів та схемою 2 моделі випадкових чисел, двох математичних моделей (ялини та кедр) за таблицею випадкових чисел, двох асоціацій I і II (чорнично-зеленомохової та сфагнової структури), де S – середнє квадратичне відхилення; S^2 – дисперсія; \bar{x} – середнє арифметичне.

I. Експериментальна частина

1. Кореляційний аналіз

1.1. За результатами [7] шукали лінійний кореляційний зв'язок між величинами:

а) $S^2 \sim F; S \sim F; \left(\frac{S}{\bar{x}}\right) \sim F; \left(\frac{S^2}{\bar{x}}\right) \sim F; \left(\frac{S}{\bar{x}}\right)^2 \sim F$ (табл. 1); б) $S^2 \sim \lg F; S^2 \sim \ln F; S \sim \lg F; S \sim \ln F;$

$\left(\frac{S}{\bar{x}}\right) \sim \lg F; \left(\frac{S}{\bar{x}}\right) \sim \ln F; \left(\frac{S^2}{\bar{x}}\right) \sim \lg F; \left(\frac{S^2}{\bar{x}}\right) \sim \ln F; \left(\frac{S}{\bar{x}}\right)^2 \sim \lg F; \left(\frac{S}{\bar{x}}\right)^2 \sim \ln F$ (табл. 1); в) $\bar{x} \sim S^2;$

$\bar{x} \sim S; \bar{x} \sim \left(\frac{S}{\bar{x}}\right); \bar{x} \sim \left(\frac{S^2}{\bar{x}}\right); \bar{x} \sim \left(\frac{S}{\bar{x}}\right)^2$ (табл. 1); г) $\bar{x}_1 \sim \bar{x}_2; S_1^2 \sim S_2^2; S_1 \sim S_2; \left(\frac{S}{\bar{x}}\right)_1 \sim \left(\frac{S}{\bar{x}}\right)_2;$

$\left(\frac{S^2}{\bar{x}}\right)_1 \sim \left(\frac{S^2}{\bar{x}}\right)_2; \left(\frac{S}{\bar{x}}\right)_1^2 \sim \left(\frac{S}{\bar{x}}\right)_2^2$ (табл. 3), де індекси 1 і 2 – номери схем об'єднання вихідних базових

пробних площ (рис. 1 [7]); г) $\bar{x}_\alpha \sim \bar{x}_\kappa; S_\alpha^2 \sim S_\kappa^2; S_\alpha \sim S_\kappa; \left(\frac{S}{\bar{x}}\right)_\alpha \sim \left(\frac{S}{\bar{x}}\right)_\kappa; \left(\frac{S^2}{\bar{x}}\right)_\alpha \sim \left(\frac{S^2}{\bar{x}}\right)_\kappa;$

$\left(\frac{S}{\bar{x}}\right)_\alpha^2 \sim \left(\frac{S}{\bar{x}}\right)_\kappa^2$ (табл. 4), де індекси α – ялина, κ – кедр; д) $\bar{x}_I \sim \bar{x}_{II}; S_I^2 \sim S_{II}^2; S_I \sim S_{II}; \left(\frac{S}{\bar{x}}\right)_I \sim \left(\frac{S}{\bar{x}}\right)_{II};$

$\left(\frac{S^2}{\bar{x}}\right)_I \sim \left(\frac{S^2}{\bar{x}}\right)_{II}; \left(\frac{S}{\bar{x}}\right)_I^2 \sim \left(\frac{S}{\bar{x}}\right)_{II}^2$ (табл. 5), де I – асоціація I (чорнично-зеленомохова структура); II – асоціація II (сфагнова структура).

Кореляційний аналіз (процедура розрахунків):

1.2. Вибірковий коефіцієнт кореляції r між випадковими величинами x і y розраховували за [8, 9]:

$$r = \frac{m_{1/1}}{S_x \cdot S_y}, \tag{1}$$

$$\text{де } m_{1/1} = \frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^k [(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})] = \frac{1}{k-1} \left[\sum_{i=1}^k (x_i y_i) - k \bar{x} \bar{y} \right] - \tag{2}$$

вибіркоким змішаний центральний момент другого порядку:

$$S_x = \sqrt{\frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^k (x_i - \bar{x})^2} = \sqrt{\frac{1}{k-1} \left[\sum_{i=1}^k (x_i^2) - k \bar{x}^2 \right]} - \tag{3}$$

вибіркоке середнє квадратичне відхилення для випадкової величини x ;

$$S_y = \sqrt{\frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^k (y_i - \bar{y})^2} = \sqrt{\frac{1}{k-1} \left[\sum_{i=1}^k (y_i^2) - k \bar{y}^2 \right]} - \tag{4}$$

вибіркоке середнє квадратичне відхилення для випадкової величини y .

У кінцевому вигляді формула для розрахунку вибіркового коефіцієнта кореляції набула вигляду:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^k (x_i y_i) - k\bar{x}\bar{y}}{\sqrt{\left[\sum_{i=1}^k (x_i^2) - k\bar{x}^2\right] \left[\sum_{i=1}^k (y_i^2) - k\bar{y}^2\right]}} \quad (5)$$

За вибіркоким коефіцієнтом кореляції r давали оцінку генеральному коефіцієнту кореляції ρ , визначену за [8-10]:

$$r \rightarrow \rho = \frac{M_{\chi_1}}{\sigma_x \cdot \sigma_y} \quad (6)$$

де $M_{\chi_1} = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu_x)(y - \mu_y) \varphi(x, y) dx dy$ – генеральний змішаний центральний момент другого порядку; μ_x, μ_y – математичні сподівання для випадкових величин x і y відповідно, визначених за [8]; σ_x, σ_y – генеральні середні квадратичні відхилення для випадкових величин x і y відповідно, визначених за [8]; $\varphi(x, y)$ – щільність двомірного розподілу x і y [8].

– математичні сподівання для випадкових величин x і y відповідно, визначених за [8]; σ_x, σ_y – генеральні середні квадратичні відхилення для випадкових величин x і y відповідно, визначених за [8]; $\varphi(x, y)$ – щільність двомірного розподілу x і y [8].

1.3. Так як обсяг виборок був обмежений ($N < 40-60$), то розподіл вибіркового коефіцієнта кореляції r буде суттєво відрізнятися від нормального закону розподілу Гаусса [8], то для перевірки нульової гіпотези рівності нулю генерального коефіцієнта кореляції $H_0: \rho = 0$ про відсутність лінійної кореляції між x і y і побудови довірчих інтервалів для генерального коефіцієнта кореляції ρ використали перетворення Фішера [8]:

$$z = \frac{1}{2} \ln \frac{1+r}{1-r} \quad (7)$$

Тут за [8] розподіл випадкової величини z добре осереднюється нормальним законом Гаусса з математичним сподіванням [8]:

$$\mu_z = \frac{1}{2} \ln \frac{1+\rho}{1-\rho} + \frac{\rho}{2(k-1)} \quad (8)$$

та середнім квадратичним відхиленням [8]:

$$\sigma_z = \frac{1}{\sqrt{k-3}} \quad (9)$$

1.4. Межі довірчого інтервалу для коефіцієнта кореляції при обмеженому обсязі вибірки визначала за перетворенням Фішера, будуючи спочатку довірчі інтервали для μ_z , визначаючи довірчу ймовірність [8]:

$$P \left[\left(Z - Z_T \left\{ 1 - \frac{\alpha}{2} \right\} \sigma_z \right) < \mu_z < \left(Z + Z_T \left\{ 1 - \frac{\alpha}{2} \right\} \sigma_z \right) \right] = 1 - \alpha, \quad (10)$$

$$\text{тобто } P \left[Z_1 < \mu_z < Z_2 \right] = 1 - \alpha, \text{ де } Z_1 = Z - Z_T \left\{ 1 - \frac{\alpha}{2} \right\} \sigma_z; Z_2 = Z + Z_T \left\{ 1 - \frac{\alpha}{2} \right\} \sigma_z, \quad (11)$$

а потім довірчі інтервали для ρ , визначаючи довірчу ймовірність [8]:

$$P \left[r_1 < \rho < r_2 \right] = 1 - \alpha, \quad (12)$$

$$\text{де } r_1 = \frac{\exp(2Z_1) - 1}{\exp(2Z_1) + 1}; r_2 = \frac{\exp(2Z_2) - 1}{\exp(2Z_2) + 1} \quad (13)$$

1.5. Для порівняння двох вибірових коефіцієнтів кореляції висували нульову гіпотезу $H_0: \rho_1 = \rho_2$ про статистичну рівність генеральних коефіцієнтів кореляції для двох виборок. Перевірка H_0 полягала у розрахунку Z_1 і Z_2 за [8]:

$$Z_1 = \frac{1}{2} \ln \frac{1+r_1}{1-r_1}; Z_2 = \frac{1}{2} \ln \frac{1+r_2}{1-r_2}; \quad (14)$$

та розрахунку:

$$Z_p = \left| \frac{Z_1 - Z_2}{\sqrt{\frac{1}{k_1 - 3} + \frac{1}{k_2 - 3}}} \right| \quad (15)$$

При виконанні нерівності $|Z_p| < Z_T \left\{ p = 1 - \frac{\alpha}{2} \right\}$, що знайдена для ймовірності $p = (1 - \alpha/2)$, гіпотезу H_0 про рівність коефіцієнтів кореляції приймають з ймовірністю $P = 1 - \alpha$, а при виконанні нерівності $|Z_p| \geq Z_T \left\{ p = 1 - \frac{\alpha}{2} \right\}$ гіпотезу H_0 відкидають з $\alpha = 1 - P$, тобто між генеральними коефіцієнтами ρ_1 і ρ_2 , які оцінюють за r_1 і r_2 , існує суттєва статистична різниця.

1.6. При обсязі виборки $N > 40-60$ та $\rho \neq 1$ (а в окремих випадках і для $N < 40-60$), враховуючи, що розподіл вибіркового коефіцієнта кореляції підпорядкований нормальному закону розподілу Гаусса [8] з параметрами: $\mu_r = \rho$;

$$\sigma_r = \frac{1 - \rho^2}{\sqrt{N - 1}} \quad (16)$$

Тоді величина [8]

$$z = \frac{r - \rho}{\sigma_r} = \frac{r - \rho}{1 - \rho^2} \sqrt{N - 1} \quad (17)$$

розподілена нормально з параметрами: $\mu_r = 0$; $\sigma_r^2 = 1$. Замінивши в (16) σ_r на S_r , отримаємо вибіркве середнє квадратичне відхилення [8]:

$$S_r = \frac{1 - r^2}{\sqrt{N - 1}}, \quad (18)$$

тоді отримаємо за [8] t-розподіл Стьюдента. Перевірка $H_0: \rho = 0$ зводиться до розрахунку:

$$t_p = \frac{r}{1 - r^2} \sqrt{N - 2}. \quad (19)$$

Якщо $|t_p| \leq t_T = t_{\alpha} \{ \alpha, f = N - 2 \}$ [10-12], то $H_0: \rho = 0$ приймають з

$P = 1 - \alpha$ (відсутня лінійна кореляція), а якщо $|t_p| > t_T = t_{\alpha}$, то $H_0: \rho = 0$ відкидають з $P = 1 - \alpha$ (тобто лінійна кореляція є). Довірча ймовірність та довірчий інтервал для генерального коефіцієнта кореляції будуть такі:

$$P \left[r - t_{\alpha} \{ \alpha, f = N - 2 \} \cdot S_r < \rho < r + t_{\alpha} \{ \alpha, f = N - 2 \} \cdot S_r \right] = 1 - \alpha \quad (20)$$

2. Регресійний аналіз

2.1. Рівняння зв'язку між випадковими величинами x і y знаходили за:

а) результатами кореляційного аналізу (лінійний зв'язок) [8]:

$$y = \bar{y} + r \frac{S_y}{S_x} (x - \bar{x}), \quad \text{або} \quad (21)$$

$$x = \bar{x} + r \frac{S_x}{S_y} (y - \bar{y}); \quad (22)$$

б) методом найменших квадратів (МНК): виходячи з квадратів відхилень експериментальних даних від розрахованих за моделлю для i -тої точки [13]:

$$\sum_{i=1}^N (y_i - \hat{y}_i)^2 \rightarrow \min, \quad (23)$$

$$\hat{y}_i = b_0 + b_1 x_i, \quad (24)$$

$$\sum_{i=1}^N [y_i - (b_0 + b_1 x_i)]^2 \rightarrow \min. \quad (25)$$

Знайдемо мінімум функції:

$$\begin{cases} \frac{\partial y}{\partial b_0} = 0; \\ \frac{\partial y}{\partial b_1} = 0. \end{cases} \quad (26)$$

Тоді отримаємо нормальну систему лінійних рівнянь [13]:

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^N [y_i - (b_0 + b_1 x_i)] = 0; \\ \sum_{i=1}^N [y_i x_i - (b_0 + b_1 x_i) x_i] = 0; \end{cases} \quad \text{або} \quad \begin{cases} \sum_{i=1}^N y_i = b_0 N + b_1 \sum_{i=1}^N x_i; \\ \sum_{i=1}^N y_i x_i = b_0 \sum_{i=1}^N x_i + b_1 \sum_{i=1}^N x_i^2 \end{cases} \quad (27)$$

$$\text{Звідки коефіцієнти рівняння [13]: } b_0 = \frac{\begin{vmatrix} \sum_{i=1}^N y_i & \sum_{i=1}^N x_i \\ \sum_{i=1}^N y_i x_i & \sum_{i=1}^N x_i^2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} N & \sum_{i=1}^N x_i \\ \sum_{i=1}^N x_i & \sum_{i=1}^N x_i^2 \end{vmatrix}}; \quad b_1 = \frac{\begin{vmatrix} N & \sum_{i=1}^N y_i \\ \sum_{i=1}^N x_i & \sum_{i=1}^N y_i x_i \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} N & \sum_{i=1}^N x_i \\ \sum_{i=1}^N x_i & \sum_{i=1}^N x_i^2 \end{vmatrix}} \quad (28)$$

МНК застосовували і для нелінійних рівнянь, попередньо провівши лінеаризацію.

2.2. Ступінь наближеності математичної моделі до емпіричних результатів (адекватності моделі) визначали за:

$$R^2 = 1 - \frac{SS_{ад}}{SS_{\{y\}}}, \text{ або } R = \sqrt{1 - \frac{S_{ад}^2}{S_{\{y\}}^2}} \quad (29)$$

Дисперсію адекватності розраховували за формулою [14]:

$$S_{ад}^2 = \frac{SS_{ад}}{f_{ад}} = \frac{\sum_{i=1}^N (y_i - \hat{y}_i)^2}{N - \lambda} \quad (30)$$

де $SS_{ад}$ – сума дисперсій адекватності; $f_{ад}$ – число ступенів вільностей при розрахунку дисперсії адекватності; y_i – експериментальний результат для i -тої точки; \hat{y}_i – значення y , що розраховано за рівнянням моделі для i -ї точки; λ – число коефіцієнтів у рівнянні моделі.

Дисперсію відновлення розраховували за формулою [14]:

$$S_{\{y\}}^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2}{N - 1} = \frac{SS_{\{y\}}}{f_{\{y\}}} \quad (31)$$

де \bar{y} – середній результат; $f_{\{y\}}$ – число ступенів вільностей при розрахунку дисперсії відновлення; $SS_{\{y\}}$ – сума дисперсій відновлення.

Тут $0 \leq R^2 \leq 1$, $0 \leq R \leq 1$, чим ближче R^2 , R до 1, тим міцніший лінійний або нелінійний зв'язок.

II. Результати та обговорення

1. У табл. 1 приведені результати розрахунків коефіцієнта кореляції між числовими статистичними характеристиками розподілу особин ялини (табл. 1, 2, 5 [7]) та кедр (табл. 3, 4, 6 [7]) на сукупних пробних площах, що закладені для асоціації I, та розмірами пробних площ F і середнім числа особин \bar{x} для схеми 1 (дослід), схеми 2 (дослід) та схеми 2 (за таблицею випадкових чисел). У табл. 1 приведені також результати розрахунку вибіркової випадкової величини z [8]. Перевіряли нульову гіпотезу ($H_0: \rho = 0$) про рівність нулю генерального коефіцієнта кореляції, порівнюючи значення розрахункової величини перетворення Фішера $|z|$ з теоретичним співвідношенням $(z_p \cdot \sigma_z) = (z_T \cdot \{1 - \alpha/2\} \cdot \sigma_z)$ для довірчої ймовірності $P = 1 - \alpha$ (рівня значущості при прийнятті рішення відносно H_0 $\alpha = 0,01$ та $\alpha = 0,05$). Квантиль нормованого нормального розподілу $(z_T \cdot \{1 - \alpha/2\} = z_p)$ знаходили для ймовірностей $P = 1 - \alpha/2 = 0,995$ та $P = 0,975$ за [8, табл. I] та [15, табл. II]. Якщо виявилось, що виконуються умови: $|z| \leq (z_T \cdot \{1 - \alpha/2\} \cdot \sigma_z)$, то $H_0: \rho = 0$ приймали (відсутній лінійний кореляційний зв'язок) з рівнем значущості $\alpha = 0,01$ та $\alpha = 0,05$ (з ймовірністю $P=0,99$ та $P=0,95$); якщо виявилось, що виконувалися умови: $|z| > (z_T \cdot \{1 - \alpha/2\} \cdot \sigma_z)$, то $H_0: \rho = 0$ відкидали (є надійний лінійний кореляційний зв'язок) з рівнем значущості $\alpha = 0,01$ та $\alpha = 0,05$ (з ймовірністю $P=0,99$ та $P=0,95$).

2. Введемо у науковий обіг математичних методів у біології означення ступеня нелінійності (ступеня лінійності) кореляційного зв'язку за показником Фішера z за співвідношеннями:

$$\xi_\alpha = \frac{(z_T \sigma_z)}{|z|} = \frac{(z_\alpha \sigma_z)}{|z|}; \left(\xi_\alpha = \frac{|z|}{(z_T \sigma_z)} = \frac{|z|}{(z_\alpha \sigma_z)} \right) \quad (32)$$

3. Для надійності висновків при прийнятті або відкиданні H_0 при малих обсягах вибірки та особливо для асоціації II ($k = 3$) перевірку $H_0: \rho = 0$ на основі даних вибірки здійснювали також за теоретичним критичним значенням коефіцієнта кореляції (нижньої межі довірчої ділянки), перевіряючи для $\alpha = 0,01$ та $\alpha = 0,05$ (ймовірностей $P=0,99$ та $P = 0,95$) за [13, табл. 2.1] виконання умов: якщо

$|r| \leq r_{кр.} \left\{ p = 1 - \alpha/2; f = k - 2 \right\} = r_\alpha$, то нульову гіпотезу H_0 приймали (відсутній лінійний кореляційний зв'язок) з $\alpha = 0,01$ та $\alpha = 0,05$; якщо $|r| > r_{кр.} \left\{ p = 1 - \alpha/2; f = k - 2 \right\} = r_\alpha$, то H_0 відкидали (є надійний лінійний кореляційний зв'язок) з $\alpha = 0,01$ та $\alpha = 0,05$.

4. Введемо у науковий обіг математичних методів у біології означення ступеня нелінійності (ступеня лінійності) кореляційного зв'язку за показником критичного значення коефіцієнта кореляції за співвідношеннями:

$$\xi_\alpha = \frac{r_{кр}}{|r|} = \frac{r_\alpha}{|r|}; \left(\xi_\alpha = \frac{|r|}{r_{кр}} = \frac{|r|}{r_\alpha} \right) \quad (33)$$

Введемо у науковий обіг математичних методів у біології означення ступеня нелінійності (ступеня лінійності) кореляційного зв'язку за критерієм Стюдента за співвідношеннями:

$$\xi_\alpha = \frac{t_\alpha}{|t_p|} = \frac{t_T}{|t_p|}; \left(\xi_\alpha = \frac{|t_p|}{t_\alpha} = \frac{|t_p|}{t_T} \right) \quad (34)$$

Таблиця 1. Коефіцієнти кореляції між числовими статистичними характеристиками просторового розподілу особин ялини та кедр на сукупних пробних площах, що закладені для асоціації I за схемою 1 і 2, та розмірами пробних площ і середньої кількості особин на площі.

| Кореляційний зв'язок між величинами | Схема 1 (дослід) | | | | Схема 2 (дослід) | | | | Схема 2 (математична модель; за таблицею випадкових чисел) | | | |
|-------------------------------------|------------------|---------------|--------------|--------------|------------------|---------------|--------------|--------------|--|---------------|--------------|--------------|
| | r | z | $\xi_{0,01}$ | $\xi_{0,05}$ | r | z | $\xi_{0,01}$ | $\xi_{0,05}$ | r | z | $\xi_{0,01}$ | $\xi_{0,05}$ |
| Ялина (асоціація I) | | | | | | | | | | | | |
| $S^2 \sim F$ | 0,348 | 0,363 | 2,90 | 2,20 | 0,810 | 1,127 | 1,07 | 1,41 | -0,685 | -0,838 | 1,09 | 1,21 |
| $S \sim F$ | 0,314 | 0,325 | 3,24 | 2,46 | 0,816 | 1,145 | 1,09 | 1,43 | -0,699 | -0,865 | 1,05 | 1,25 |
| $(S/\bar{x}) \sim F$ | -0,820 | -1,157 | 1,10 | 1,45 | 0,535 | 0,597 | 1,76 | 1,34 | -0,762 | -1,001 | 1,10 | 1,44 |
| $(S^2/\bar{x}) \sim F$ | -0,563 | -0,637 | 1,65 | 1,26 | 0,756 | 0,987 | 1,07 | 1,23 | -0,754 | -0,982 | 1,08 | 1,42 |
| $(S/\bar{x})^2 \sim F$ | -0,816 | -1,145 | 1,09 | 1,43 | 0,516 | 0,571 | 1,84 | 1,40 | -0,709 | -0,885 | 1,03 | 1,28 |
| $S^2 \sim \lg F, \ln F$ | 0,317 | 0,328 | 3,21 | 2,44 | 0,830 | 1,188 | 1,13 | 1,49 | -0,529 | -0,589 | 1,55 | 1,18 |
| $S \sim \lg F, \ln F$ | 0,297 | 0,306 | 3,44 | 2,61 | 0,849 | 1,253 | 1,19 | 1,57 | -0,533 | -0,594 | 1,54 | 1,17 |
| $(S/\bar{x}) \sim \lg F, \ln F$ | -0,828 | -1,181 | 1,12 | 1,48 | 0,686 | 0,840 | 1,25 | 1,05 | -0,872 | -1,341 | 1,47 | 1,94 |
| $(S^2/\bar{x}) \sim \lg F, \ln F$ | -0,494 | -0,541 | 1,95 | 1,48 | 0,816 | 1,145 | 1,09 | 1,43 | -0,798 | -1,093 | 1,20 | 1,58 |
| $(S/\bar{x})^2 \sim \lg F, \ln F$ | -0,815 | -1,142 | 1,08 | 1,43 | 0,660 | 0,793 | 1,33 | 1,01 | -0,845 | -1,238 | 1,36 | 1,79 |
| $\bar{x} \sim S^2$ | 0,259 | 0,265 | 3,97 | 3,02 | 0,951 | 1,842 | 1,75 | 2,30 | -0,560 | -0,633 | 1,44 | 1,09 |
| $\bar{x} \sim S$ | 0,230 | 0,234 | 4,50 | 3,42 | 0,941 | 1,747 | 1,70 | 2,18 | -0,563 | -0,637 | 1,43 | 1,09 |
| $\bar{x} \sim (S/\bar{x})$ | -0,838 | -1,214 | 1,15 | 1,52 | 0,542 | 0,607 | 1,73 | 1,32 | -0,952 | -1,853 | 2,03 | 2,67 |
| $\bar{x} \sim (S^2/\bar{x})$ | -0,615 | -0,717 | 1,47 | 1,12 | 0,869 | 1,329 | 1,26 | 1,66 | -0,877 | -1,363 | 1,49 | 1,97 |
| $\bar{x} \sim (S/\bar{x})^2$ | -0,818 | -1,151 | 1,09 | 1,44 | 0,540 | 0,604 | 1,74 | 1,33 | -0,942 | -1,756 | 1,93 | 2,53 |
| Кедр (асоціація I) | | | | | | | | | | | | |
| $S^2 \sim F$ | 0,768 | 1,015 | 1,04 | 1,27 | 0,858 | 1,286 | 1,22 | 1,61 | -0,518 | -0,574 | 1,59 | 1,21 |
| $S \sim F$ | 0,807 | 1,118 | 1,06 | 1,40 | 0,851 | 1,260 | 1,20 | 1,58 | -0,532 | -0,593 | 1,54 | 1,17 |
| $(S/\bar{x}) \sim F$ | -0,392 | -0,414 | 2,54 | 1,93 | 0,637 | 0,753 | 1,40 | 1,06 | -0,611 | -0,711 | 1,28 | 1,03 |
| $(S^2/\bar{x}) \sim F$ | 0,446 | 0,480 | 2,19 | 1,67 | 0,816 | 1,145 | 1,09 | 1,43 | -0,579 | -0,661 | 1,34 | 1,05 |
| $(S/\bar{x})^2 \sim F$ | -0,459 | -0,496 | 2,12 | 1,61 | 0,639 | 0,756 | 1,39 | 1,06 | -0,562 | -0,636 | 1,43 | 1,09 |
| $S^2 \sim \lg F, \ln F$ | 0,701 | 0,869 | 1,21 | 1,09 | 0,879 | 1,371 | 1,30 | 1,71 | -0,727 | -0,922 | 1,01 | 1,33 |
| $S \sim \lg F, \ln F$ | 0,732 | 0,933 | 1,13 | 1,17 | 0,888 | 1,412 | 1,34 | 1,77 | -0,737 | -0,944 | 1,04 | 1,36 |
| $(S/\bar{x}) \sim \lg F, \ln F$ | -0,549 | -0,617 | 1,71 | 1,30 | 0,810 | 1,127 | 1,07 | 1,41 | -0,876 | -1,358 | 1,49 | 1,96 |
| $(S^2/\bar{x}) \sim \lg F, \ln F$ | 0,373 | 0,392 | 2,68 | 2,04 | 0,906 | 1,505 | 1,43 | 1,88 | -0,840 | -1,221 | 1,34 | 1,76 |
| $(S/\bar{x})^2 \sim \lg F, \ln F$ | -0,626 | -0,735 | 1,43 | 1,09 | 0,802 | 1,104 | 1,05 | 1,38 | -0,844 | -1,235 | 1,35 | 1,78 |
| $\bar{x} \sim S^2$ | 0,803 | 1,107 | 1,05 | 1,38 | 0,099 | 0,099 | 10,6 | 8,08 | -0,666 | -0,804 | 1,13 | 1,16 |
| $\bar{x} \sim S$ | 0,851 | 1,260 | 1,20 | 1,58 | 0,035 | 0,035 | 30,1 | 22,9 | -0,673 | -0,816 | 1,12 | 1,18 |
| $\bar{x} \sim (S/\bar{x})$ | -0,288 | -0,296 | 3,56 | 2,70 | -0,602 | -0,696 | 1,51 | 1,15 | -0,938 | -1,721 | 1,89 | 2,48 |
| $\bar{x} \sim (S^2/\bar{x})$ | 0,515 | 0,570 | 1,85 | 1,40 | -0,210 | -0,213 | 4,94 | 3,76 | -0,875 | -1,354 | 1,48 | 1,95 |
| $\bar{x} \sim (S/\bar{x})^2$ | -0,361 | -0,378 | 2,79 | 2,12 | -0,574 | -0,653 | 1,61 | 1,23 | -0,924 | -1,616 | 1,77 | 2,33 |

5. Табличні значення z_p та розрахункові σ_z та $(z_p \cdot \sigma_z)$ дорівнювали:

а) для асоціації I за схемою 1 і 2 (експеримент = екс.) (табл. 1; 3; 4): $k = 9$, $\sigma_z = 0,4082$; $z_{0,995} = 2,58$; $z_{0,975} = 1,96$; для $\alpha=0,01$ ($z_{0,995} \cdot \sigma_z$)=1,053; для $\alpha = 0,05$ ($z_{0,975} \cdot \sigma_z$) = 0,800; $k = 9$, $f = 7$; для $\alpha = 0,01$; $r_{кр.} = r_{0,01} = 0,800$; для $\alpha = 0,05$ $r_{кр.} = r_{0,05} = 0,666$.

б) для асоціації I за схемою 2 (за таблицею випадкових чисел = т.в.ч.) (табл. 1; 5): $k = 11$, $\sigma_z = 0,3536$; $z_{0,995} = 2,58$; $z_{0,975} = 1,96$; для $\alpha = 0,01$ ($z_{0,995} \cdot \sigma_z$)=0,912; для $\alpha = 0,05$ ($z_{0,975} \cdot \sigma_z$) = 0,693; $k = 11$, $f = 9$; для $\alpha = 0,01$ $r_{кр.} = r_{0,01} = 0,740$; для $\alpha = 0,05$ $r_{кр.} = r_{0,05} = 0,602$.

6. У табл. 1, 3 – 5 жирним шрифтом показані: значущі коефіцієнти кореляції з $\alpha=0,01$ та $0,05$ або лише з $\alpha=0,05$ і відповідні розрахункові z та ступені лінійності кореляційних зв'язків з $\alpha=0,01$ і $0,05$, або лише з $\alpha=0,05$; нежирним шрифтом показані незначущі коефіцієнти кореляції з $\alpha=0,01$ і $0,05$ або лише з $\alpha=0,01$ і відповідні

розрахункові z та ступені нелінійності кореляційних зв'язків з $\alpha=0,01$ і $0,05$, або лише з $\alpha=0,01$. Є статистичні підстави перевірки значущості r за $r_{кр}$, якщо ступінь нелінійності за z : $\xi_{0,05} \leq 1,10$ при $\xi_{0,01} > 1$ ($\rho=0$) та $\xi_{0,05} > 1$ ($\rho \neq 0$), а також $\xi_{0,01} \leq 1,10$ при $\xi_{0,01} > 1$ ($\rho=0$), $\xi_{0,05} > 1$ ($\rho \neq 0$) та при ступені лінійності $\xi_{0,01} \leq 1,05$ при $\xi_{0,01} > 1$ ($\rho \neq 0$) і $\xi_{0,05} > 1$ ($\rho \neq 0$). Ця перевірка привела до таких результатів (табл. 2): статистичні висновки співпадають при оцінках значущості коефіцієнтів кореляції за z та $r_{кр}$, окрім зв'язків для кедр: $S^2 \sim \bar{x}$ (схема 1, асоціація I); $(S/\bar{x})^2 \sim \lg F$, $\ln F$ (схема 2, асоціація I); $S^2 \sim \lg F$, $\ln F$ (схема 2, асоціація I т.в.ч.); $S \sim \lg F$, $\ln F$ (схема 2, асоціація I т.в.ч.) – за z є лінійний зв'язок для $\alpha=0,01$ і $\alpha=0,05$; за $r_{кр}$ – він відсутній для $\alpha=0,01$ існує для $\alpha=0,05$.

Таблиця 2. Перевірка значущості коефіцієнтів кореляції та ступеня нелінійності (лінійності) за z та $r_{кр}$ (за результатами табл. 1) для асоціації I.

| Особина | Схема | Кореляційний зв'язок | $ z $ | $(z_r \sigma_z)$ | ξ_α | ξ_α | Статистичний висновок | $ r $ | $r_{кр}$ | ξ_r | ξ_r | Статистичний висновок | Приймання (+) або відкидання (-) H_0 | |
|----------------|-------|----------------------------|-------|------------------|--------------|--------------|-----------------------|-------|----------|---------|---------|-----------------------|--|-----------------------|
| | | | | | | | | | | | | | $\alpha=0,01$ | $\alpha=0,05$ |
| кедр | 1 | $(S/\bar{x})^2 \sim \lg F$ | 0,735 | 0,80 | 1,09 | 0,92 | $\rho=0$ | 0,626 | 0,666 | 1,06 | 0,94 | $\rho=0$ | + | + |
| кедр | 1 | $S^2 \sim \bar{x}$ | 1,107 | 1,053 | 0,95 | 1,05 | $\rho \neq 0$ | 0,803 | 0,80 | 1,00 | 1,00 | $\rho=0$ | $z: -$ $r_{кр}: +$ | $z: -$ $r_{кр}: -$ |
| ялина | 2 | $(S^2/\bar{x}) \sim F$ | 0,987 | 1,053 | 1,07 | 0,94 | $\rho=0$ | 0,756 | 0,80 | 1,06 | 0,95 | $\rho=0$ | + | - |
| ялина | 2 | $(S/\bar{x}) \sim \lg F$ | 0,840 | 0,80 | 0,95 | 1,05 | $\rho \neq 0$ | 0,686 | 0,666 | 0,97 | 1,03 | $\rho \neq 0$ | + | - |
| ялина | 2 | $(S/\bar{x})^2 \sim \lg F$ | 0,793 | 0,80 | 1,01 | 0,99 | $\rho=0$ | 0,660 | 0,666 | 1,01 | 0,99 | $\rho=0$ | + | + |
| кедр | 2 | $(S/\bar{x}) \sim F$ | 0,753 | 0,80 | 1,06 | 0,94 | $\rho=0$ | 0,637 | 0,666 | 1,05 | 0,96 | $\rho=0$ | + | + |
| кедр | 2 | $(S/\bar{x})^2 \sim F$ | 0,756 | 0,80 | 1,06 | 0,95 | $\rho=0$ | 0,639 | 0,666 | 1,04 | 0,96 | $\rho=0$ | + | + |
| кедр | 2 | $(S/\bar{x})^2 \sim \lg F$ | 1,104 | 1,053 | 0,95 | 1,05 | $\rho \neq 0$ | 0,802 | 0,80 | 1,0 | 1,0 | $\rho=0$ | $z: -$ $r_{кр}: +$ | $z: -$ $r_{кр}: -$ |
| ялина (т.в.ч.) | 2 | $S^2 \sim F$ | 0,838 | 0,912 | 1,09 | 0,92 | $\rho=0$ | 0,685 | 0,74 | 1,08 | 0,93 | $\rho=0$ | + | - |
| ялина (т.в.ч.) | 2 | $S \sim F$ | 0,865 | 0,912 | 1,05 | 0,95 | $\rho=0$ | 0,699 | 0,74 | 1,06 | 0,94 | $\rho=0$ | + | - |
| ялина (т.в.ч.) | 2 | $(S/\bar{x})^2 \sim F$ | 0,885 | 0,912 | 1,03 | 0,97 | $\rho=0$ | 0,709 | 0,74 | 1,04 | 0,96 | $\rho=0$ | + | - |
| ялина (т.в.ч.) | 2 | $S^2 \sim \bar{x}$ | 0,633 | 0,693 | 1,09 | 0,91 | $\rho=0$ | 0,56 | 0,602 | 1,08 | 0,93 | $\rho=0$ | + | + |
| ялина (т.в.ч.) | 2 | $S \sim \bar{x}$ | 0,637 | 0,693 | 1,09 | 0,92 | $\rho=0$ | 0,563 | 0,602 | 1,07 | 0,94 | $\rho=0$ | + | + |
| кедр (т.в.ч.) | 2 | $(S/\bar{x}) \sim F$ | 0,711 | 0,693 | 0,97 | 1,03 | $\rho \neq 0$ | 0,611 | 0,602 | 0,99 | 1,02 | $\rho \neq 0$ | + | - |
| кедр (т.в.ч.) | 2 | $(S^2/\bar{x}) \sim F$ | 0,661 | 0,693 | 1,05 | 0,95 | $\rho=0$ | 0,579 | 0,602 | 1,04 | 0,96 | $\rho=0$ | + | + |
| кедр (т.в.ч.) | 2 | $(S/\bar{x})^2 \sim F$ | 0,636 | 0,693 | 1,09 | 0,92 | $\rho=0$ | 0,562 | 0,602 | 1,07 | 0,93 | $\rho=0$ | + | + |
| кедр (т.в.ч.) | 2 | $S^2 \sim \lg F$ | 0,922 | 0,912 | 0,99 | 1,01 | $\rho \neq 0$ | 0,727 | 0,74 | 1,02 | 0,98 | $\rho=0$ | $z: -$ $r_{кр}: +$ | $z: -$ $r_{кр}: -$ |
| кедр (т.в.ч.) | 2 | $S \sim \lg F$ | 0,944 | 0,912 | 0,97 | 1,04 | $\rho \neq 0$ | 0,737 | 0,74 | 1,0 | 1,0 | $\rho=0$ | $z: -$ $r_{кр}: +$ | $z: -$ $r_{кр}: -$ |

7. Порівнюючи $|z|$ з $(z_r \sigma_z)$ та $|r|$ з $r_{кр}$ для $\alpha=0,01$ і $\alpha=0,05$ (табл. 1), можна зробити такі висновки:

1) при об'єднанні вихідних пробних площ, закладених за схемою 1 для асоціації I:

а) для особин ялини спостерігається тісний лінійний кореляційний зв'язок (із значущим коефіцієнтом кореляції в межах $|r| = 0,815 - 0,838$ зі ступенем лінійності $\xi_\alpha = 1,09 - 1,15$ для $\alpha=0,01$ та $\xi_\alpha = 1,43 - 1,52$ для $\alpha=0,05$ для таких числових статистичних характеристик розподілу:

$(S/\bar{x}) \sim F$, $\lg F$, $\ln F$, \bar{x} ; $(S/\bar{x})^2 \sim F$, $\lg F$, $\ln F$, \bar{x} ; при цьому із зростанням F , $\lg F$, $\ln F$, \bar{x} числові

характеристики (S/\bar{x}) та $(S/\bar{x})^2$ зменшуються (r має знак «мінус»); для решти числових характеристик

коефіцієнти кореляції незначущі $\xi_\alpha = 1,47 - 4,50$ для $\alpha=0,01$ та $\xi_\alpha = 1,12 - 3,42$ для $\alpha=0,05$, разом з тим можна відзначити, що показник просторової агрегації особин (S^2/\bar{x}) зменшується із зростанням сукупної пробної

Таблиця 3. Коефіцієнти кореляції між числовими статистичними характеристиками розподілу особин ялини та кедр між схемами об'єднання вихідних базових пробних площ 1 і 2, закладених для асоціації I.

| Кореляційний зв'язок між величинами | r | Z | $\xi_{0,01}$ | $\xi_{0,05}$ | r | Z | $\xi_{0,01}$ | $\xi_{0,05}$ |
|--|----------------------|--------|--------------|--------------|----------------------|--------|--------------|--------------|
| | Схема 1 ~ 2 (дослід) | | | | Схема 1 ~ 2 (дослід) | | | |
| | Ялина (дослід) | | | | Кедр (дослід) | | | |
| $\bar{x}_1 \sim \bar{x}_2$ | 0,904 | 1,494 | 1,42 | 1,87 | 0,189 | 0,191 | 5,51 | 4,19 |
| $S^2_1 \sim S^2_2$ | -0,042 | -0,042 | 25,1 | 19,1 | 0,784 | 1,056 | 1,0 | 1,32 |
| $S_1 \sim S_2$ | -0,030 | -0,030 | 35,1 | 26,7 | 0,814 | 1,139 | 1,08 | 1,42 |
| $(S/\bar{x})_1 \sim (S/\bar{x})_2$ | -0,477 | -0,519 | 2,03 | 1,54 | -0,714 | -0,895 | 1,18 | 1,12 |
| $(S^2/\bar{x})_1 \sim (S^2/\bar{x})_2$ | -0,486 | -0,531 | 1,98 | 1,51 | 0,409 | 0,434 | 2,43 | 1,84 |
| $(S/\bar{x})^2_1 \sim (S/\bar{x})^2_2$ | -0,373 | -0,392 | 2,69 | 2,04 | -0,760 | -0,996 | 1,06 | 1,25 |

площі F , $\lg F$, $\ln F$ та \bar{x} . У зв'язку з тим, що спостерігається нелінійний зв'язок між $S^2 \sim F$ ($r=0,348$) з високим ступенем нелінійності $\xi_z = 2,9$ і $\xi_r = 2,3$ ($\alpha=0,01$) та $\xi_z = 2,2$ і $\xi_r = 1,91$ ($\alpha=0,05$) та $S^2 \sim \bar{x}$ ($r=0,259$) з високим ступенем нелінійності $\xi_z = 3,97$ і $\xi_r = 3,99$ ($\alpha=0,01$) та $\xi_z = 3,02$ і $\xi_r = 2,57$ ($\alpha=0,05$), то застосування вибіркового показника просторової агрегації ξ особин ялини асоціації I за схемою 1 для оцінки генерального показника E для цього випадку є ненадійним.

б) для особин кедр спостерігається тісний лінійний кореляційний зв'язок із значущим коефіцієнтом кореляції в межах $0,701 - 0,851$ зі ступенем лінійності за z_α : $\xi_\alpha = 1,09 - 1,20$ для $\alpha=0,01$ та $\xi_\alpha = 1,09 - 1,58$ для $\alpha=0,05$ для таких числових статистичних характеристик розподілу: $S \sim F$, \bar{x} (з $\alpha=0,01$ та $\alpha=0,05$); $\lg F$, $\ln F$ (з $\alpha=0,05$); $S^2 \sim F$, $\lg F$, $\ln F$ (з $\alpha=0,05$), \bar{x} (з $\alpha=0,01$ та $\alpha=0,05$), при цьому із зростанням F , $\lg F$, $\ln F$, \bar{x} числові характеристики S та S^2 теж зростають (r має знак «плюс»); для решти числових характеристик коефіцієнти кореляції незначущі, змінюються в межах $|r|$ від $0,288 - 0,626$ при ступені нелінійності за z_α : $\xi_\alpha = 1,04 - 3,56$ для $\alpha=0,01$ та $\xi_\alpha = 1,09 - 2,70$ для $\alpha=0,05$. Тут лінійний зв'язок між $S^2 \sim F$ та $S^2 \sim \bar{x}$ доволі щільний $r = 0,768$ та $r = 0,803$ відповідно, дисперсія S^2 зростає із збільшенням сукупної пробної площі та середнього, тому (S^2/\bar{x}) буде

надійною оцінкою σ^2/μ .

2) при об'єднанні вихідних пробних площ, закладених за схемою 2 для асоціації I:

а) для особин ялини спостерігається тісний лінійний кореляційний зв'язок із значущими коефіцієнтами кореляції між такими величинами: $S^2 \sim F$, $\lg F$, $\ln F$, \bar{x} ; $S \sim F$, $\lg F$, $\ln F$, \bar{x} ; $(S^2/\bar{x}) \sim \lg F$, $\ln F$, \bar{x} (з

$\alpha=0,01$ та $0,05$) та $(S^2/\bar{x}) \sim F$; $(S/\bar{x}) \sim \lg F$, $\ln F$ (з $\alpha=0,05$), при цьому всі величини зростають із зростанням F , $\lg F$, $\ln F$, \bar{x} , а коефіцієнти кореляції змінюються в межах $|r| = 0,686 - 0,951$ зі ступенем лінійності за z_α : $\xi_\alpha = 1,07 - 1,75$ для $\alpha=0,01$ та $\xi_\alpha = 1,05 - 2,30$ для $\alpha=0,05$. Так як зв'язок $S^2 \sim F$, $S^2 \sim \bar{x}$ має значущий позитивний коефіцієнт кореляції з $\alpha=0,01$ та $0,05$, то вибіркового показника $\xi = S^2/\bar{x}$ буде надійною оцінкою генерального показника $E = \sigma^2/\mu$.

б) для особин кедр спостерігається тісний лінійний кореляційний зв'язок із значущими коефіцієнтами кореляції з $\alpha=0,01$ та $0,05$ між такими величинами: $S^2 \sim F$, $\lg F$, $\ln F$; $S \sim F$, $\lg F$, $\ln F$; $(S^2/\bar{x}) \sim F$, $\lg F$,

$\ln F; \left(\frac{S}{\bar{x}}\right) \sim \lg F, \ln F; \left(\frac{S}{\bar{x}}\right)^2 \sim \lg F, \ln F$, при цьому всі величини зростають із збільшенням $F, \lg F, \ln F$, а коефіцієнти кореляції змінюються в межах $|r|=0,802 - 0,906$ зі ступенем лінійності $\xi_\alpha = 1,05 - 1,43$ для $\alpha=0,01$ та $\xi_\alpha = 1,38 - 1,88$ для $\alpha=0,05$. Тут S^2 зростає із збільшенням сукупної площі F (зв'язок $S^2 \sim F$ має високий коефіцієнт кореляції), але $S^2 \sim \bar{x}$ має $|r|=0,099$, що відбиває особливості схеми 2. Для решти величин спостерігається нелінійний зв'язок: $|r|$ змінюється в межах $0,099 - 0,639$.

3) для математичної моделі асоціації I за схемою 2, створеною за таблицею випадкових чисел:

а) для особин ялини (числа 0 - 22) спостерігається тісний лінійний зв'язок зі значущими

коефіцієнтами кореляції між такими величинами: $\left(\frac{S}{\bar{x}}\right) \sim F, \lg F, \ln F, \bar{x}; \left(\frac{S^2}{\bar{x}}\right) \sim F, \lg F, \ln F, \bar{x}; \left(\frac{S}{\bar{x}}\right)^2 \sim F, \lg F, \ln F, \bar{x}$ (з $\alpha=0,01$ та $0,05$); $S^2 \sim F, S \sim F$ (з $\alpha=0,05$), при цьому всі величини зменшуються із збільшенням $F, \lg F, \ln F, \bar{x}$, а коефіцієнти кореляції змінюються в межах $|r|=0,685 - 0,952$ зі ступенем лінійності $\xi_\alpha = 1,08 - 2,03$ для $\alpha=0,01$ та $\xi_\alpha = 1,21 - 2,67$ для $\alpha=0,05$. Тут дисперсія S^2 зменшується лінійно із зростанням сукупної площі F і нелінійно - зі збільшенням середньої \bar{x} , тому висновки про можливість застосування вибіркового показника просторової агрегації для виявлення характеру розподілу особин у разі зростання дисперсії S^2 при зростанні середньої \bar{x} не є обґрунтованими - все визначає схема об'єднання вихідних площ. Для решти величин ($S^2 \sim F, \lg F, \ln F; S \sim F, \lg F, \ln F; S^2 \sim \bar{x}; S \sim \bar{x}$) спостерігається нелінійний зв'язок: $|r|$ змінюється в межах $0,529 - 0,563$ (тут ступінь нелінійності за z_α $\xi_\alpha = 1,09 - 1,55$). Коефіцієнти кореляції для всіх величин є від'ємними.

Таблиця 4. Коефіцієнти кореляції між числовими статистичними характеристиками розподілу між особинами ялини та кедр для двох схем об'єднання вихідних базових пробних площ 1 та 2, закладених для асоціації I.

| Кореляційний зв'язок між величинами | r | Z | $\xi_{0,01}$ | $\xi_{0,05}$ | r | Z | $\xi_{0,01}$ | $\xi_{0,05}$ |
|--|------------------|--------|--------------|--------------|------------------|-------|--------------|--------------|
| | Ялина ~ Кедр | | | | Ялина ~ Кедр | | | |
| | Схема 1 (дослід) | | | | Схема 2 (дослід) | | | |
| $\bar{x}_y \sim \bar{x}_x$ | 0,998 | 3,453 | 3,28 | 4,32 | 0,354 | 0,370 | 2,85 | 2,16 |
| $S_y^2 \sim S_x^2$ | 0,122 | 0,123 | 8,56 | 6,5 | 0,986 | 2,477 | 2,35 | 3,10 |
| $S_y \sim S_x$ | -0,022 | -0,022 | 47,9 | 36,4 | 0,989 | 2,599 | 2,47 | 3,25 |
| $(S/\bar{x})_y \sim (S/\bar{x})_x$ | 0,110 | 0,110 | 9,57 | 7,27 | 0,906 | 1,505 | 1,43 | 1,88 |
| $(S^2/\bar{x})_y \sim (S^2/\bar{x})_x$ | -0,663 | -0,798 | 1,32 | 1,0 | 0,948 | 1,812 | 1,72 | 2,27 |
| $(S/\bar{x})_y^2 \sim (S/\bar{x})_x^2$ | 0,166 | 0,168 | 6,27 | 4,76 | 0,884 | 1,394 | 1,32 | 1,74 |

Таблиця 5. Коефіцієнти кореляції між числовими статистичними характеристиками розподілу особин між ялиною (0-22) та кедром (0-21) за схемою об'єднання пробних площ 2 (за таблицею випадкових чисел; математичні моделі асоціації I).

| Кореляційний зв'язок між величинами | r | Z | $\xi_{0,01}$ | $\xi_{0,05}$ | Статистичний висновок |
|--|-------|-------|--------------|--------------|-----------------------|
| $\bar{x}_y \sim \bar{x}_x$ | 0,930 | 1,658 | 1,82 | 2,39 | $\rho \neq 0$ |
| $S_y^2 \sim S_x^2$ | 0,583 | 0,667 | 1,37 | 1,04 | $\rho = 0$ |
| $S_y \sim S_x$ | 0,577 | 0,658 | 1,39 | 1,05 | $\rho = 0$ |
| $(S/\bar{x})_y \sim (S/\bar{x})_x$ | 0,911 | 1,533 | 1,68 | 2,21 | $\rho \neq 0$ |
| $(S^2/\bar{x})_y \sim (S^2/\bar{x})_x$ | 0,848 | 1,249 | 1,37 | 1,80 | $\rho \neq 0$ |
| $(S/\bar{x})_y^2 \sim (S/\bar{x})_x^2$ | 0,908 | 1,516 | 1,66 | 2,19 | $\rho \neq 0$ |

б) для особин кедр (1 - 21) спостерігається тісний лінійний зв'язок зі значущими коефіцієнтами кореляції з $\alpha=0,01$ та $0,05$ між такими величинами: $S^2 \sim \lg F, \ln F; S \sim \lg F, \ln F; \left(\frac{S^2}{\bar{x}}\right) \sim \lg F, \ln F, \bar{x}; \left(\frac{S}{\bar{x}}\right) \sim \lg F, \ln F, \bar{x}; \left(\frac{S}{\bar{x}}\right)^2 \sim \lg F, \ln F, \bar{x}$ (з $\alpha=0,01$ та $0,05$); $S^2 \sim \bar{x}; S \sim \bar{x}; \left(\frac{S}{\bar{x}}\right) \sim F$ (з $\alpha=0,05$), при цьому всі величини зменшуються при зростанні $F, \lg F, \ln F, \bar{x}$, а коефіцієнти кореляції знаходяться в межах $|r|=0,611 - 0,938$ зі ступенем лінійності $\xi_\alpha = 1,01 - 1,89$ для $\alpha=0,01$ та $\xi_\alpha = 1,03 - 2,48$ для $\alpha=0,05$. Тут дисперсія S^2 зменшується

нелінійно із збільшенням F та лінійно із збільшенням \bar{x} . Для решти величин ($S^2 \sim F; S \sim F; \left(\frac{S^2}{\bar{x}}\right) \sim F; \left(\frac{S}{\bar{x}}\right) \sim F$) спостерігається нелінійний зв'язок: $|r|$ змінюється в межах $0,518 - 0,579$ (тут ступінь нелінійності за z_α : $\xi_\alpha = 1,05 - 1,59$). Коефіцієнти кореляції для всіх величин є від'ємними.

8. У табл. 3 приведені коефіцієнти кореляції між $\bar{x}, S^2, S, \left(\frac{S}{\bar{x}}\right), \left(\frac{S^2}{\bar{x}}\right), \left(\frac{S}{\bar{x}}\right)^2$ для двох схем

об'єднання пробних площ, закладених для асоціації I для особин ялини і кедр окремо. Як видно з табл. 3, для особин ялин лінійний зв'язок спостерігається для величин $\bar{x}_1 \sim \bar{x}_2$ ($\xi_{0,01}=1,42; \xi_{0,05}=1,87$) з $\alpha=0,01$ і $\alpha=0,05$, для решти числових характеристик - нелінійна кореляція. Для особин кедр лінійний зв'язок спостерігається $S_1 \sim S_2$ з $\alpha=0,01$ і $\alpha=0,05$ та $S_1^2 \sim S_2^2, (S/\bar{x})_1 \sim (S/\bar{x})_2, (S/\bar{x})_1^2 \sim (S/\bar{x})_2^2$ з $\alpha=0,05$.

9. У табл. 4 дана оцінка лінійної кореляції між числовими характеристиками розподілу особин ялини і кедр окремо для схеми 1 і 2. Як видно з табл. 4, для схеми 1 спостерігається лише щільний зв'язок ($\xi_{0,01}=3,28; \xi_{0,05}=4,32$) між середніми ялини і кедр. Для схеми 2 навпаки, окрім зв'язку $\bar{x}_y \sim \bar{x}_x$, решта величин мають щільний лінійний зв'язок зі ступенем лінійності $\xi_{0,01}=1,32 - 2,47$ та $\xi_{0,05}=1,74 - 3,25$.

10. У табл. 5 дана оцінка лінійної кореляції між числовими характеристиками математичних моделей особин ялини і кедр, створених за таблицею випадкових чисел. Як видно з табл. 5, лише між дисперсіями та середніми квадратичними відхиленнями розподілу особин ялини і кедр існують нелінійні зв'язки зі ступенем нелінійності $\xi_{0,01}=1,37 - 1,39$ та $\xi_{0,05}=1,04 - 1,05$, між рештою числових характеристик спостерігається щільний лінійний зв'язок зі ступенем лінійності $\xi_{0,01}=1,37 - 1,82$ та $\xi_{0,05}=1,80 - 2,39$.

11. Порівняємо два вибіркового коефіцієнта кореляції числових характеристик S^2 та $\left(\frac{S^2}{\bar{x}}\right)$ особин

ялини і кедр асоціації I за схемою 2 дослід та за таблицею випадкових чисел з метою перевірки нульової гіпотези про статистичну несуттєву різницю між ними, тобто рівність генеральних коефіцієнтів кореляції $H_0: \rho_1 = \rho_2$ (табл. 6).

Введемо в науковий обіг математичних методів у біології означення ступеня нерівності (рівності) двох коефіцієнтів кореляції:

$$\xi_\alpha = \frac{|z_p|}{z_{(1-\alpha/2)}}; \left(\xi_\alpha = \frac{z_{(1-\alpha/2)}}{|z_p|} \right) \quad (35)$$

Як видно з табл. 6, у якій $|z_p|$ розрахований за [8], а табличне значення квантилей нормованого нормального розподілу Z ($1 - \alpha/2$) знайдені за [8, табл. 1] для ймовірності $P=1 - \alpha$, ($\alpha=0,01, P=0,99; \alpha=0,05, P=0,95$): $z_{(1-\alpha/2)}=z_{0,995}=2,58$ ($\alpha=0,01$); $z_{(1-\alpha/2)}=z_{0,975}=1,96$ ($\alpha=0,05$), для особин ялини для всіх розглянутих кореляційних зв'язків $S^2 \sim F, S^2 \sim \bar{x}, \frac{S^2}{\bar{x}} \sim F, \frac{S^2}{\bar{x}} \sim \bar{x} |z_p| > z_{0,995}$ ($P=0,99$) та $|z_p| > z_{0,975}$ ($P=0,95$), що привело до статистичних висновків: генеральний коефіцієнт за дослідом ρ_d більше генерального коефіцієнта за таблицею випадкових чисел (т.в.ч.) ρ_b з $\alpha=0,01$ і $\alpha=0,05$; для особин кедр для кореляційних зв'язків $S^2 \sim F, \frac{S^2}{\bar{x}} \sim F |z_p| > z_{0,995}$ ($P=0,99$) та $|z_p| > z_{0,975}$ ($P=0,95$), що підтверджує суттєву статистичну різницю між генеральними коефіцієнтами кореляції $\rho_d > \rho_b$ з $\alpha=0,01$ і $\alpha=0,05$, у той же час для зв'язку $S^2 \sim \bar{x}$ між генеральними коефіцієнтами кореляції не виявлено статистичної різниці $\rho_d = \rho_b$ з $\alpha=0,01$ і $\alpha=0,05$, аналогічно для зв'язку $\frac{S^2}{\bar{x}} \sim \bar{x}$ $\rho_d = \rho_b$ з $\alpha=0,01$, але $\rho_d < \rho_b$ з $\alpha=0,05$.

2. Регресійний аналіз

На рис. 1 - 4 приведені залежності вибіркової дисперсії S^2 від вибіркової середньої \bar{X}_i (рис. 1) та сукупної пробної площі F_i (рис. 2), вибіркового показника ступеня просторової агрегації $\xi_{ii} = S^2/\bar{X}_i$ від вибіркової середньої \bar{X}_i (рис. 3) та сукупної пробної площі F_i для особин ялини і кедр чорнично-зеленомохової структури (асоціації I) на пробних площах, закладених за схемою 1 і 2, для дослід (екс.) та математичної моделі за таблицею випадкових чисел (т.в.ч.). У табл. 7 приведена оцінка адекватності лінійних моделей за вибіркоким коефіцієнтом кореляції r та коефіцієнтом апроксимації R^2 зв'язків вибіркоких характеристик $S^2 \sim \bar{X}_i, S^2 \sim F_i, \xi_{ii} \sim F_i, \xi_{ii} \sim \bar{X}_i$.

Введемо у науковий обіг у математичні методи в біології означення ступеня добротності лінійної (або нелінійної) моделі, як відношення показника (індекса) адекватності R^2 (або R) до коефіцієнта кореляції:

$$\Delta = \frac{R^2}{|r|} \text{ (або } \frac{R}{|r|} \text{)}. \quad (36)$$

Таблиця 6. Порівняння двох коефіцієнтів кореляції.

| Кореляційний зв'язок | r (табл. 5.28) | | z (табл. 5.28) | | z _p | ξ _{0,99} | ξ _{0,95} | Статистичний висновок |
|---------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|----------------|-------------------|-------------------|--|
| | Схема 2 (дослід) | Схема 2 (т.в.ч.) | Схема 2 (дослід) | Схема 2 (т.в.ч.) | | | | |
| Ялина | | | | | | | | |
| S ² ~ F | 0,810 | -0,685 | 1,127 | -0,838 | 3,638 | 1,41 | 1,86 | ρ _д > ρ _в |
| S ² ~ X̄ | 0,951 | -0,560 | 1,842 | -0,633 | 4,583 | 1,78 | 2,34 | ρ _д > ρ _в |
| (S ² /X̄) ~ F | 0,756 | -0,754 | 0,987 | -0,982 | 3,646 | 1,41 | 1,86 | ρ _д > ρ _в |
| (S ² /X̄) ~ X̄ | 0,869 | -0,877 | 1,329 | -1,363 | 4,985 | 1,93 | 2,54 | ρ _д > ρ _в |
| Кедр | | | | | | | | |
| S ² ~ F | 0,858 | -0,518 | 1,286 | -0,574 | 3,444 | 1,34 | 1,76 | ρ _д > ρ _в |
| S ² ~ X̄ | 0,099 | -0,666 | 0,099 | -0,804 | 1,672 | 0,65 | 0,85 | ρ _д = ρ _в |
| (S ² /X̄) ~ F | 0,816 | -0,579 | 1,145 | -0,661 | 3,344 | 1,30 | 1,71 | ρ _д > ρ _в |
| (S ² /X̄) ~ X̄ | -0,210 | -0,875 | -0,213 | -1,354 | 2,113 | 0,82 | 1,08 | ρ _д = ρ _в (P=0,99) ρ _д < ρ _в (P=0,95) |

Таблиця 7. Адекватність лінійних моделей зв'язків вибірових характеристик розподілу особин ялини і кедр: дисперсії S²_i та середньої X̄_i або розміру пробної площі F_i, показника ступеня просторової агрегації S²_i/X̄_i та X̄_i або F_i.

| Рис. | Зв'язок | Особина | Схема | Реалізація | r | R ² | Δ |
|------|---|---------|-------|------------|--------|----------------|------|
| 5.29 | S ² _i ~ X̄ _i | ялина | 1 | екс. | 0,259 | 0,067 | 0,26 |
| | S ² _i ~ X̄ _i | кедр | 1 | екс. | 0,803 | 0,645 | 0,80 |
| | S ² _i ~ X̄ _i | ялина | 2 | екс. | 0,951 | 0,905 | 0,95 |
| | S ² _i ~ X̄ _i | кедр | 2 | екс. | 0,099 | 0,010 | 0,10 |
| | S ² _i ~ X̄ _i | ялина | 2 | т.в.ч. | -0,560 | 0,390 | 0,63 |
| | S ² _i ~ X̄ _i | кедр | 2 | т.в.ч. | -0,666 | 0,460 | 0,69 |
| 5.30 | S ² _i ~ F _i | ялина | 1 | екс. | 0,348 | 0,121 | 0,35 |
| | S ² _i ~ F _i | ялина | 2 | екс. | 0,810 | 0,656 | 0,81 |
| | S ² _i ~ F _i | ялина | 2 | т.в.ч. | -0,685 | 0,550 | 0,80 |
| | S ² _i ~ F _i | кедр | 1 | екс. | 0,768 | 0,590 | 0,77 |
| | S ² _i ~ F _i | кедр | 2 | екс. | 0,858 | 0,736 | 0,86 |
| | S ² _i ~ F _i | кедр | 2 | т.в.ч. | -0,518 | 0,576 | 1,11 |
| 5.31 | ξ _{ii} ~ X̄ _i | ялина | 1 | екс. | -0,615 | 0,378 | 0,61 |
| | ξ _{ii} ~ X̄ _i | кедр | 1 | екс. | 0,515 | 0,266 | 0,52 |
| | ξ _{ii} ~ X̄ _i | ялина | 2 | екс. | 0,869 | 0,754 | 0,87 |
| | ξ _{ii} ~ X̄ _i | кедр | 2 | екс. | -0,210 | 0,044 | 0,21 |
| | ξ _{ii} ~ X̄ _i | ялина | 2 | т.в.ч. | -0,877 | 0,487 | 0,56 |
| | ξ _{ii} ~ X̄ _i | кедр | 2 | т.в.ч. | -0,875 | 0,679 | 0,78 |
| 5.32 | ξ _{ii} ~ F _i | ялина | 1 | екс. | -0,563 | 0,318 | 0,56 |
| | ξ _{ii} ~ F _i | ялина | 2 | екс. | 0,756 | 0,572 | 0,76 |
| | ξ _{ii} ~ F _i | ялина | 2 | т.в.ч. | -0,754 | 0,538 | 0,71 |
| | ξ _{ii} ~ F _i | кедр | 1 | екс. | 0,446 | 0,199 | 0,45 |
| | ξ _{ii} ~ F _i | кедр | 2 | екс. | -0,816 | 0,665 | 0,81 |
| | ξ _{ii} ~ F _i | кедр | 2 | т.в.ч. | -0,579 | 0,711 | 1,23 |

Значення цього показника приведені в табл. 7. Якщо Δ → 1 або Δ > 1, то модель високодобротна. Як видно з табл. 7, моделі що отримані за характеристиками схеми 1 поступаються за ступенем добротності моделям, що отримані за характеристиками за схемою 2 (виключно лише для кедр для S²_i, ξ_{ii} ~ X̄_i); найбільший ступінь добротності мають лінійні моделі, що отримані за таблицею випадкових чисел.

Як видно з рис. 1 – 4 для залежностей вибірових характеристик спостерігаються такі закономірності:

1) адекватність лінійної моделі для особин ялини (екс.) мала і висока для особин кедр (екс.) за схемою 1, при цьому S²_i значно зростає із збільшенням X̄_i для особин кедр і мало зростає для ялини (рис. 1а; табл. 7);

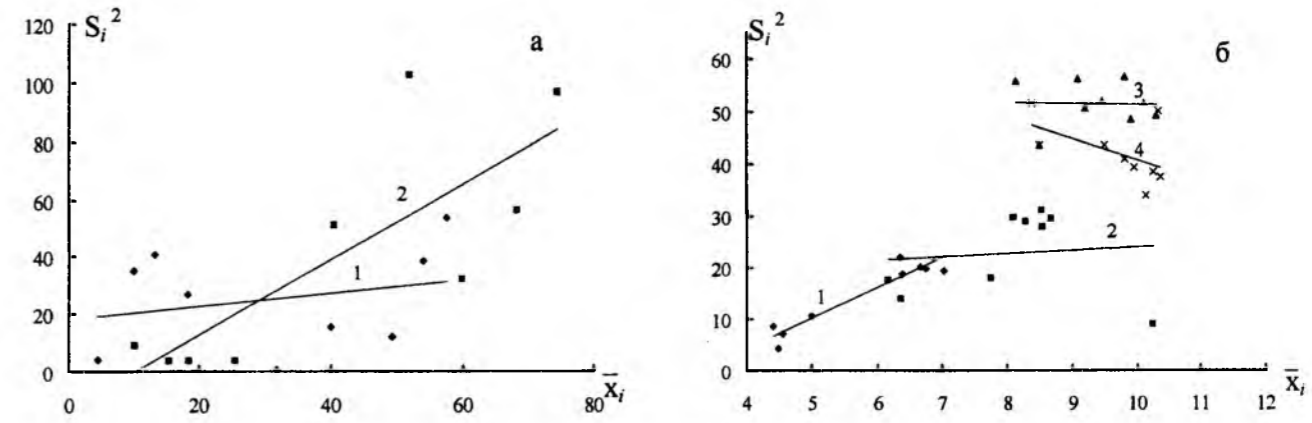


Рис. 1. Залежність вибірової дисперсії S²_i (од.²) від вибірової середньої X̄_i (од.) для особин чорнично-зеленомохової структури (асоціації I) на пробних площах F_i (м²), закладених за схемою 1 (а) і 2 (б): 1 – ялина (екс.); 2 – кедр (екс.); 3 – ялина (т.в.ч.); 4 – кедр (т.в.ч.)

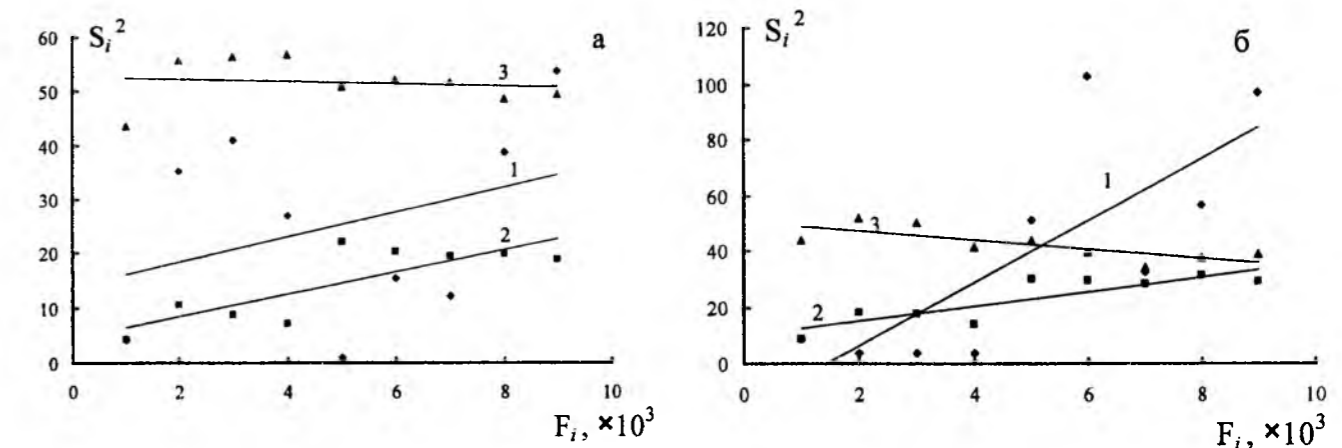


Рис. 2. Залежність вибірової дисперсії S²_i (од.²) особин ялини (а) та кедр (б) чорнично-зеленомохової структури (асоціації I) від розміру сукупної пробної площі F_i (м²), закладеної за схемою: 1 – 1; 2,3 – 2; 1,2 – экс.; 3 – т.в.ч.

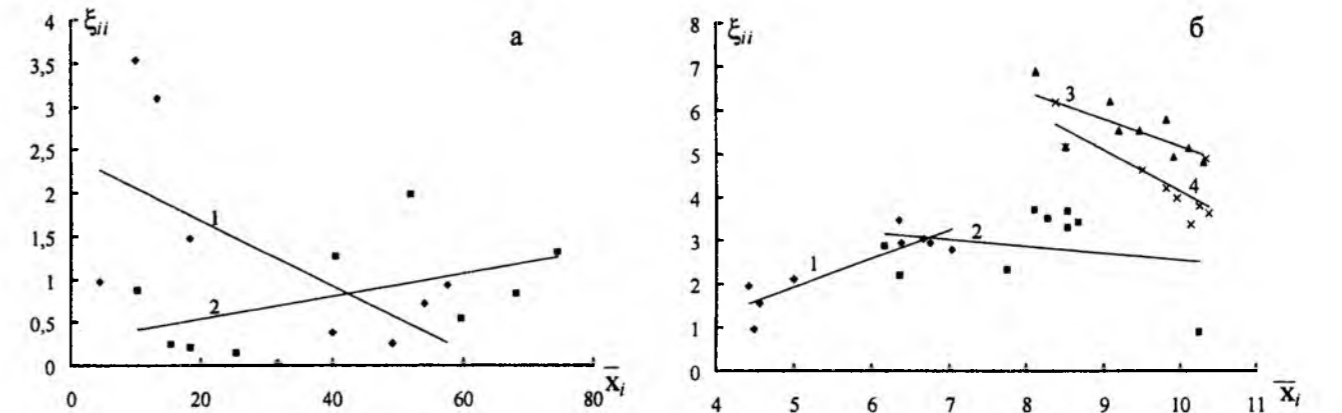


Рис. 3. Залежність вибірового показника ступеня просторової агрегації ξ_{ii} (од.) від вибірової середньої X̄_i (од.) особин чорнично-зеленомохової структури (асоціації I) на сукупних пробних площах F_i (м²), закладених за схемою 1 (а) і 2 (б): 1 – ялина (екс.); 2 – кедр (екс.); 3 – ялина (т.в.ч.); 4 – кедр (т.в.ч.)

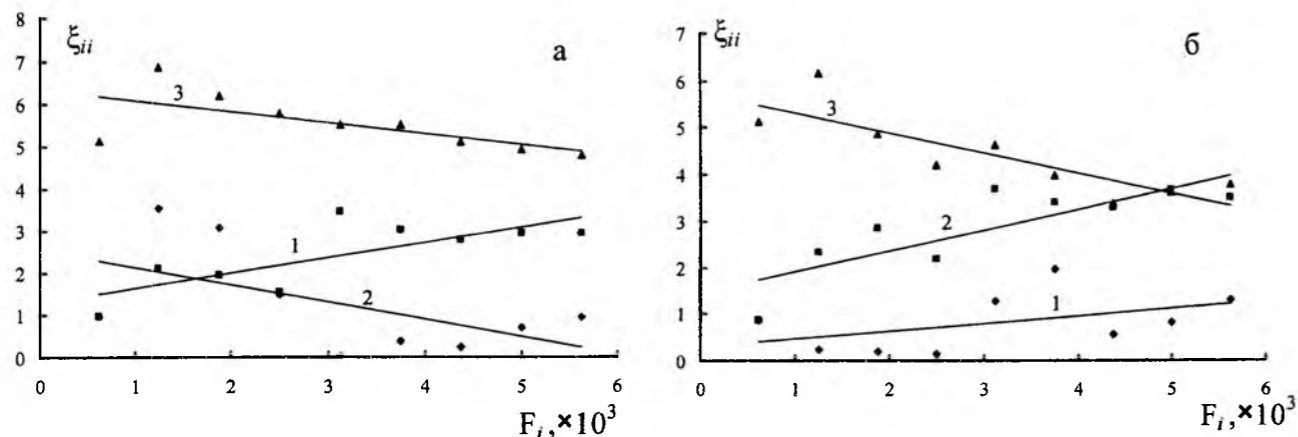


Рис. 4. Залежність вибіркового показника ступеня просторової агрегації ξ_{ii} (од.) особин ялини (а) та кедра (б) чорнично-зеленомохової структури (асоціації I) від розміру сукупної пробної площі F_i (m^2), закладеної за схемою: 1 – 1; 2,3 – 2; 1,2 – екс.; 3 – т.в.ч.

2) адекватність лінійної моделі особин ялини (екс.) висока, а для особин кедра (екс.) мала за схемою 2, при цьому S^2_i відчутно зростає із збільшенням середньої \bar{x}_i числа особин ялини (екс.) і мало зростає для особин кедра (екс.), а для математичної моделі розподілу особин кедра та ялини адекватність лінійної моделі зв'язку $S^2_i \sim \bar{x}_i$ близька до нижньої межі значущості, при цьому дисперсія S^2_i зменшується із зростанням середнього числа особин \bar{x}_i (рис. 1б; табл. 7);

3) адекватність лінійної моделі зв'язку $S^2_i \sim F_i$ для особин ялини (екс.) мала за схемою 1 (рис.2а, крива 1), а для особин ялини за схемою 2 (екс. та т.в.ч.) (рис.2а, крива 2,3) та особин кедра (екс. та т.в.ч.) (рис. 2 б, криві 1 – 3) достатньо висока, при цьому для ялини та кедра (схема 1 і 2, екс.) дисперсія S^2_i зростає із збільшенням розмірів пробної площі F_i і зменшується (схема 2, т.в.ч.) для математичної моделі за таблицею випадкових чисел (рис. 2б; табл. 7);

4) адекватність лінійної моделі зв'язку $\xi_{ii} \sim \bar{x}_i$ мала для особин ялини (екс.) і кедра (екс.) за схемою 1 та кедра за схемою 2, але висока для ялини (екс. та т.в.ч.) та кедра (т.в.ч.) за схемою 2 (рис. 3; табл. 7), при цьому показник ступня просторової агрегації ξ_{ii} зростає із збільшенням середньої числа особин \bar{x}_i кедра (екс.) за схемою 1 та ялини (екс.) за схемою 2, для решти випадків ξ_{ii} зменшується із зростанням \bar{x}_i для ялини (екс.), кедра (екс.), ялини (т.в.ч.) і кедра (т.в.ч.) (рис.3 а, б; табл. 7);

5) адекватність лінійної моделі зв'язку $\xi_{ii} \sim F_i$ мала для особин ялини (екс.) і кедра (екс.) за схемою 1 і достатньо велика для особин ялини (екс. та т.в.ч.) та кедра (екс. та т.в.ч.) за схемою 2 (рис. 4 а, б; табл. 7), при цьому показник просторової агрегації ξ_{ii} зростає із збільшенням сукупної пробної площі F_i для особин ялини (екс.) та кедра (екс.) за схемою 2 та для особин кедра (екс.) за схемою 1 і зменшується для особин ялини (екс.) за схемою 1 та для особин кедра і ялини за схемою 2, т.в.ч. (рис. 4; табл. 7).

Висновки

1. Розраховані коефіцієнти кореляції та ступені їх значущості між вибірковими характеристиками просторового розподілу особин ялини звичайної та сосни кедрової європейської та дана оцінка відповідних генеральних коефіцієнтів кореляції. Показано, що ступінь лінійності або нелінійності кореляційних зв'язків залежать від типу особин, схем усукуплення пробних площ чи створених математичних моделей за таблицею випадкових чисел та типу асоціацій особин.
2. Вперше у науковий обіг математичних методів у біології введено означення ступеня лінійності або нелінійності кореляційного зв'язку за функцією перетворення Фішера, критичним значенням коефіцієнта кореляції та критерію Стюдента, що дало можливість обґрунтовано приймати або відкидати з рівнем значущості $\alpha = 1\%$ та $\alpha = 5\%$ нульової гіпотези про рівність нулю генерального коефіцієнта кореляції за його вибірковим значенням.
3. Вперше у науковий обіг математичних методів у біології введено означення ступеня рівності або нерівності двох коефіцієнтів кореляції за допомогою функції перетворення Фішера, що дало можливість обґрунтовано приймати або відкидати з рівнем значущості $\alpha = 1\%$ та $\alpha = 5\%$ нульової гіпотези про рівність двох генеральних коефіцієнтів кореляції за їх вибірковими значеннями.
4. Вперше у науковий обіг математичних методів у біології введено означення ступеня добротності лінійної або нелінійної моделі як співвідношення показника (індексу) адекватності або його квадратичного значення до коефіцієнта кореляції, що дало можливість порівняти за допомогою регресійного аналізу дві або кілька лінійних або нелінійних моделей. Добротність лінійних або нелінійних моделей визначається типом особин, схемами усукуплення пробних площ чи створених математичних моделей за таблицею випадкових чисел та типом асоціацій особин.

5. Показано, що вибіркові дисперсії та показники просторової агрегації особин ялини звичайної та сосни кедрової європейської можуть зростати або зменшуватися із збільшенням величин середньої особин та пробних площ, тому вимоги про можливість застосування показника просторової агрегації лише у разі зростання вибіркової дисперсії при збільшенні вибіркової середньої особин на пробній площі чи розмірів пробної площі не є обов'язковими і залежать від схеми об'єднання особин, принаймні для схеми 2, як експериментальної, так і математичної моделі, це в явній формі підтверджується.

Література

1. Жилияев Г.Г. Структура популяцій рідкісних видів флори Карпат / Г.Г. Жилияев, Ю.Й. Кобів, М.М. Мамчур. – К.: Наукова думка, 1998. – с.101-119: іл.
2. Анализ структуры древесных ценозов / А.И. Бузыкин, В.Л. Гавриков, О.П. Секретенко, Р.Г. Хлебопрос; Под ред. Д.М. Киреева. – Новосибирск: Наука. 1985. – 95 с.: ил.
3. Злобин Ю.А. Принципы и методы изучения ценологических популяций растений / Ю.А. Злобин. – Казань: Изд-во Казан. ун-та, 1989. – 148с.: ил.
4. Дідух Я.П. Популяційна екологія / Я.П. Дідух. – К.: Фітосоціоцентр, 1998. – 192 с.: іл., табл.
5. Гиляров А.М. Популяционная экология / А.М. Гиляров. – М.: Изд-во Москов. ун-та, 1990. – 192 с.: ил., табл.
6. Сіренко О. Г. Моделі розподілу особин на пробних площах: 1. Постановка завдання / О. Г.Сіренко, О.В.Кузишин // Вісник Прикарп. нац. ун-ту ім. В. Стефаника. Серія Біологія. – Івано-Франківськ: Гостинець; Видавець Третяк І.Я., 2008. – Вип. X. – С. 86-95: іл. 4. – Бібліогр.: с. 94 – 95 (16 назв).
7. Сіренко О. Г. Моделі розподілу особин на пробних площах: 2. Статистичні характеристики. Дисперсійний аналіз (статистична рівність ряду генеральних дисперсій) / О. Г.Сіренко, О.В.Кузишин // Вісник Прикарп. нац. ун-ту ім. В. Стефаника. Серія Біологія. – Івано-Франківськ: Гостинець; Видавець Третяк І.Я., 2008. – Вип. X. – С. 95 – 113: іл. 1, табл. 6. – Бібліогр.: с. 112 – 113 (34 назви).
8. Степнов М.Н. Статистическая обработка результатов механических испытаний / Михаил Никитович Степнов. – М.: Машиностроение, 1972. – 232 с.: ил., табл. – Библиогр.: с. 229-230 (36 назв.).
9. Нелинейная корреляция и регрессия / С.Н. Воловельская, А.И. Жилин, С.А. Кулиш, В.Б. Сивый. – К.: Техніка, 1971. – 130 с.
10. Зажигаев Л.С. Методы планирования и обработки результатов физического эксперимента / Л.С. Зажигаев, А.А. Кишьян, Ю.И. Романиков. – М.: Атомиздат, 1978. – 232 с.: ил., табл. – Приложение: с. 144-229 (16 табл.). – Библиогр.: с. 230-231.
11. Волощенко А.Б. Теорія ймовірностей та математична статистика: навч.-метод. посібник для самост. вивчення дисц. [для студ. економ. спеціал. вищ. навч. заклад.] / А.Б. Волощенко, І.А. Джалладова; [Мін-во освіти і науки України; гриф: лист № 14 / 18.2-613 від 22.03.2002 р.]. – К.: Київ. Нац. економ. ун-т, 2003. – 256 с.: іл., табл. – Приклади розв. завдань і вправи для самост. розв'язання в кінці розд. – Блочно-модул. контроль: с. 183 – 203 (9 варіантів). – Відповіді: с. 204 – 216. – Бібліогр.: с. 217 (18 назв.). – Додатки: с. 218 – 254 (8 табл.). – ISBN 966 – 574 – 459– 3.
12. Бендат Дж.С. Измерение и анализ случайных процессов / Дж.С. Бендат, А.Г. Пирсол; пер. с англ. Г.В. Матушевского, В.Е. Привальского; под ред. И.Н. Коваленко. – М.: Мир, 1971. – 408 с. – Перевод за изд.: Measurement and analysis of random data / Julius S. Bendat, Allan G. Piersol. – John Wiley and Sons, Inc. – New York-London-Sydney, 1967.: ил., табл. – Предмет. указатель: с. 403-408. – Библиогр.: с. 400-402 (59 наименов.).
13. Адлер Ю.П. Планирование эксперимента при поиске оптимальных условий / Ю.П. Адлер, Е.В. Маркова, Ю.В. Грановский. – 2-е изд., перераб. и допол. – М.: Наука, 1976. – 280 с.: ил., табл. – Библиогр. в конце гл.
14. Тихомиров В.Б. Планирование и анализ эксперимента / Владислав Борисович Тихомиров. – М.: Легкая индустрия, 1974. – 264 с.: ил., табл. – Приложение: с. 255-257 (4 табл.). – Библиогр.: с. 258-261 (99 наименов.).
15. Смирнов Н.В. Курс теории вероятностей и математической статистики для технических приложений / Н.В. Смирнов, И.В. Дунин-Барковский. – М.: Наука, 1965. – Табл. II.

Стаття поступила до редакції 2.07.2008 р.; прийнята до друку 15.07.2008 р.

Сіренко О.Г. – провідний інженер відділу природної флори;
Кузишин О.В. – асистент кафедри теоретичної і прикладної хімії, магістр.
Мідак Л.Я. – кандидат хімічних наук, доцент кафедри теоретичної і прикладної хімії.

Рецензент: кандидат хімічних наук Татарчук Т.Р., доцент кафедри теоретичної і прикладної хімії Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

МОДЕЛІ РОЗПОДІЛУ ОСОБИН НА ПРОБНИХ ПЛОЩАХ: 4. РОЗПОДІЛ ОСОБИН СОСНИ КЕДРОВОЇ ЄВРОПЕЙСЬКОЇ (PINUS SEMBRA L.) ТА ЯЛИНИ ЗВИЧАЙНОЇ (PICEA ABIES) ЗА НОРМАЛЬНИМ ЗАКОНОМ ГАУССА

О.Г. Сіренко¹, О.В. Кузишин², Л.Я. Мідак²

¹Національний ботанічний сад ім. М.М. Гришка Національної Академії Наук України,
вул. Тимірязєвська, 1, Київ, 01014, Україна

²Прикарпатський національний університет імені Василя Стефаника,
вул. Шевченка, 57, Івано-Франківськ, 76025, Україна

Вступ

Приведені статистичні характеристики просторового розподілу особин *Pinus sembra L.* та *Picea abies* на пробних площах, закладених за двома схемами для чорнично-зеленомохової (асоціація I) та сфагнової (асоціація II) структур. Виявлені кореляційні зв'язки між параметрами просторового розподілу особин. Обґрунтовано надійність визначення закону просторового розподілу особин за показником ступеня просторової агрегації та інших показників. Показана можливість опису просторового розподілу особин за нормальним законом Гаусса.

Ключові слова: *Pinus sembra L.*, кедр, *Picea abies*, ялина, пробна площа, елементарна комірочка, асоціація, особина, середнє арифметичне, дисперсія, середнє квадратичне відхилення, коефіцієнт варіації, ступінь просторової агрегації, початковий момент, центральний момент, показник асиметрії, показник ексцесу, вибіркова сукупність, генеральна сукупність, коефіцієнт кореляції, нормальний розподіл Гаусса.

Sirenko O.H., Kuzyshyn O.V. The models of species' distribution on the test area: distribution of *Pinus sembra L.* and *Picea abies* species by normal Gauss law. Statistic characteristics of steric distribution of cedar and spruce on the test areas are illustrated. The correlation relation of steric distribution of species has been found. The reliability of determining the law of steric distribution of species with the degree of steric aggregation has been proved. Possibility of description of steric distribution of species with normal Gauss law is shown.

Key words: spruce, test area, elementary unit, association, species, average, variance, root-mean-square deviation, variation coefficient, degree of steric aggregation, initial moment, central moment, asymmetry factor, excess factor, random set, correlation coefficient, normal Gauss distribution.

Вступ

У роботі [1] проаналізовані методи оцінки просторового розподілу особин дерев на пробних площах за [2-6] і показані недоліки таких оцінок. У [7] запропоновано дві схеми об'єднання вихідних пробних площ та процедуру оцінки розподілу особин сосни кедрової європейської (*Pinus sembra L.*) та ялини звичайної (*Picea abies*) на цих площах, яка полягає у:

- розрахунках числових статистичних характеристик особин ялини та кедрової європейської кедрової просторового розподілу на сукупних пробних площах;
- доведенні методами дисперсійного аналізу нульової гіпотези статистичної рівності ряду генеральних дисперсій за кожною схемою та асоціацією за ознакою ряду сукупних пробних площ за оцінками – вибірковими дисперсіями за допомогою критерію Фішера, Кохрана та Бартлетта;
- пошуку кореляційних зв'язків між числовими статистичними характеристиками розподілу за допомогою кореляційного та регресійного аналізів;
- доведенні методами дисперсійного аналізу нульової гіпотези про статистичну рівність ряду генеральних середніх за кожною схемою та асоціацією за ознакою ряду сукупних пробних площ та побудові довірчих інтервалів для генеральних дисперсій та математичних сподівань;
- побудові довірчих інтервалів для генерального показника просторової агрегації особин кедрової європейської кедрової та ялини звичайної.

У роботі [7] доведено, що ряд генеральних дисперсій рівний, що дозволило авторам в роботі [8] знайти лінійні кореляційні зв'язки між числовими статистичними характеристиками і виявити хибність умови, що висунута до можливості застосування показника просторової агрегації особин, а саме: лінійна залежність дисперсії, відповідно і показника $\frac{\sigma^2}{\mu}$ (оцінка за $\frac{S^2}{\bar{x}}$), від середньої або величини пробної площі.

Для реалізації процедури дисперсійного аналізу в перевірці нульової гіпотези H_0 про статистичну рівність ряду математичних сподівань (генеральних середніх) та порівняльного аналізу необхідно довести

підпорядкування емпіричного розподілу особин кедрової європейської кедрової та ялини звичайної на сукупних пробних площах (кожного рядка табл. 1-6 [7]) теоретичному нормальному закону Гаусса.

I. Експериментальна частина

Об'єкт дослідження: сосна кедрової європейської (*Pinus sembra L.*) альпійсько-карпатського виду (далі кедр) та ялина звичайна (*Picea abies*) (далі ялина).

1.1. Осереднення розподілу кількості особин за емпіричними даними теоретичними ймовірними законами розподілу випадкової величини:

а) Пуассона [9-11]: ймовірність появи x -незалежних подій в інтервалі t зі сталою інтенсивністю λ :

$$f(x, \lambda) = \frac{(\lambda t)^x}{x!} \exp(-\lambda t), \quad (1)$$

де $x = 0, 1, 2, \dots$; з параметрами: $\mu = \lambda t$, $\sigma^2 = \lambda t$, $As = \frac{1}{\sqrt{\lambda t}}$; $Ex = \frac{1}{\lambda t}$.

б) Гаусса [4, 5, 10, 17]:

Щільність ймовірності розподілу особин за нормальним законом розподілу Гаусса (н.з.р.):

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \cdot \exp\left[-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right], \quad (2)$$

з параметрами μ_x , σ_x^2 , $As = 0$, $Ex = 0$, а при нормуванні випадкової величини X щільність ймовірностей нормованого нормального розподілу:

$$\varphi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{z^2}{2}\right], \quad (3)$$

з параметрами $\mu_z = 0$, $\sigma_z^2 = 1$, де $Z = \frac{x-\mu}{\sigma}$ – нормована змінна, оцінкою якої є $z = \frac{x_i - \bar{x}}{S}$.

$$\Phi(z_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^z \exp\left[-\frac{z^2}{2}\right] dz \text{ – функція Лапласа [12-14].} \quad (5)$$

в) Перевірку узгодженості результатів н.з.р. здійснювали за:

$$\bullet \text{ нерівностями } |as| \leq S_{as}; |ex| \leq S_{ex}, \quad (6)$$

де as – показник асиметрії розподілу S_{as} – його середнє квадратичне відхилення [12]; ex – показник ексцесу розподілу [12]; S_{ex} – його середнє квадратичне відхилення.

Якщо (6) виконуються, то приймають H_0 про узгодження результатів експерименту з теоретичним законом Гаусса. Якщо (6) не виконуються, то перевіряють виконання нерівностей:

$$|as| \leq 3S_{as}; |ex| \leq 5S_{ex}. \quad (7)$$

Якщо (7) виконуються, то є підстави перевіряти підпорядкування емпіричних даних н.з.р. за критерієм ω^2 (для $N < 100$) [12]. Розраховували $\left(N\omega^2\right)_p$ за [12]:

$$\left(N\omega^2\right)_p = \frac{1}{12N} + \sum_{i=1}^N [P(x_i) - w(x_i)]^2, \quad (8)$$

де $p(x_i) = P(-\infty < X < x_i) = P(-\infty < Z < z_i) = 0,5 + \Phi(z_i)$ – теоретична ймовірність попадання випадкової величини X (Z) на i -місце варіаційного ряду; $z_i = \frac{x_i - \bar{x}}{S}$; $w(x_i) = \frac{i-0,5}{N}$ – емпірична функція розподілу

(накопичена частота – частота попадання x_i на i -місце у варіаційному ряді).

За нерівністю $\left(N\omega^2\right)_p \leq Z_\alpha(\alpha)$ [12] визначали рівень значущості прийняття H_0 .

II. Результати та обговорення

2.1. З цією метою розраховували вибіркові початкові h_1, h_2, h_3, h_4 та центральні m_1, m_2, m_3, m_4 моменти k -порядку за формулами [7, 12], за якими визначали вибіркові показники асиметрії розподілу as ($3as$), та показники ексцесу (стрімкості) розподілу ex ($5ex$) [7, 12]. Результати розрахунків зведені в табл. 1. Показники as (та $3as$) та ex (та $5ex$) порівнювали за абсолютною величиною з відповідними їх середніми квадратичними відхиленнями S_{as} і S_{ex} , розрахованими за формулами [7, 12].

2.2. Введемо у науковий обіг математичних методів у біології означення ступеня відмінності показників асиметрії та ексцесу від відповідних їм середніх квадратичних відхилень. Що рівнозначно

Таблиця 1. Перевірка підпорядкування емпіричного розподілу особин кедр та ялини на сукупних пробних площах за схемами 1 і 2 (рис. 1 [7]) теоретичному нормальному закону розподілу Гаусса.

| k | F, м ² | N | m ₂ | m ₃ | m ₄ | as | ex | S _{as} | 3S _{as} | S _{ex} | 5S _{ex} | ξ ₁ | ξ ₂ | ξ ₃ | ξ ₄ | (Nω ²) _p | ξ _α , де α: | | | α _{max} , % | |
|--|-------------------|----|----------------|----------------|----------------|--------|--------|-----------------|------------------|-----------------|------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|---------------------------------|------------------------|------|------|----------------------|--|
| | | | | | | | | | | | | | | | | | 0,01 | 0,05 | 0,30 | | |
| Кедр, схема 1, асоціація I (чорнично-зеленомохова структура) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1 | 625 | 4 | 6,688 | 4,212 | 78,02 | 0,244 | -1,256 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 2,94 | 8,85 | 0,46 | 2,32 | 0,0236 | 31,5 | 19,6 | 7,81 | 77,17 | |
| 2 | 1250 | 4 | 2,75 | 2,25 | 12,313 | 0,493 | -1,372 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 1,45 | 4,36 | 0,42 | 2,12 | 0,0556 | 13,4 | 8,30 | 3,31 | 63,72 | |
| 3 | 1875 | 4 | 2,75 | 2,25 | 12,313 | 0,493 | -1,372 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 1,45 | 4,36 | 0,42 | 2,12 | 0,0556 | 13,4 | 8,30 | 3,31 | 63,72 | |
| 4 | 2500 | 4 | 2,75 | -2,25 | 12,313 | -0,493 | -1,372 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 1,45 | 4,36 | 0,42 | 2,12 | 0,0556 | 13,4 | 8,30 | 3,31 | 63,72 | |
| 5 | 3125 | 4 | 38,25 | -105 | 2837,1 | -0,444 | -1,061 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 1,62 | 4,85 | 0,55 | 2,74 | 0,0320 | 23,2 | 14,4 | 5,76 | 73,39 | |
| 6 | 3750 | 4 | 77 | 288,0 | 9401 | 0,426 | -1,414 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 1,68 | 5,05 | 0,41 | 2,06 | 0,0422 | 17,6 | 10,9 | 4,36 | 69,04 | |
| 7 | 4375 | 4 | 24,18 | 113,9 | 1257,1 | 0,958 | -0,851 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 0,75 | 2,25 | 0,68 | 3,42 | 0,0860 | 8,65 | 5,37 | 2,14 | 53,12 | |
| 8 | 5000 | 4 | 41,94 | 58,594 | 2277,8 | 0,216 | -1,71 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 3,33 | 9,97 | 0,34 | 1,71 | 0,0609 | 12,2 | 7,58 | 3,03 | 61,73 | |
| 9 | 5625 | 4 | 72,75 | 12,75 | 5437,3 | 0,021 | -1,973 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 35,0 | 105 | 0,30 | 1,48 | 0,0828 | 8,98 | 5,58 | 2,23 | 54,15 | |
| Кедр, схема 1, асоціація II (сфагнова структура) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1 | 625 | 4 | 14,25 | 60 | 467,1 | 1,115 | -0,7 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 0,64 | 1,93 | 0,83 | 4,16 | 0,1243 | 5,98 | 3,71 | 1,48 | 42,24 | |
| 2 | 1250 | 4 | 11,188 | 41,344 | 286,7 | 1,105 | -0,71 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 0,65 | 1,95 | 0,82 | 4,10 | 0,1200 | 6,20 | 3,85 | 1,54 | 43,34 | |
| 3 | 1875 | 4 | 36,188 | 227,91 | 2938,6 | 1,047 | -0,76 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 0,69 | 2,06 | 0,77 | 3,85 | 0,0958 | 7,76 | 4,82 | 1,92 | 50,10 | |
| Кедр, схема 2, асоціація I (чорнично-зеленомохова структура) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1 | 625 | 4 | 6,688 | 4,219 | 78,020 | 0,244 | -1,256 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 2,940 | 8,82 | 0,464 | 2,318 | 0,0236 | 31,5 | 19,6 | 7,81 | 77,17 | |
| 2 | 1250 | 8 | 15,688 | -0,4688 | 426,395 | -0,008 | -1,267 | 0,651 | 1,954 | 0,907 | 4,53 | 86,34 | 259 | 0,715 | 3,577 | 0,0299 | 24,9 | 15,4 | 6,16 | 74,32 | |
| 3 | 1875 | 12 | 16,139 | 35,093 | 520,081 | 0,541 | -1,003 | 0,582 | 1,745 | 0,917 | 4,583 | 1,075 | 3,23 | 0,914 | 4,568 | 0,0782 | 9,51 | 5,90 | 2,36 | 55,66 | |
| 4 | 2500 | 16 | 12,984 | 21,715 | 382,077 | 0,464 | -0,734 | 0,528 | 1,584 | 0,882 | 4,412 | 1,137 | 3,41 | 1,202 | 6,012 | 0,0606 | 12,3 | 7,61 | 3,04 | 61,84 | |
| 5 | 3125 | 20 | 28,39 | 126,28 2 | 2272,38 | 0,835 | -0,181 | 0,486 | 1,457 | 0,841 | 4,206 | 0,582 | 1,75 | 4,657 | 23,28 | 0,1097 | 6,78 | 4,21 | 1,68 | 46,10 | |
| 6 | 3750 | 24 | 28,306 | 90,009 | 1919,55 | 0,598 | -0,604 | 0,452 | 1,356 | 0,802 | 4,008 | 0,757 | 2,27 | 1,327 | 6,633 | 0,1000 | 7,44 | 4,61 | 1,84 | 48,85 | |
| 7 | 4375 | 28 | 27,034 | 81,005 | 1752,39 | 0,576 | -0,602 | 0,425 | 1,274 | 0,765 | 3,827 | 0,737 | 2,21 | 1,27 | 6,353 | 0,1118 | 6,65 | 4,13 | 1,65 | 45,52 | |
| 8 | 5000 | 32 | 30,312 | 123,07 | 2333,66 | 0,738 | -0,460 | 0,401 | 1,204 | 0,733 | 3,664 | 0,544 | 1,63 | 1,593 | 7,963 | 0,1680 | 4,43 | 2,75 | 1,10 | 32,52 | |
| 9 | 5625 | 36 | 28,145 | 125,63 6 | 2214,59 | 0,841 | -0,204 | 0,382 | 1,145 | 0,704 | 3,518 | 0,453 | 1,36 | 3,44 | 17,22 | 0,1969 | 3,78 | 2,34 | 0,94 | 27,35 | |

Продовження табл. 1.

| k | F, м ² | N | m ₂ | m ₃ | m ₄ | as | ex | S _{as} | 3S _{as} | S _{ex} | 5S _{ex} | ξ ₁ | ξ ₂ | ξ ₃ | ξ ₄ | (Nω ²) _p | ξ _α , де α: | | | α _{max} , % | |
|---|-------------------|-----|----------------|----------------|----------------|---------|---------|-----------------|------------------|-----------------|------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|---------------------------------|------------------------|------|------|----------------------|--|
| | | | | | | | | | | | | | | | | | 0,01 | 0,05 | 0,30 | | |
| 1 | 625 | 4 | 14,25 | 60 | 467,063 | 1,115 | -0,70 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 0,643 | 1,93 | 0,831 | 4,157 | 0,1243 | 5,98 | 3,71 | 1,48 | 42,24 | |
| 2 | 1250 | 8 | 13,109 | 78,457 | 802,167 | 1,653 | 1,668 | 0,651 | 1,954 | 0,907 | 4,53 | 0,394 | 1,18 | 0,5447 | 2,718 | 0,1325 | 5,61 | 3,48 | 1,39 | 40,22 | |
| 3 | 1875 | 12 | 11,74 | 64,335 | 692,878 | 1,599 | 2,025 | 0,582 | 1,745 | 0,917 | 4,583 | 0,364 | 1,09 | 0,453 | 2,264 | 0,1202 | 6,19 | 3,84 | 1,53 | 43,29 | |
| Кедр, схема 2, асоціація I (т.в.ч.) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1 | 625 | 4 | 32,75 | 24,75 | 1377,3 | 0,132 | -1,716 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 5,431 | 16,3 | 0,33 | 1,70 | 0,0443 | 16,8 | 10,4 | 4,16 | 68,18 | |
| 2 | 1250 | 8 | 45,23 | 217,93 | 4183,3 | 0,716 | -0,956 | 0,651 | 1,954 | 0,907 | 4,53 | 0,909 | 2,73 | 0,95 | 4,74 | 0,0594 | 12,5 | 7,77 | 3,10 | 62,29 | |
| 3 | 1875 | 12 | 46,06 | 73,741 | 3498,1 | 0,236 | -1,351 | 0,582 | 1,745 | 0,917 | 4,583 | 2,466 | 7,40 | 0,68 | 3,39 | 0,0633 | 11,7 | 7,29 | 2,91 | 60,85 | |
| 4 | 2500 | 16 | 38,53 | 91,241 | 2936,9 | 0,382 | -1,022 | 0,528 | 1,584 | 0,882 | 4,412 | 1,382 | 4,15 | 0,86 | 4,32 | 0,0533 | 13,9 | 8,66 | 3,46 | 64,60 | |
| 5 | 3125 | 20 | 41,65 | 120,6 | 3373,6 | 0,449 | -1,055 | 0,486 | 1,457 | 0,841 | 4,206 | 1,083 | 3,25 | 0,80 | 3,99 | 0,0805 | 9,24 | 5,73 | 2,29 | 54,90 | |
| 6 | 3750 | 24 | 37,87 | 66,193 | 2756,5 | 0,284 | -1,078 | 0,452 | 1,356 | 0,802 | 4,008 | 1,592 | 4,78 | 0,74 | 3,72 | 0,0644 | 11,5 | 7,16 | 2,86 | 60,45 | |
| 7 | 4375 | 28 | 32,98 | 39,792 | 2330,4 | 0,210 | -0,857 | 0,425 | 1,274 | 0,765 | 3,827 | 2,020 | 6,06 | 0,89 | 4,46 | 0,0373 | 19,9 | 12,4 | 4,94 | 71,10 | |
| 8 | 5000 | 32 | 28,30 | 139,74 | 1097,1 | 0,928 | -1,63 | 0,401 | 1,204 | 0,733 | 3,664 | 0,432 | 1,30 | 0,45 | 2,25 | 0,0540 | 13,8 | 8,54 | 3,41 | 64,33 | |
| 9 | 5625 | 36 | 30,41 | 157,98 | 1461,9 | 0,942 | -1,419 | 0,381 | 1,144 | 0,703 | 3,517 | 0,405 | 1,22 | 0,50 | 2,48 | 0,0916 | 8,12 | 5,04 | 2,01 | 51,37 | |
| 10 | 10000 | 64 | 35,81 | 7,493 | 2270,4 | 0,035 | -1,229 | 0,295 | 0,884 | 0,563 | 2,813 | 8,426 | 25,3 | 0,46 | 2,29 | 0,1841 | 4,04 | 2,51 | 1,00 | 29,53 | |
| 11 | 40000 | 256 | 33,93 | 3,590 | 2137,5 | 0,018 | -1,143 | 0,152 | 0,455 | 0,230 | 1,499 | 8,346 | 25,0 | 0,26 | 1,31 | 0,3989 | 1,86 | 1,16 | 0,46 | 8,17 | |
| Ялина, схема 1, асоціація I (чорнично-зеленомохова структура) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1 | 625 | 4 | 3,25 | 0 | 19,5625 | 0 | -1,1479 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | ∞ | ∞ | 0,507 | 2,54 | 0,0229 | 32,5 | 20,1 | 8,05 | 77,5 | |
| 2 | 1250 | 4 | 26,5 | -81 | 1244,5 | -0,5938 | -1,2278 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 1,208 | 3,62 | 0,474 | 2,37 | 0,0464 | 16,0 | 9,94 | 3,97 | 67,33 | |
| 3 | 1875 | 4 | 30,688 | -58,781 | 1692,02 | -0,3458 | -1,2033 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 2,074 | 6,22 | 0,484 | 2,42 | 0,0257 | 28,9 | 18,0 | 7,17 | 76,21 | |
| 4 | 2500 | 4 | 20,188 | -23,91 | 564,582 | -0,2636 | -1,6146 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 2,721 | 8,16 | 0,36 | 1,8 | 0,0449 | 16,6 | 10,3 | 4,10 | 67,94 | |
| 5 | 3125 | 4 | 0,6875 | 0,2813 | 0,76953 | 0,4934 | -1,3719 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 1,454 | 4,36 | 0,42 | 2,12 | 0,0556 | 13,4 | 8,30 | 3,31 | 63,72 | |
| 6 | 3750 | 4 | 11,5 | -13,5 | 224,5 | -0,3462 | -1,3025 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 2,072 | 6,21 | 0,45 | 2,23 | 0,0277 | 26,8 | 16,7 | 6,65 | 75,30 | |
| 7 | 4375 | 4 | 9,1875 | -5,1563 | 133,957 | -0,1852 | -1,4130 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 3,873 | 11,6 | 0,41 | 2,06 | 0,0259 | 28,7 | 17,8 | 7,12 | 76,12 | |
| 8 | 5000 | 4 | 29 | -144 | 1817 | -0,9221 | -0,839 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 0,778 | 2,33 | 0,69 | 3,47 | 0,0701 | 10,6 | 6,58 | 2,63 | 58,43 | |
| 9 | 5625 | 4 | 40,25 | -216 | 3496,06 | -0,8459 | -0,842 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 0,848 | 2,54 | 0,69 | 3,46 | 0,0688 | 10,8 | 6,71 | 2,68 | 58,88 | |
| Ялина, схема 1, асоціація II (сфагнова структура) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1 | 625 | 4 | 4,5 | 0 | 40,5 | 0 | -1 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | ∞ | ∞ | 0,582 | 2,91 | 0,0525 | 14,2 | 8,79 | 3,51 | 64,92 | |
| 2 | 1250 | 4 | 3,5 | -4,5 | 24,5 | -0,687 | -1 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 1,044 | 3,13 | 0,582 | 2,91 | 0,0436 | 17,1 | 10,6 | 4,23 | 68,47 | |
| 3 | 1875 | 4 | 3,688 | 7,0313 | 30,395 | 0,993 | -0,765 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 0,722 | 2,17 | 0,761 | 3,805 | 0,0985 | 7,5 | 4,68 | 1,87 | 49,29 | |

| k | F, м ² | N | m ₂ | m ₃ | m ₄ | as | ex | S _{as} | 3S _{as} | S _{ex} | 5S _{ex} | ξ ₁ | ξ ₂ | ξ ₃ | ξ ₄ | (Nω ²) _p | ξ _α де α: | | σ _{макс} % | |
|---|-------------------|-----|----------------|----------------|----------------|--------|--------|-----------------|------------------|-----------------|------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|---------------------------------|----------------------|------|---------------------|-------|
| | | | | | | | | | | | | | | | | | 0,01 | 0,05 | | 0,30 |
| Ялина, схема 2, асоціація I (чорнично-зеленомохова структура) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1 | 625 | 4 | 3,25 | 0 | 19,5625 | 0 | -1,148 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | ∞ | ∞ | 0,507 | 2,54 | 0,0229 | 32,5 | 20,1 | 8,05 | 77,50 |
| 2 | 1250 | 8 | 9,25 | 0,75 | 178,75 | 0,0267 | -0,911 | 0,6513 | 1,954 | 0,907 | 4,533 | 24,43 | 73,3 | 0,995 | 4,977 | 0,0243 | 30,6 | 19,0 | 7,58 | 76,85 |
| 3 | 1875 | 12 | 7,91 | 7,9572 | 145,552 | 0,3577 | -0,674 | 0,5818 | 1,745 | 0,917 | 4,583 | 1,626 | 4,88 | 1,361 | 6,80 | 0,0242 | 30,7 | 19,1 | 7,62 | 76,90 |
| 4 | 2500 | 16 | 6,621 | 4,211 | 109,292 | 0,2472 | -0,507 | 0,5279 | 1,5836 | 0,882 | 4,412 | 2,135 | 6,41 | 1,740 | 8,70 | 0,0350 | 21,2 | 13,2 | 5,27 | 72,08 |
| 5 | 3125 | 20 | 20,928 | 108,83 | 1751,09 | 1,1368 | 0,998 | 0,4858 | 1,4575 | 0,841 | 4,206 | 0,427 | 1,28 | 0,8426 | 4,213 | 0,0982 | 7,57 | 4,70 | 1,88 | 49,38 |
| 6 | 3750 | 24 | 19,389 | 80,093 | 1386,35 | 0,938 | 0,6878 | 0,4522 | 1,3565 | 0,802 | 4,008 | 0,482 | 1,45 | 1,1654 | 5,827 | 0,0850 | 8,75 | 5,43 | 2,17 | 53,44 |
| 7 | 4375 | 28 | 18,820 | 63,162 | 1187,37 | 0,7736 | 0,352 | 0,425 | 1,274 | 0,765 | 3,827 | 0,549 | 1,65 | 2,1725 | 10,86 | 0,0797 | 9,33 | 5,79 | 2,31 | 55,16 |
| 8 | 5000 | 32 | 19,25 | 58,828 | 1201,17 | 0,6965 | 0,2415 | 0,4013 | 1,2039 | 0,733 | 3,663 | 0,576 | 1,73 | 3,0344 | 15,17 | 0,0740 | 10,0 | 6,24 | 2,49 | 57,08 |
| 9 | 5625 | 36 | 18,293 | 66,988 | 1171,62 | 0,8562 | 0,501 | 0,3815 | 1,1445 | 0,704 | 3,518 | 0,446 | 1,34 | 1,4039 | 7,019 | 0,1149 | 6,47 | 4,02 | 1,60 | 44,69 |
| Ялина, схема 2, асоціація II (сфангова структура) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1 | 625 | 4 | 4,5 | 0 | 40,5 | 0 | -1 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | ∞ | ∞ | 0,582 | 2,91 | 0,0525 | 14,2 | 8,79 | 3,51 | 64,92 |
| 2 | 1250 | 8 | 4,438 | 6,094 | 50,926 | 0,652 | -0,414 | 0,651 | 1,954 | 0,907 | 4,533 | 0,999 | 3,0 | 2,19 | 11,0 | 0,0393 | 18,9 | 11,7 | 4,69 | 70,25 |
| 3 | 1875 | 12 | 5,5767 | 2,1887 | 83,621 | 0,166 | -0,311 | 0,582 | 1,745 | 0,917 | 4,583 | 3,500 | 10,5 | 2,95 | 14,7 | 0,0358 | 20,8 | 12,9 | 5,15 | 71,74 |
| Ялина, схема 2, асоціація I (т.в.ч.) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1 | 625 | 4 | 32,75 | 24,75 | 1377,3 | 0,132 | -1,716 | 0,717 | 2,151 | 0,582 | 2,91 | 5,431 | 16,3 | 0,34 | 1,7 | 0,0443 | 16,8 | 10,4 | 4,16 | 68,18 |
| 2 | 1250 | 8 | 48,86 | 213,55 | 4787,0 | 0,6253 | -0,995 | 0,651 | 1,954 | 0,907 | 4,53 | 1,042 | 3,12 | 0,91 | 4,56 | 0,0824 | 9,02 | 5,60 | 2,24 | 54,28 |
| 3 | 1875 | 12 | 51,58 | 168,69 | 4766,2 | 0,455 | -1,208 | 0,582 | 1,745 | 0,917 | 4,583 | 1,277 | 3,83 | 0,76 | 3,8 | 0,0742 | 10,0 | 6,22 | 2,48 | 57,01 |
| 4 | 2500 | 16 | 53,15 | 143,34 | 4888,7 | 0,37 | -1,27 | 0,528 | 1,584 | 0,882 | 4,412 | 1,427 | 4,28 | 0,7 | 3,5 | 0,0836 | 8,89 | 5,52 | 2,20 | 53,89 |
| 5 | 3125 | 20 | 48,26 | 161,14 | 4560,8 | 0,481 | -1,042 | 0,486 | 1,457 | 0,841 | 4,206 | 1,011 | 3,03 | 0,807 | 4,04 | 0,0867 | 8,58 | 5,32 | 2,13 | 52,90 |
| 6 | 3750 | 24 | 50,0 | 123,61 | 4565,5 | 0,353 | -1,17 | 0,452 | 1,356 | 0,802 | 4,008 | 1,29 | 3,88 | 0,683 | 3,41 | 0,0883 | 8,42 | 5,23 | 2,09 | 52,40 |
| 7 | 4375 | 28 | 49,88 | 88,64 | 4507,6 | 0,252 | -1,188 | 0,425 | 1,274 | 0,765 | 3,827 | 1,687 | 5,06 | 0,644 | 3,22 | 0,0873 | 8,52 | 5,29 | 2,11 | 52,71 |
| 8 | 5000 | 32 | 47,21 | 74,685 | 4321,5 | 0,23 | -1,061 | 0,401 | 1,204 | 0,733 | 3,664 | 1,743 | 5,23 | 0,691 | 3,45 | 0,0580 | 12,8 | 7,96 | 3,18 | 62,81 |
| 9 | 5625 | 36 | 48,05 | 55,74 | 4280,1 | 0,167 | -1,146 | 0,381 | 1,144 | 0,705 | 3,517 | 2,28 | 6,84 | 0,614 | 3,07 | 0,0636 | 11,7 | 7,25 | 2,90 | 60,74 |
| 10 | 10000 | 64 | 44,5 | -3,734 | 3491,5 | -0,013 | -1,237 | 0,295 | 0,884 | 0,563 | 2,813 | 23,42 | 70,3 | 0,455 | 2,27 | 0,1586 | 4,69 | 2,91 | 1,16 | 34,40 |
| 11 | 40000 | 256 | 39,67 | -3,186 | 2931,1 | -0,013 | -1,138 | 0,151 | 0,455 | 0,30 | 1,499 | 11,89 | 35,7 | 0,26 | 1,32 | 0,4002 | 1,86 | 1,15 | 0,46 | 8,10 |

оцінці відповідності (невідповідності) емпіричного розподілу теоретичному розподілу за нормальним законом Гаусса за критеріями as та ex:

$$\xi_1 = \frac{S_{as}}{|as|}; \xi_2 = \frac{3S_{as}}{|as|}; \xi_3 = \frac{S_{ex}}{|ex|}; \xi_4 = \frac{5S_{ex}}{|ex|}. \quad (10)$$

Зворотні величини будуть відповідати ступеню невідповідності розподілу:

$$\dot{\xi}_1 = \frac{|as|}{S_{as}}; \dot{\xi}_2 = \frac{|as|}{3S_{as}}; \dot{\xi}_3 = \frac{|ex|}{S_{ex}}; \dot{\xi}_4 = \frac{|ex|}{5S_{ex}}.$$

Якщо $\xi_1 \geq 1$ та $\xi_3 \geq 1$, то емпіричні дані розподілу особин кедр та ялини не суперечать теоретичному нормальному розподілу Гаусса. Як видно з табл. 1,

- $\xi_1 > 1$ (окрім: для k = 7 кедр, схеми 1, асоціації I; k = 1 – 3 кедр, схеми 1 і схеми 2, асоціації II; k = 5 – 9 кедр та ялини, схеми 2, асоціації I; k = 2, 8, 9 кедр, схеми 1, асоціації I (т.в.ч.); k = 8, 9 ялини, схеми 1, асоціації I; k = 3 та 2 схеми 1 і схеми 2 відповідно, асоціації II);
- $\xi_2 > 1$ для всіх випадків;
- $\xi_3 > 1$ (окрім: k = 4 – 9 кедр, схеми 2, асоціації I; k = 3, 4, 6 – 9 ялини, схеми 2, асоціації I; k = 2, 3 ялини, схеми 2, асоціації II);
- $\xi_4 > 1$ для всіх випадків.

2.3. З цих даних витікає, що $|as| > \sigma_{as}$, $|ex| > \sigma_{ex}$, що не дає підстави за цими показниками однозначно стверджувати про підпорядкування емпіричного розподілу теоретичному нормальному розподілу Гаусса. Так як $\xi_2 > 1$ і $\xi_4 > 1$ для всіх випадків, тобто $|as| < 3S_{as}$ та $|ex| < 5S_{ex}$, то це підпорядкування можливе – необхідна перевірка за більш точним та надійним критерієм ω^2 [12]. Для цього розраховали $(N\omega^2)_p$ за формулою [12]. Результати розрахунків $(N\omega^2)_p$ зведені в табл. 1.

2.4. Складемо нерівність $(N\omega^2)_p \leq Z_\alpha$, яка буде підтверджувати підпорядкування емпіричного розподілу теоретичному нормальному розподілу Гаусса з різним рівнем значущості α . За [12, табл. 11] критичні значення критерію $(\omega^2)_{кр} = Z_\alpha$ дорівнюють:

| | |
|-----------------|---------------------|
| $\alpha = 0,01$ | $Z_{0,01} = 0,7435$ |
| $\alpha = 0,05$ | $Z_{0,05} = 0,4614$ |
| $\alpha = 0,10$ | $Z_{0,1} = 0,3473$ |
| $\alpha = 0,20$ | $Z_{0,2} = 0,2412$ |
| $\alpha = 0,30$ | $Z_{0,3} = 0,1843$ |
| $\alpha = 0,40$ | $Z_{0,4} = 0,1467$ |
| $\alpha = 0,50$ | $Z_{0,5} = 0,1184$ |

Як видно з табл. 1, порівняння $(N\omega^2)_p$ з вищими величинами Z_α привело до таких нерівностей:

- $(N\omega^2)_p < Z_{0,01} < Z_{0,05}$ – для всіх випадків;
- $(N\omega^2)_p < Z_{0,1} < Z_{0,2}$ – для більшості випадків, окрім математичних моделей особин ялини та кедр k = 11 (F = 40.000 м²), схеми 2, асоціації I (т.в.ч.);
- $(N\omega^2)_p < Z_{0,3}$ – для більшості випадків, окрім k = 9 (F = 5625 м²) особин кедр, схеми 2, асоціації I та k = 11 (F = 40.000 м²) математичних моделей за таблицею випадкових чисел особин кедр та ялини, схеми 2, асоціації I;
- $(N\omega^2)_p < Z_{0,4}$ – для більшості випадків, окрім k = 8 (F = 5000 м²) і k = 9 (F = 5625 м²) особин кедр, схеми 2, асоціації I та особин кедр, схеми 2, асоціації I та k = 10 (F = 10.000 м²) і k = 11 (F = 40.000 м²) математичних моделей за таблицею випадкових чисел особин кедр та ялини, схеми 2, асоціації I;
- $(N\omega^2)_p < Z_{0,5}$ – для більшості випадків, окрім k = 1 (F = 625 м²) і k = 2 (F = 1250 м²) особин кедр, схеми 12, асоціації II; k = 8 (F = 5000 м²) і k = 9 (F = 5625 м²) – особин кедр, схеми 2, асоціації I; k = 10 (F = 10.000 м²) і k = 11 (F = 40.000 м²) математичних моделей за таблицею випадкових чисел особин кедр та ялини, схеми 2, асоціації I.

2.5. Введемо у науковий обіг у математичні методи в біології означення ступеня відповідності (невідповідності) емпіричного розподілу особин (експериментальних даних) теоретичному розподілу нормального закону Гаусса за критерієм ω^2 та χ^2 :

$$\xi_\alpha = \frac{\omega^2_{кр}}{(N\omega^2)_p} = \frac{Z_\alpha}{(N\omega^2)_p} \quad (\text{ступінь невідповідності } \dot{\xi}_\alpha = \frac{(N\omega^2)_p}{Z_\alpha}), \quad (11)$$

де $Z_\alpha = \omega^2_{кр}$ – критичне значення критерію ω^2 для рівня значущості α за [12].

$(N\omega^2)_p$ – добуток розрахункового значення ω^2 на обсяг виборки (число варіантів у варіаційному ряду результатів експерименту) за [12].

$$\xi_\alpha = \frac{\chi^2_T}{\chi^2_p} = \frac{\chi^2_\alpha}{\chi^2_p} \quad (\text{ступінь невідповідності } \dot{\xi}_\alpha = \frac{\chi^2_p}{\chi^2_T} = \frac{\chi^2_p}{\chi^2_\alpha}),$$

де χ^2_p – розрахункове значення хі-квадрат за [12];

$\chi_T^2 = \chi_\alpha^2 \{ \alpha; f = e - 3 \}$ – критичне (табличне) значення критерію Пірсона, вибраного з таблиць [14-16] для рівня значущості α і числа ступенів вільності $f = e - 3$, де e – число інтервалів у варіаційному ряду після об'єднання варіантів.

Як видно з табл. 1, $\xi_{0,01} > 1$; $\xi_{0,05} > 1$, а також $\xi_{0,3} \geq 1$ [окрім $k = 9$ ($F = 5625 \text{ м}^2$) особин кедр, схеми 2, асоціації I ($\xi_{0,3} = 0,94$); $k = 11$ ($F = 40.000 \text{ м}^2$) математичної моделі за таблицею випадкових чисел для схеми 2, асоціації I особин кедр та ялини ($\xi_{0,3} = 0,46$)]. Ступінь відповідності ξ_α зменшується із збільшенням α за логарифмічним законом (рис. 1 а), при цьому рівняння математичних моделей такі:

особин кедр ($F = 5625 \text{ м}^2$, схеми 1, асоціації I, екс.)

$$\xi_\alpha = -2,0198 \ln \alpha - 0,2374 \quad (R^2 = 0,9971) \quad (\text{крива 1});$$

особин кедр ($F = 5625 \text{ м}^2$, схеми 2, асоціації I, екс.)

$$\xi_\alpha = -0,8484 \ln \alpha - 0,0996 \quad (R^2 = 0,9971) \quad (\text{крива 2});$$

математична модель особин кедр ($F = 5625 \text{ м}^2$, схеми 2, асоціації I, т.в.ч.)

$$\xi_\alpha = -1,8247 \ln \alpha - 0,2125 \quad (R^2 = 0,9971) \quad (\text{крива 3}).$$

Як видно із цих результатів, ступінь апроксимації емпіричних даних залежності $\xi_\alpha = f(\ln \alpha)$ високий: $R = 99,85\%$. Ці дані підтверджують вищі дані про підпорядкування емпіричного розподілу особин кедр та ялини кожного ряду сукупних пробних площ нормальному закону Гаусса із рівнем значущості α .

2.6. Для визначення максимального рівня значущості цього підпорядкування за табличними даними табл. 11 [12] побудували залежність $Z_\alpha = f(\ln \alpha)$ (рис. 1 б), що дозволило за співвідношенням $Z_\alpha / (N\omega^2)_p = 1$ для умов $Z_\alpha = (N\omega^2)_p$, знайти α_{\max} (табл. 1), використовуючи апроксимуючий поліном з високим рівнем апроксимації: $Z_\alpha = -0,1672 \ln \alpha - 0,0197$ ($R^2 = 0,9971$).

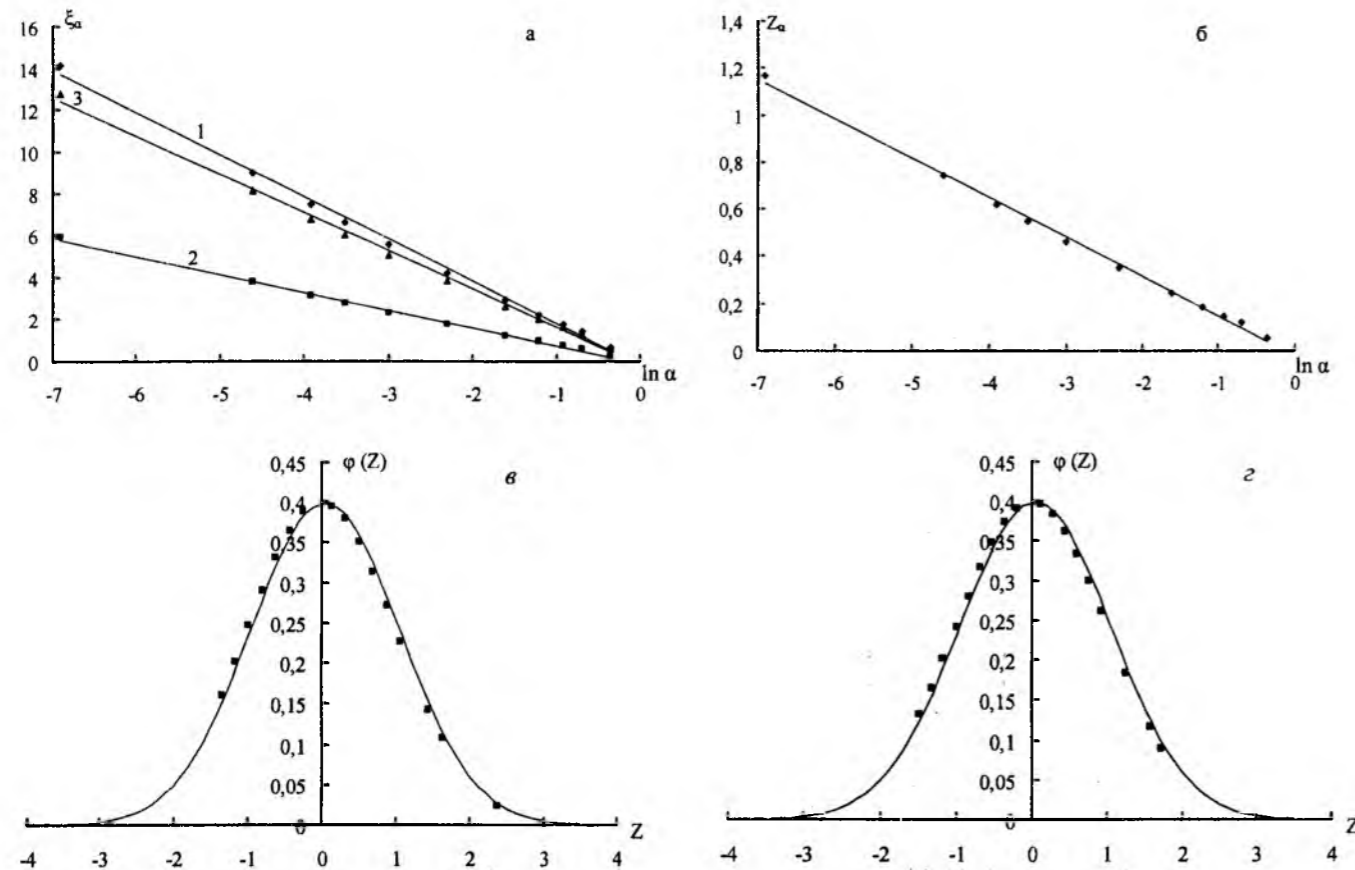


Рис. 1. Графічні залежності, які ілюструють (а, в, з) або є допоміжними (б) при перевірці підпорядкування емпіричного розподілу особин кедр на сукупних пробних площах теоретичному нормальному закону розподілу Гаусса:

а) залежність ступеня наближеності ξ_α емпіричного розподілу особин кедр чорнично-зеленомохової структури (асоціації I) від логарифму рівня значущості α . На сукупній пробній площі $F = 5625 \text{ м}^2$ ($k = 9$) за схемою: 1 (1) (екс.); 2 (екс.) (2) та 2 (т.в.ч.) (3);

б) залежність критичного значення $\omega_{кр}^2 = Z_\alpha$ від логарифму рівня значущості α (табличні дані [12, табл. 11]);

в, з) нормований нормальний розподіл особин кедр чорнично-зеленомохової структури (асоціації I) на сукупній пробній площі $F = 5625 \text{ м}^2$ ($k = 9$) за схемою 2: в – експеримент (емпіричні дані); з – математична модель за таблицею випадкових чисел (т.в.ч.). Тут лінії – щільність ймовірності нормованого нормального розподілу Гаусса, точки – експериментальні (в) та розрахункові за математичною моделлю дані.

Як видно з табл. 1, емпіричний просторовий розподіл числа особин кедр та ялини кожного ряду (табл. 1) підпорядкований нормальному закону розподілу Гаусса з високим рівнем значущості $\alpha = 0,402 - 0,775$ для більшості розподілів, середнім рівнем значущості $\alpha = 0,29 - 0,34$ для особин кедр асоціації I за схемою 2 (екс.) для $k = 8$ ($F = 5000 \text{ м}^2$) та $k = 9$ ($F = 5625 \text{ м}^2$) та математичних моделей за таблицею випадкових чисел особин кедр та ялини асоціації I за схемою 2 для $k = 10$ ($F = 10.000 \text{ м}^2$) та низьким рівнем значущості $\alpha = 0,081 - 0,082$ для математичних моделей за таблицею випадкових чисел особин кедр та ялини асоціації I за схемою 2 для $k = 11$ ($F = 40.000 \text{ м}^2$). В останньому випадку критерій ω^2 , хоча і не відкидає гіпотезу нормального розподілу особин кедр на сукупній площі $F = 40.000 \text{ м}^2$ математичної моделі кедр та ялини, але рівень значущості виявився низьким, але достатньо надійним.

На рис. 1 в, з приведені криві, що відповідають теоретичному нормованому нормальному розподілу Гаусса особин кедр асоціації I за схемою 2 на сукупних пробних площах $F = 5625 \text{ м}^2$ ($k = 9$) для експерименту (в) та математичної моделі за таблицею випадкових чисел (з) (темні точки – емпіричний розподіл). Як видно з рис. 1 в, з, теоретична крива нормованого нормального розподілу щільно накриває точки емпіричного розподілу.

Аналогічні залежності отримані для всіх рядків табл. 1.

Висновки

1. Вперше у науковий обіг математичних методів у біології введено означення ступеня відповідності (невідповідності) вибіркового (емпіричного) розподілу теоретичному розподілу за нормальним законом Гаусса за критеріями асиметрії (a_s) та ексцесу (e_x) та їх середніми квадратичними відхиленнями (S_{a_s} , S_{e_x}).
2. Вперше у науковий обіг математичних методів у біології введено означення ступеня відповідності (невідповідності) вибіркового (емпіричного) розподілу теоретичному розподілу за нормальним законом Гаусса за критеріями омега-квадрат (ω^2) та хі-квадрат (χ^2) Пірсона.
3. Показано, що емпіричний (вибірково) просторовий розподіл числа особин кедр та ялини чорнично-зеленомохової та сфагнової структур для схем об'єднання вихідних пробних площ за схемою 1 і 2 та розподіл чисел – аналогів особин в математичній моделі, що створена за таблицею випадкових чисел, за кожною системою спостережень (пробною площею), підпорядкований теоретичному нормальному закону розподілу Гаусса з рівнем значущості від $\alpha = 0,01$ до $\alpha = 0,77$ за критерієм ω^2 .

Література

1. Сіренко О. Г. Моделі розподілу особин на пробних площах: 1. Постановка завдання / О. Г. Сіренко, О. В. Кузишин // Вісник Прикарп. нац. ун-ту ім. В. Стефаника. Серія Біологія. – Івано-Франківськ: Гостинець; Видавець Третяк І. Я., 2008. – Вип. X. – С. 86-95: іл. 4. – Бібліогр.: с. 94 – 95 (16 назв).
2. Жилієв Г. Г. Структура популяцій рідкісних видів флори Карпат / Г. Г. Жилієв, Ю. Й. Кобів, М. М. Мамчур. – К.: Наукова думка, 1998. – с. 101-119: іл.
3. Анализ структуры древесных ценозов / А. И. Бузыкин, В. Л. Гавриков, О. П. Секретенко, Р. Г. Хлебоброс; Под ред. Д. М. Киреева. – Новосибирск: Наука. 1985. – 95 с.: ил.
4. Злобин Ю. А. Принципы и методы изучения ценологических популяций растений / Ю. А. Злобин. – Казань: Изд-во Казан. ун-та, 1989. – 148 с.: ил.
5. Дідух Я. П. Популяційна екологія / Я. П. Дідух. – К.: Фітосоціоцентр, 1998. – 192 с.: іл., табл.
6. Гиляров А. М. Популяционная экология / А. М. Гиляров. – М.: Изд-во Москов. ун-та, 1990. – 192 с.: ил., табл.
7. Сіренко О. Г. Моделі розподілу особин на пробних площах: 2. Статистичні характеристики. Дисперсійний аналіз (статистична рівність ряду генеральних дисперсій) / О. Г. Сіренко, О. В. Кузишин // Вісник Прикарп. нац. ун-ту ім. В. Стефаника. Серія Біологія. – Івано-Франківськ: Гостинець; Видавець Третяк І. Я., 2008. – Вип. X. – С. 95 – 113: іл. 1, табл. 6. – Бібліогр.: с. 112 – 113 (34 назви).
8. Сіренко О. Г. Моделі розподілу особин на пробних площах: 3. Статистичні характеристики. Кореляційний та регресійний аналізи / О. Г. Сіренко, О. В. Кузишин, Л. Я. Мідак // Вісник Прикарп. нац. ун-ту ім. В. Стефаника. Серія Біологія. – Івано-Франківськ: Гостинець; Видавець Третяк І. Я., 2008. – Вип. XI. – С. 76-89: іл. 4, табл. 7. – Бібліогр.: 89 с. (15 назв).
9. Сигорский В. П. Математический аппарат инженера. 2 изд. – К.: Техніка, 1977. – 768 с.: ил., табл. – Библиогр. после гл. – Предмет. указат.: с. 752-764.
10. Корн Г. Справочник математика для научных работников и инженеров / Г. Корн, Т. Корн. – Пер. с 2^{го} амер. издания И. Г. Арамановича, А. М. Березмана, И. А. Вайнштейна и др. / Под общ. ред. И. Г. Арамановича. – М.: Наука, 1978. – 832 с.: ил., табл. – Библиогр. к гл.: с. 796-800 (183 назви). – Указат. обознач.: с. 801-803. – Предмет. указат.: с. 804-831.
11. Неділько С. А. Математичні методи в хімії: підручник [для студ. хім. спеціал. вищ. навч. закладів] / Сергій Неділько; [Мін-во освіти і науки України; гриф: лист № 1 / 11-1536 від 13.04.2004 р.]. – К.: Либідь, 2005. – 256 с.: іл. – Завдання для самостійн. роботи та бібліогр. в кінці розд. – ISBN 966 – 06 – 03843.

12. Степнов М.Н. Статистическая обработка результатов механических испытаний / Михаил Никитович Степнов. – М.: Машиностроение, 1972. – 232 с. : ил., табл. – Библиогр.: с. 229-230 (36 назв.).
13. Венецкий И.Г. Теория вероятностей и математическая статистика / И.Г. Венецкий, Г.С. Кильдишев. – Изд. 3-е, перераб. и доп. – М.: Статистика, 1975. – 264 с.: ил., табл. – Приложения: с. 255-264 (9 табл.).
14. Волощенко А.Б. Теория ймовірностей та математична статистика: навч.-метод. посібник для самоств. вивчення дисц. [для студ. економ. спеціал. вищ. навч. заклад.] / А.Б. Волощенко, І.А. Джалладова; [Мін-во освіти і науки України; гриф: лист № 14 / 18.2-613 від 22.03.2002 р.]. – К.: Київ. Нац. економ. ун-т, 2003. – 256 с.: ил., табл. – Приклади розв. завдань і вправи для самоств. розв'язання в кінці розд. – Блочно-модул. контроль: с. 183 – 203 (9 варіантів). – Відповіді: с. 204 – 216. – Библиогр.: с. 217 (18 назв.). – Додатки: с. 218 – 254 (8 табл.). – ISBN 966 – 574 – 459– 3.
15. Бендат Дж.С. Измерение и анализ случайных процессов / Дж.С. Бендат, А.Г. Пирсол; пер. с англ. Г.В. Матушевского, В.Е. Привальского; под ред. И.Н. Коваленко. – М.: Мир, 1971. – 408 с. – Перевод за изд.: Measurement and analysis of random data / Julius S. Bendat, Allan G. Piersol. – John Wiley and Sons, Inc. – New York-London-Sydney, 1967.: ил., табл. – Предмет. указатель: с. 403-408. – Библиогр.: с. 400-402 (59 наименов.).
16. Зажигаев Л.С. Методы планирования и обработки результатов физического эксперимента / Л.С. Зажигаев, А.А. Кишнян, Ю.И. Романиков. – М.: Атомиздат, 1978. – 232 с.: ил., табл. – Приложение: с. 144-229 (16 табл.). – Библиогр.: с. 230-231.

Стаття поступила до редакції 2.07.2008 р.; прийнята до друку 15.07.2008 р.

Сіренко О.Г. – провідний інженер відділу природної флори;

Кузишин О.В. – асистент кафедри теоретичної і прикладної хімії, магістр.

Мідак Л.Я. – кандидат хімічних наук, доцент кафедри теоретичної і прикладної хімії.

Рецензент: кандидат хімічних наук Татарчук Т.Р., доцент кафедри теоретичної і прикладної хімії Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

УДК 62.50; 57.087.1

МОДЕЛІ РОЗПОДІЛУ ОСОБИН НА ПРОБНИХ ПЛОЩАХ: 5. СТАТИСТИЧНІ ХАРАКТЕРИСТИКИ. ДИСПЕРСІЙНИЙ АНАЛІЗ: СТАТИСТИЧНА РІВНІСТЬ РЯДУ МАТЕМАТИЧНИХ СПОДІВАНЬ ОСОБИН СОСНИ КЕДРОВОЇ ЄВРОПЕЙСЬКОЇ (PINUS CEMBRA L.) ТА ЯЛИНИ ЗВИЧАЙНОЇ (PICEA ABIES)

О.Г. Сіренко¹, О.В. Кузишин²

¹Національний ботанічний сад ім. М.М. Гришка Національної Академії Наук України,
вул. Тімірязєвська, 1, Київ, 01014, Україна

²Прикарпатський національний університет імені Василя Стефаника,
вул. Шевченка, 57, Івано-Франківськ, 76025, Україна

Приведені статистичні характеристики просторового розподілу особин Pinus cembra L. та Picea abies на пробних площах, закладених за двома схемами для чорнично-зеленомохової (асоціація I) та сфагнової (асоціація II) структур. Виявлені кореляційні зв'язки між параметрами просторового розподілу особин. Обґрунтовано надійність визначення закону просторового розподілу особин за показником ступеня просторової агрегації та інших показників. Показана можливість опису просторового розподілу особин за нормальним законом Гаусса.

Ключові слова: Pinus cembra L., кедр, Picea abies, ялина, пробна площа, елементарна комірка, асоціація, особина, середнє арифметичне, дисперсія, середнє квадратичне відхилення, коефіцієнт варіації, ступінь просторової агрегації, початковий момент, центральний момент, показник асиметрії, показник ексцесу, вибіркова сукупність, генеральна сукупність, коефіцієнт кореляції, нормальний розподіл Гаусса.

Sirenko O.H., Kuzyshyn O.V. The models of species' distribution on the test area: statistic characteristics, dispersive analysis of general average of Pinus cembra L. and Picea abies species. Statistic characteristics of steric distribution of cedar and spruce on the test areas are illustrated. The correlation relation of steric distribution of species has been found. The reliability of determining the law of steric distribution of species with the degree of steric aggregation has been proved. Possibility of description of steric distribution of species with normal Gauss law is shown.

Key words: Pinus cembra L., cedar, Picea abies, spruce, test area, elementary unit, association, species, average, variance, root-mean-square deviation, variation coefficient, degree of steric aggregation, initial moment, central moment, asymmetry factor, excess factor, random set, correlation coefficient, normal Gauss distribution.

Вступ

Результати розрахунку статистичних характеристик розподілу особин сосни кедрової європейської (Pinus cembra L.) та особин ялини звичайної (Picea abies) приведені в табл. 1-6 роботи [1]. У цій роботі [1] приведені також результати дисперсійного аналізу зі статистичної рівності ряду генеральних дисперсій і зроблений висновок про прийняття нульової гіпотези про статистичну рівність генеральних дисперсій з рівнем значущості $\alpha = 0,01$ та $\alpha = 0,05$ за критеріями Фішера, Кохрана та Бартлета. У роботі [2] проведений кореляційний і регресійний аналіз статистичних характеристик розподілу особин кедр та ялини і показано, що наявність лінійного зв'язку залежить від схеми об'єднання сукупних пробних площ, типу та асоціації особин, що лінійна кореляція між характеристиками розподілу експерименту та математичних моделей суттєво

відрізняються і що показник просторової агрегації S^2/\bar{x} має тісний (значущий) коефіцієнт кореляції з величиною пробної площі F, середньою \bar{x} та $\lg F$ і $\ln F$ для особин ялини асоціації I схеми 2 [експеримент (екс.) та математичної моделі за таблицею випадкових чисел (т.в.ч.)]. Для особин кедр схеми 2 асоціації I між S^2/\bar{x} та $\lg F$, $\ln F$ існує надійний лінійний зв'язок для екс. та т.в.ч., у той же час лінійний зв'язок $S^2/\bar{x} \sim F$ значущий лише для екс. і незначущий для математичної моделі за т.в.ч., а для зв'язку $S^2/\bar{x} \sim \bar{x}$ навпаки: лінійний зв'язок значущий для математичної моделі за т.в.ч. і незначущий для екс. Для схеми I всіх вищих зв'язків лінійного зв'язку не виявлено. У роботі [3] показано, що емпіричний просторовий розподіл особин ялини та кедр на сукупних пробних площах може бути осереднений теоретичним нормальним розподілом Гаусса. Ці результати [1-3] дозволяють з високою надійністю провести дисперсійний аналіз по перевірці рівності ряду генеральних середніх сукупних пробних площ.

Мета цієї частини роботи полягала в дисперсійному аналізі статистичної рівності ряду математичних сподівань (ряду генеральних середніх) розподілу особин кедр та ялини на сукупних пробних площах, закладених за схемами 1 і 2 (рис. 1 [7]) та за таблицею випадкових чисел чорнично-зеленомохової структури (асоціація I) та сфагнової структури (асоціація II), і знаходження довірчих інтервалів для показника ступеня просторової агрегації особин на цих пробних площах.

Експериментальна частина

Об'єкт дослідження: сосна кедрова європейська (Pinus cembra L.) альпійсько-карпатського виду (далі кедр) та ялина звичайна (Picea abies) (далі ялина). Стадії розвитку кедр: j – ювенільна; im (im₁, im₂) – іматурна (іматурна 1, іматурна 2); v (v₁, v₂) – віргінійська (віргінійська 1, віргінійська 2); g (g₁, g₂, g₃) – генеративна (генеративна 1, генеративна 2, генеративна 3); S – сенільна; ks – квазісенільна.

Пробна площа. Досліджували кедровососново-ялиновий ліс. Сукупні пробні площі були закладені в однакових ценотичних умовах – чорнично-зеленомохової (асоціації I) та сфагнової (асоціації II) структури, що часто зустрічається при аналізі результатів експериментів, за двома схемами [1]:

- **схема 1:** коли площі об'єднують, а число елементарних комірок лишається сталим (N=4) при зростанні їх розмірів;
- **схема 2:** коли площі об'єднують так, що кількість елементарних комірок N зростає від 4 до 36 або від 4 до 12 (а при утворенні пробних площ за таблицею випадкових чисел від 4 до 256) при сталому розмірі елементарної комірки (12,5×12,5 м).

Вихідна базова пробна площа $F_1 = 25 \text{ м} \times 25 \text{ м} = 625 \text{ м}^2$, яка мала 4 елементарні комірки розміром $F_0 = 12,5 \text{ м} \times 12,5 \text{ м} = 156,25 \text{ м}^2$, у які за результатами досліджень попадала (а за таблицею випадкових чисел [6-8] була розміщена) певна кількість особин (кедр, ялини) кожної з двох ценотичних структур:

- **асоціації I** (чорнично-зеленомохової структури) (табл. 1-4) роботи [1];
- **асоціації II** (сфагнової структури) (табл. 1-4) роботи [1].

Розміри сукупних пробних площ зростали: від $F_1 = 625 \text{ м}^2$ до $F_9 = 5625 \text{ м}^2$ (9 об'єднань) для асоціації I; від $F_1 = 625 \text{ м}^2$ до $F_3 = 1875 \text{ м}^2$ (3 об'єднання) для асоціації II (табл. 1-4 роботи [1]), а при застосуванні таблиці випадкових чисел [4-6] – від $F_1 = 625 \text{ м}^2$ (25 м×25 м) до $F_{11} = 40000 \text{ м}^2$ (200 м×200 м) (11 об'єднань) (табл. 5, 6 роботи [1]).

Із таблиці випадкових чисел [4-6] вибирали числа – кількість особин 1-21 (для кедр) та 0-22 (для ялини) – за строками або графами і поміщали в елементарні комірки за схемою 2 послідовно за строками або графами сукупної пробної площі або випадковим чином (теж вибираючи числа за строками або графами з таблиці випадкових чисел) при нумерації строк таблиці сукупної пробної поверхні, або за «лотерейною грою». У всіх випадках результати відрізнялися менше, ніж на 1,5%. У подальших дослідженнях із таблиці випадкових чисел [4-6] вибирали числа – кількість особин 1-21 (для кедр) та 0-22 (для ялини) – за строками, поміщаючи числа в елементарні комірки за схемою 2 послідовно за строками. Для подальшої статистичної обробки використали [6-14]. Результати розрахунку статистичних числових характеристик розподілу особин ялини та кедр приведені в табл. 1-6 [1].

1. Процедура дисперсійного аналізу полягала у перевірці нульової гіпотези H_0 про рівність ряду генеральних середніх (математичних сподівань) особин ялини та кедра: $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_i = \dots = \mu_k$, які оцінені за рядом вибірових середніх арифметичних: $\bar{x}_1, \bar{x}_2, \dots, \bar{x}_i, \dots, \bar{x}_k$ відповідно.

2. Розраховували статистичні характеристики [1, 10], що пов'язані із перевіркою H_0 про рівність ряду математичних сподівань та порівняльним аналізом:

- Загальну середню особин:
$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^k (N_i \cdot \bar{x}_i)}{\sum_{i=1}^k N_i}, \quad (1)$$

де \bar{x}_i – середня особин i -тої пробної площі; N_i – кількість особин i -тої пробної площі.

- Дисперсію особин між рядами пробних площ (міжрядкова дисперсія):

$$S_1^2 = \frac{SS_1}{f_1} = \frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^k N_i (\bar{x}_i - \bar{x})^2, \quad (2)$$

де SS_1 – сума при розрахунку дисперсії S_1^2 ; $f_1 = (k-1)$ – число ступенів вільностей для дисперсії S_1^2 .

- Дисперсію особин внутрішню (залишкову) – в середині пробних площ для всієї матриці $[k \times N_i]$:

$$S_2^2 = \frac{SS_2}{f_2} = \frac{1}{\left(\sum_{i=1}^k N_i\right) - k} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{N_i} (x_{ij} - \bar{x}_i)^2, \quad (3)$$

де SS_2 – сума при розрахунку дисперсії S_2^2 ; $f_2 = \left(\sum_{i=1}^k N_i\right) - k$ – число ступенів вільностей для дисперсії S_2^2 ;

x_{ij} – кількість особин в елементарній комірці i -тої пробної площі.

- Повну (загальну, сумарну) дисперсію особин для k -пробних площ:

$$S_3^2 = \frac{SS_3}{f_3} = \frac{1}{\left(\sum_{i=1}^k N_i\right) - 1} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{N_i} (x_{ij} - \bar{x})^2 = \frac{SS_1 + SS_2}{f_1 + f_2}, \quad (4)$$

де SS_3 – сума при розрахунку дисперсії S_3^2 ; $f_3 = \left(\sum_{i=1}^k N_i\right) - 1$ – число ступенів вільностей для дисперсії S_3^2 .

4.2. Процедура перевірки [10, 12]: перевірку H_0 рівності ряду генеральних середніх здійснювали за критерієм Фішера [10-12], розраховуючи емпіричне його значення:

$$F_p = \frac{S_1^2}{S_2^2}, \quad (5)$$

яке порівнюють з теоретичним (табличним) значенням критерію Фішера $F_T = F_\alpha\{\alpha, f_1, f_2\}$, що вибране із таблиць [6, 11-12] для рівня значущості $\alpha = 1 - P$ та числа ступенів вільностей f_1 і f_2 для дисперсій S_1^2 і S_2^2 .

- Якщо $F_p \leq F_T = F_\alpha$, то гіпотезу H_0 приймають – ряд генеральних середніх статистично рівний (ряд вибірових середніх статистично однорідний) з рівнем значущості $\alpha = 1 - P$. Тоді за [10] тут маємо, що всі результати належать одній нормально розподіленій генеральній сукупності особин із загальною генеральною дисперсією σ^2 , оцінкою якої є величина S_3^2 та загальною генеральною середньою μ , оцінкою якої є загальна вибірова середня, \bar{x} з довірчою ймовірністю $P = 1 - \alpha$ та довірчими інтервалами (вираз у квадратних дужках):

- дисперсія σ^2

- а) за табличним значенням Z_α [10, 12]:

$$P\left[\left(S_3^2 Z_1^2 \frac{f_3}{f_3 + 1}\right) < \sigma^2 < \left(S_3^2 Z_2^2 \frac{f_3}{f_3 + 1}\right)\right] = 1 - \alpha; \quad (6)$$

де $Z_1, Z_2 \left\{N = \sum_{i=1}^k N_i; P\right\}$ знаходили за [12] для загального числа всіх особин N та ймовірності P ;

- б) за табличним значенням χ_α^2 [10]:

$$P\left[\left(\frac{f_3 S_3^2}{\chi_\alpha^2 \{f_3; \alpha/2\}}\right) < \sigma^2 < \left(\frac{f_3 S_3^2}{\chi_{1-\alpha}^2 \{f_3; (1-\alpha/2)\}}\right)\right] = 1 - \alpha; \quad (7)$$

де табличні значення $\chi_T^2 = \chi_\alpha^2$ знаходили за [11, 12] для рівнів значущості $\alpha/2$ та $(1-\alpha/2)$ і числа ступенів вільностей f_3 ;

- математичні сподівання за табличними даними [10]:

$$P\left[\left(\bar{x} - \frac{S_3 \cdot t_\alpha \left\{\frac{\alpha}{2}; f_3\right\}}{\sqrt{\sum_{i=1}^k N_i}}\right) < \mu < \left(\bar{x} + \frac{S_3 \cdot t_\alpha \left\{\frac{\alpha}{2}; f_3\right\}}{\sqrt{\sum_{i=1}^k N_i}}\right)\right] = 1 - \alpha, \quad (8)$$

де $S_3 = \sqrt{S_3^2}$, а $t_T = t_\alpha$ знаходили за [11-13] для рівня значущості $\alpha/2$ та числа ступенів вільностей f_3 .

- Якщо $F_p > F_T = F_\alpha$, то гіпотезу H_0 відкидаємо – ряд генеральних середніх статистично нерівний (ряд вибірових середніх статистично неоднорідний) з рівнем значущості $\alpha = 1 - P$.

Оцінка дисперсії середніх за:
$$\sigma_\mu^2 \leftarrow S_\mu^2 = \frac{k-1}{\sum_{i=1}^k N_i} (S_1^2 - S_2^2). \quad (9)$$

Тоді, за [12] тут маємо k -нормально розподілених генеральних сукупностей особин із загальною дисперсією σ^2 (бо попередньо була доведена статистична рівність ряду генеральних дисперсій σ_i^2), оцінкою якої є величина вибірової дисперсії S_2^2 , та із різними генеральними середніми μ , (μ_1, \dots, μ_k), оцінками яких є вибірові середні \bar{x}_i ($\bar{x}_1, \dots, \bar{x}_k$) відповідно, з довірчою ймовірністю $P = 1 - \alpha$ (надійність результату) та довірчими інтервалами (точність результату):

- дисперсія σ^2

- а) за табличними значеннями Z_α [10]:

$$P\left[\left(S_2^2 Z_1^2 \frac{f_2}{f_2 + 1}\right) < \sigma^2 < \left(S_2^2 Z_2^2 \frac{f_2}{f_2 + 1}\right)\right] = 1 - \alpha, \quad (10)$$

де $Z_1, Z_2 \left\{N = \sum_{i=1}^k N_i; P\right\}$ знаходили за [12] для загального числа всіх особин N та ймовірності P ;

- б) за табличними значеннями $\chi_\alpha^2 = \chi_T^2$ [10]:

$$P\left[\left(\frac{f_2 S_2^2}{\chi_T^2 \{f_2; \alpha/2\}}\right) < \sigma^2 < \left(\frac{f_2 S_2^2}{\chi_T^2 \{f_2; 1-\alpha/2\}}\right)\right] = 1 - \alpha, \quad (11)$$

де табличні значення $\chi_T^2 = \chi_\alpha^2$ знаходили за [11, 12] для рівнів значущості $\alpha/2$ та $(1-\alpha/2)$ і числа ступенів вільностей f_2 ;

- математичні сподівання μ_i [10]:

$$P\left[\left(\bar{x}_i - \frac{S_2 \cdot t_\tau \left\{\frac{\alpha}{2}; f_2\right\}}{\sqrt{\sum_{i=1}^k N_i}}\right) < \mu_i < \left(\bar{x}_i + \frac{S_2 \cdot t_\tau \left\{\frac{\alpha}{2}; f_2\right\}}{\sqrt{\sum_{i=1}^k N_i}}\right)\right] = 1 - \alpha, \quad (12)$$

де $t_T = t_\alpha \left\{\frac{\alpha}{2}; f_2\right\}$ – табличне значення критерію Стьюдента знаходили за [11-13] для рівня значущості

$\alpha/2$ та числа ступенів вільностей f_2 .

4.3. Статистична рівність двох генеральних дисперсій σ_1^2 і σ_2^2 за оцінками вибірових дисперсій S_1^2 і S_2^2 відповідно за нульовою гіпотезою $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ [10].

Процедура перевірки [10]:
$$F_p = \frac{S_{\max}^2}{S_{\min}^2} = \frac{S_1^2}{S_2^2}, \text{ якщо } S_1^2 > S_2^2 \quad (13)$$

Якщо $F_p > F_T = F_\alpha\{\alpha; f_1, f_2\}$, то гіпотезу H_0 про рівність двох генеральних дисперсій відкидають – дві генеральні дисперсії σ_1^2 і σ_2^2 статистично нерівні (дві вибірові дисперсії S_1^2 і S_2^2 статистично неоднорідні) з рівнем значущості $\alpha=1-P$, де P – ймовірність прийняття H_0 . Якщо $F_p \leq F_T$, то H_0 приймають – дві генеральні дисперсії σ_1^2 і σ_2^2 рівні в статистичному смислі (дві вибірові дисперсії S_1^2 і S_2^2 статистично однорідні) з рівнем значущості $\alpha = 1 - P$. Тут F_p – розрахункове (емпіричне, експериментальне) значення критерію Фішера;

$F_T = F_\alpha \{ \alpha; f_1, f_2 \}$ – теоретичне (табличне) значення критерію Фішера [11, 12]; $f_1 = (N_1 - 1)$, $f_2 = (N_2 - 1)$ – число ступенів вільностей для дисперсії S_1^2 і S_2^2 відповідно; N_1, N_2 – число досліджених варіантів (обсяги виборок).

4.4. Статистична рівність двох генеральних середніх μ_1 і μ_2 за оцінками двох вибірових середніх \bar{x}_1 і \bar{x}_2 за нульовою гіпотезою $H_0: \mu_1 = \mu_2$ [10]. Процедура перевірки [10]:

а) якщо $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$, то

$$t_p = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{S \sqrt{\frac{1}{N_1} + \frac{1}{N_2}}}, \quad (14)$$

де t_p – розрахунковий (емпіричний) критерій Стьюдента; $S = \sqrt{S^2}$, S^2 – узагальнена (зведена) вибіркова дисперсія:

$$S^2 = \frac{f_1 S_1^2 + f_2 S_2^2}{f_1 + f_2} = \frac{SS_1 + SS_2}{f} = \frac{SS}{f}; \quad (15)$$

SS_1, SS_2, SS – суми відповідних дисперсій; $f_1, f_2, f = (f_1 + f_2)$ – число ступенів вільностей відповідних дисперсій; $t_T = t_\alpha \{ \alpha; f \}$ [11-13] – теоретичне (табличне) значення критерію Стьюдента;

Таблиця 1. Розрахункові статистичні характеристики [10], що пов'язані з перевіркою нульової гіпотези про рівність ряду генеральних середніх та порівняльного аналізу.

| Особина | Ялина | | | | | Кедр | | | | |
|--|-------------|-------------|-----------|-----------|------------|-------------|-----------|-----------|-----------|------------|
| | 1 | | 2 | | | 1 | | 2 | | |
| Схема | I | II | I | II | I (т.в.ч.) | I | II | I | II | I (т.в.ч.) |
| N | 36 | 12 | 180 | 24 | 500 | 36 | 12 | 180 | 24 | 500 |
| f_1 | 8 | 2 | 8 | 2 | 10 | 8 | 2 | 8 | 2 | 10 |
| f_2 | 27 | 9 | 171 | 21 | 489 | 27 | 9 | 171 | 21 | 489 |
| f_3 | 35 | 11 | 179 | 23 | 499 | 35 | 11 | 179 | 23 | 499 |
| S_1^2 , од. ² | 1633,4 | 101,083 | 17,538 | 5,621 | 44,325 | 2339 | 68,25 | 16,215 | 12,831 | 35,495 |
| S_2^2 , од. ² | 25,37 | 5,194 | 17,418 | 5,736 | 44,577 | 39,898 | 27,389 | 26,594 | 14,421 | 36,673 |
| S_3^2 , од. ² | 392,91 | 22,628 | 17,423 | 5,726 | 44,572 | 565,4 | 34,818 | 26,13 | 14,283 | 36,649 |
| \bar{x} , од. | 30,944 | 11,583 | 6,189 | 4,623 | 10,846 | 40,528 | 12,5 | 7,901 | 6,25 | 11,026 |
| $F_p = \frac{S_1^2}{S_2^2}$ | 64,382 | 19,462 | 1,007 | 0,98 | 0,994 | 58,624 | 2,492 | 0,61 | 0,89 | 0,968 |
| $F_{0,01}\{f_1; f_2\}$ | 3,26 | 8,02 | 2,626 | 5,785 | 2,362 | 3,26 | 8,02 | 2,626 | 5,785 | 2,362 |
| $F_{0,05}\{f_1; f_2\}$ | 2,305 | 4,26 | 1,995 | 3,465 | 1,851 | 2,305 | 4,26 | 1,995 | 3,465 | 1,851 |
| $\xi_{0,01}$ | 19,75 | 2,43 | 0,38 | 0,17 | 0,42 | 17,98 | 0,31 | 0,23 | 0,15 | 0,41 |
| $\xi_{0,05}$ | 27,93 | 4,57 | 0,51 | 0,28 | 0,54 | 25,43 | 0,59 | 0,31 | 0,26 | 0,52 |
| $\xi_{0,01}$ | 0,05 | 0,41 | 2,61 | 5,90 | 2,38 | 0,006 | 3,22 | 4,31 | 6,5 | 2,44 |
| $\xi_{0,05}$ | 0,04 | 0,22 | 1,98 | 3,54 | 1,86 | 0,04 | 1,71 | 3,27 | 3,89 | 1,91 |
| Кількість генеральних сукупностей з н.з.р. | 9 | 3 | 1 | 1 | 1 | 9 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| Оцінка σ^2 | S_2^2 | S_2^2 | S_3^2 | S_3^2 | S_3^2 | S_2^2 | S_3^2 | S_3^2 | S_3^2 | S_3^2 |
| Оцінка μ | \bar{x}_1 | \bar{x}_1 | \bar{x} | \bar{x} | \bar{x} | \bar{x}_1 | \bar{x} | \bar{x} | \bar{x} | \bar{x} |
| S_μ^2 , од. ² | 357,3 | 15,98 | - | - | - | 510,9 | - | - | - | - |
| Прийняття H_0 | - | - | + | + | + | - | + | + | + | + |

б) якщо $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$, то $t_p = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{N_1} + \frac{S_2^2}{N_2}}}, \quad (16)$

де число ступенів вільностей $f = \frac{f_1 \cdot f_2}{f_2 c^2 + f_1 (1-c)^2}$, де $c = \frac{S_1^2}{S_1^2 + S_2^2}$. (17)

Якщо $|t_p| \leq t_\alpha$, то H_0 приймається – дві генеральні середні (математичні сподівання μ_1 і μ_2) статистично рівні (дві вибірові середні \bar{x}_1 і \bar{x}_2 статистично однорідні) з рівнем значущості $\alpha = 1 - P$. Якщо $|t_p| > t_\alpha$, то H_0 відкидається – дві генеральні середні (математичні сподівання μ_1 і μ_2) статистично нерівні (дві середні \bar{x}_1 і \bar{x}_2 статистично неоднорідні).

II. Результати та обговорення

Результати розрахунків числових характеристик \bar{x} , S_1^2 , S_2^2 , S_3^2 приведені в табл. 1.

Введемо у науковий обіг математичних методів у біології означення ступеня нерівності ряду середніх як відношення розрахункового значення критерію Фішера F_p (за співвідношенням міжрядкової S_1^2 та внутрішньорядкової S_2^2 дисперсій при процедурі перевірки нульової гіпотези про рівність ряду генеральних середніх) до табличного F_α для рівня значущості α :

$$\xi_\alpha = \frac{F_p}{F_\alpha}, \text{ де } F_p > F_\alpha, \quad (18)$$

а ступеня рівності ряду генеральних середніх: $\xi_\alpha = \frac{F_\alpha}{F_p}$, де $F_\alpha \geq F_p$. (19)

Таблиця 2. Вибіркові числові характеристики та довірчі інтервали для ряду генеральних середніх та генеральної дисперсії розподілу особин ялини на сукупних пробних площах, закладених за схемою 1.

| k | N | F_i [м ²] | Вибіркові характеристики | | Довірчі інтервали для генеральних характеристик з довірчою ймовірністю | |
|---|---|-------------------------|--------------------------|-----------------------------|--|--------------------------------|
| | | | \bar{x}_i [од.] | S_i^2 [од. ²] | $P = 0,99$ | $P = 0,95$ |
| Асоціація I (чорнично-зеленомохова структура) | | | | | | |
| 1 | 4 | 625 | 4,500 | 4,333 | 2,172 < μ_1 < 6,828 | 2,775 < μ_1 < 6,225 |
| 2 | 4 | 1250 | 10,000 | 35,333 | 7,672 < μ_2 < 12,328 | 8,275 < μ_2 < 11,725 |
| 3 | 4 | 1875 | 13,250 | 40,920 | 10,922 < μ_3 < 15,578 | 11,525 < μ_3 < 14,975 |
| 4 | 4 | 2500 | 18,250 | 26,917 | 15,922 < μ_4 < 20,578 | 16,525 < μ_4 < 19,975 |
| 5 | 4 | 3125 | 31,750 | 0,917 | 29,422 < μ_5 < 34,078 | 30,025 < μ_5 < 33,475 |
| 6 | 4 | 3750 | 40,000 | 15,333 | 37,672 < μ_6 < 42,328 | 38,275 < μ_6 < 41,725 |
| 7 | 4 | 4375 | 49,250 | 12,250 | 46,922 < μ_7 < 51,578 | 47,525 < μ_7 < 50,975 |
| 8 | 4 | 5000 | 54,000 | 38,667 | 51,672 < μ_8 < 56,328 | 52,275 < μ_8 < 55,725 |
| 9 | 4 | 5625 | 57,500 | 53,667 | 55,172 < μ_9 < 59,828 | 55,775 < μ_9 < 59,225 |
| за Z_α : | | | | | [13,743 < σ^2 < 54,509] | [15,657 < σ^2 < 44,315] |
| за χ_α^2 : | | | | | [13,799 < σ^2 < 58,001] | [15,860 < σ^2 < 47,014] |
| Асоціація II (сфагнова структура) | | | | | | |
| 1 | 4 | 625 | 6,000 | 6,000 | 3,862 < μ_1 < 8,138 | 4,513 < μ_1 < 7,487 |
| 2 | 4 | 1250 | 13,000 | 4,667 | 10,862 < μ_2 < 15,138 | 11,513 < μ_2 < 14,487 |
| 3 | 4 | 1875 | 15,750 | 4,917 | 13,612 < μ_3 < 17,888 | 14,263 < μ_3 < 17,237 |
| за Z_α : | | | | | [1,884 < σ^2 < 21,657] | [2,306 < σ^2 < 14,362] |
| за χ_α^2 : | | | | | [1,982 < σ^2 < 27,021] | [2,458 < σ^2 < 17,313] |

Результати розрахунків ступенів нерівності і рівності ряду середніх для рівня значущості для $\alpha = 0,01$ і $\alpha = 0,05$ при перевірці нульової гіпотези зведені в табл. 1. Як видно з табл. 1, для ялини і кедря схеми I асоціації I маємо максимальну нерівність міжрядкової дисперсії по відношенню до внутрішньорядкової дисперсії при перевірці H_0 , тобто ряд генеральних середніх значно статистично нерівний (ряд вибірових дисперсій статистично неоднорідний), при цьому нерівність більша з рівнем значущості $\alpha = 0,05$, ніж з $\alpha = 0,01$: 27,93 і 19,75 для ялини та 25,43 і 17,98 для кедря (як видно, що для кедря ця нерівність менша). Значно менша

статистична нерівність спостерігається для генеральних середніх для ялини схеми I асоціації II: 4,57 (для $\alpha = 0,05$) та 2,43 (для $\alpha = 0,01$). Для решти сполучень «особина – схема – асоціація» спостерігається статистична рівність ряду генеральних середніх. Мажорантний ряд при цьому такий:

- $\alpha = 0,01$: (кедр – 2, II) > (ялина – 2, II) > (кедр – 2, I) > (кедр – 1, II) > (кедр – 2, I, т.в.ч.) \geq (ялина – 2, I, т.в.ч.);
- $\alpha = 0,05$: (кедр – 2, II) > (ялина – 2, II) > (кедр – 2, I) > (ялина – 2, I) \geq (кедр – 2, I, т.в.ч.) \geq (ялина – 2, I, т.в.ч.) \geq (кедр – 1, II).

Таким чином, за результатами табл. 1 за [10] маємо $k = 9$ (для ялини і кедр схеми 1, асоціації I) та $k = 3$ (для ялини схеми 1, асоціації II) нормально розподілених генеральних сукупностей особин із загальною дисперсією σ^2 (бо попередньо була доведена статистична рівність ряду генеральних дисперсій σ_i^2), оцінкою якої є величина вибіркової дисперсії S_2^2 , та із різними генеральними середніми μ_i (μ_1, \dots, μ_9) або μ_i (μ_1, \dots, μ_3), оцінками яких є вибіркові середні \bar{x}_i ($\bar{x}_1, \dots, \bar{x}_9$) або \bar{x}_i ($\bar{x}_1, \dots, \bar{x}_3$) відповідно (табл. 1-6 [1]) з довірчою ймовірністю $P = 1 - \alpha = 0,99$ та $0,95$ (з рівнем значущості $\alpha = 0,01$ та $0,05$) (надійність результату) та довірчими інтервалами (точність результату) (табл. 2; 5). Для решти варіантів (кедр, схема 1, асоціація II; ялина і кедр, схема 2, асоціація I, II, I т.в.ч.) всі результати належать одній генеральній сукупності, розподіленій нормально з параметрами: генеральна дисперсія σ^2 , оцінкою якої є загальна вибіркова дисперсія S_3^2 , та математичним сподіванням μ , оцінкою якого є загальна середня \bar{x} (табл. 5; 7; 9). За [1, 10] розраховуємо довірчі інтервали (вираз у квадратних дужках) для генеральної дисперсії σ^2 та ряду генеральних середніх μ_i з довірчою ймовірністю $P = 0,99$ та $P = 0,95$ (табл. 2; 5; 7; 9).

У табл. 3; 6; 8 приведені значення вибіркового показника просторової агрегації для кожної сукупної площі за S_i^2 ($\xi_{ii} = \frac{S_i^2}{\bar{x}_i}$) та за S_2^2 ($\xi_i = \frac{S_2^2}{\bar{x}_i}$). За критерієм Стюдента t_α розраховані довірчі інтервали та вказана

довірча ймовірність $p=0,99$ та $p=0,95$ для математичного сподівання та за Z_α та χ_α^2 розраховані довірчі інтервали та вказана довірча ймовірність $p=0,99$ та $p=0,95$ для генеральної дисперсії (табл. 2; 5; 7; 9). За цими довірчими інтервалами побудовані довірчі інтервали та вказана довірча ймовірність $p=0,99$ та $p=0,95$ для генерального показника ступеня просторової агрегації, як відношення довірчих інтервалів генеральної дисперсії та математичного сподівання, в кінцевому вигляді формули для якого, виходячи із означення та оцінок, будуть такі:

$$1) \frac{\sigma^2}{\mu} = E \leftarrow \xi = \frac{S^2}{\bar{x}} \text{ [од.];} \quad (20)$$

а) за Z_α, t_α :

$$P \left[\left(\frac{Z_1^2 S^2 \cdot f \sqrt{\sum_{i=1}^N N_i}}{\left(\bar{x} \sqrt{\sum_{i=1}^N N_i} - S \cdot t_\alpha \left\{ f; \frac{\alpha}{2} \right\} \right) (f+1)} \right) < E < \left(\frac{Z_2^2 S^2 \cdot f \sqrt{\sum_{i=1}^N N_i}}{\left(\bar{x} \sqrt{\sum_{i=1}^N N_i} + S \cdot t_\alpha \left\{ f; \frac{\alpha}{2} \right\} \right) (f+1)} \right) \right] = 1 - \alpha; \quad (21)$$

б) за χ_α^2, t_α :

$$P \left[\left(\frac{f \cdot S^2 \sqrt{\sum_{i=1}^k N_i}}{\left(\bar{x} \sqrt{\sum_{i=1}^k N_i} - S \cdot t_\alpha \left\{ f; \frac{\alpha}{2} \right\} \right) \chi_\alpha^2 \left\{ f; \frac{\alpha}{2} \right\}} \right) < E < \left(\frac{f \cdot S^2 \sqrt{\sum_{i=1}^k N_i}}{\left(\bar{x} \sqrt{\sum_{i=1}^k N_i} + S \cdot t_\alpha \left\{ f; \frac{\alpha}{2} \right\} \right) \chi_\alpha^2 \left\{ f; \left(1 - \frac{\alpha}{2} \right) \right\}} \right) \right] = 1 - \alpha; \quad (22)$$

$$2) \frac{\sigma}{\mu} \cdot \sigma = v \cdot \sigma = E \leftarrow \xi = \frac{S}{\bar{x}} \cdot S = \gamma \cdot S \text{ [од.];} \quad (23)$$

в) за v, Z_α, t_α :

$$P \left[\left(\frac{\gamma Z_1 S f \sqrt{2}}{\left(\sqrt{2f} + t_\alpha \left\{ f; \frac{\alpha}{2} \right\} \sqrt{1+2\gamma^2} \right) \sqrt{f+1}} \right) < E < \left(\frac{\gamma Z_2 S f \sqrt{2}}{\left(\sqrt{2f} - t_\alpha \left\{ f; \frac{\alpha}{2} \right\} \sqrt{1+2\gamma^2} \right) \sqrt{f+1}} \right) \right] = 1 - \alpha; \quad (24)$$

г) за $v, \chi_\alpha^2, t_\alpha$:

$$P \left[\left(\frac{\gamma \cdot f \cdot S \sqrt{2}}{\left(\sqrt{2f} + t_\alpha \left\{ f; \frac{\alpha}{2} \right\} \sqrt{1+2\gamma^2} \right) \sqrt{\chi_\alpha^2 \left\{ f; \frac{\alpha}{2} \right\}}} \right) < E < \left(\frac{\gamma \cdot f \cdot S \sqrt{2}}{\left(\sqrt{2f} - t_\alpha \left\{ f; \frac{\alpha}{2} \right\} \sqrt{1+2\gamma^2} \right) \sqrt{\chi_\alpha^2 \left\{ f; \left(1 - \frac{\alpha}{2} \right) \right\}}} \right) \right] = 1 - \alpha. \quad (25)$$

Просторовий розподіл особин ялини асоціації I на $k = 9$ та $k = 3$ сукупних пробних площах, закладених за схемою 1, з ймовірністю 0,99 і 0,95 носить (в середньому) контагіозний характер при нерівних середніх та рівних дисперсіях (табл. 3).

Таблиця 3. Вибіркові числові характеристики та довірчі інтервали для генерального показника ступеня просторової агрегації особин ялини на сукупних пробних площах, закладених за схемою 1.

| k | Вибіркові характеристики | | Довірчі інтервали для генерального показника просторової агрегації з довірчою ймовірністю | | | |
|---|--------------------------|---------------|---|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| | ξ_{ii} [од.] | ξ_i [од.] | P = 0,99 | | P = 0,95 | |
| | | | за Z_α | за χ_α^2 | за Z_α | за χ_α^2 |
| Асоціація I (чорнично-зеленомохова структура) | | | | | | |
| 1 | 0,963 | 5,638 | 6,327 < E ₁ < 7,983 | 6,353 < E ₁ < 8,495 | 5,642 < E ₁ < 7,119 | 5,715 < E ₁ < 7,552 |
| 2 | 3,533 | 2,537 | 1,791 < E ₂ < 4,422 | 1,799 < E ₂ < 4,705 | 1,892 < E ₂ < 3,780 | 1,917 < E ₂ < 4,010 |
| 3 | 3,088 | 1,915 | 1,258 < E ₃ < 3,449 | 1,263 < E ₃ < 3,723 | 1,359 < E ₃ < 2,959 | 1,376 < E ₃ < 3,140 |
| 4 | 1,475 | 1,390 | 0,863 < E ₄ < 2,649 | 0,867 < E ₄ < 2,819 | 0,947 < E ₄ < 2,219 | 0,960 < E ₄ < 2,354 |
| 5 | 0,029 | 0,799 | 0,467 < E ₅ < 1,600 | 0,469 < E ₅ < 1,702 | 0,521 < E ₅ < 1,324 | 0,528 < E ₅ < 1,404 |
| 6 | 0,383 | 0,634 | 0,365 < E ₆ < 1,288 | 0,366 < E ₆ < 1,370 | 0,409 < E ₆ < 1,062 | 0,414 < E ₆ < 1,127 |
| 7 | 0,249 | 0,515 | 0,293 < E ₇ < 1,057 | 0,294 < E ₇ < 1,125 | 0,329 < E ₇ < 0,869 | 0,334 < E ₇ < 0,922 |
| 8 | 0,716 | 0,470 | 0,266 < E ₈ < 0,968 | 0,267 < E ₈ < 1,030 | 0,300 < E ₈ < 0,795 | 0,303 < E ₈ < 0,844 |
| 9 | 0,933 | 0,441 | 0,249 < E ₉ < 0,911 | 0,250 < E ₉ < 0,969 | 0,281 < E ₉ < 0,748 | 0,284 < E ₉ < 0,794 |
| Асоціація II (сфагнова структура) | | | | | | |
| 1 | 1,000 | 0,866 | 0,488 < E ₁ < 2,661 | 0,513 < E ₁ < 3,320 | 0,511 < E ₁ < 1,918 | 0,545 < E ₁ < 2,312 |
| 2 | 0,359 | 0,400 | 0,173 < E ₂ < 1,431 | 0,182 < E ₂ < 1,785 | 0,200 < E ₂ < 0,991 | 0,213 < E ₂ < 1,195 |
| 3 | 0,312 | 0,330 | 0,138 < E ₃ < 1,211 | 0,146 < E ₃ < 1,511 | 0,162 < E ₃ < 0,833 | 0,172 < E ₃ < 1,004 |

Таблиця 4. Середні значення вибірових характеристик та довірчі інтервали для генерального показника просторової агрегації особин кедр та ялини асоціації I (чорнично-зеленомохова структура) та асоціації II (сфагнова структура) за двома (1 і 2) схемами об'єднання пробних площ.

| Особина | k | F [м ²] | Схема | Асоціація | Вибіркові характеристики | | Довірчі інтервали для генерального показника з довірчою ймовірністю | |
|---------|----|---------------------|-------|-----------|--------------------------|---------------------|---|-------------------|
| | | | | | $\bar{\xi}_{ii}$ [од.] | $\bar{\xi}_i$ [од.] | P = 0,99 | |
| | | | | | | | за ($Z_\alpha + \chi_\alpha^2$) | |
| Кедр | 9 | 625 – 5625 | 1* | I* | 0,816 | 1,525 | 1,006 < E < 2,913 | 1,088 < E < 2,450 |
| Кедр | 3 | 625 – 1875 | 1 | II | 2,111 | 3,006 | 1,887 < E < 8,293 | 1,898 < E < 6,103 |
| Кедр | 9 | 625 – 5625 | 2 | I | 2,862 | 3,309 | 3,038 < E < 3,754 | 3,089 < E < 3,630 |
| Кедр | 3 | 625 – 1875 | 2 | II | 2,325 | 2,190 | 1,764 < E < 4,251 | 1,799 < E < 3,577 |
| Кедр | 11 | 625 – 40.000 | 2** | I** | 4,170 | 3,720 | 3,064 < E < 3,741 | 3,119 < E < 3,505 |
| Ялина | 9 | 625 – 5625 | 1* | I* | 1,263 | 1,593 | 1,323 < E < 2,796 | 1,307 < E < 2,390 |
| Ялина | 3 | 625 – 1875 | 1* | II* | 0,557 | 0,532 | 0,273 < E < 1,987 | 0,301 < E < 1,376 |
| Ялина | 9 | 625 – 5625 | 2 | I | 2,416 | 3,140 | 2,603 < E < 3,180 | 2,642 < E < 3,078 |
| Ялина | 3 | 625 – 1875 | 2 | II | 1,186 | 1,187 | 0,889 < E < 2,393 | 0,929 < E < 1,997 |
| Ялина | 11 | 625 – 40.000 | 2** | I** | 5,218 | 4,625 | 3,819 < E < 4,593 | 3,879 < E < 4,310 |

* – середні за k-сукупними пробними площаами; ** – математична модель за таблицею випадкових чисел

Крива залежності ($\bar{x}_i \pm \Delta x_i$) ~ F, для ялини асоціації I за схемою 1 має перегин у точці $F_4 \approx 2500$ м² для $\alpha = 0,01$ та $\alpha = 0,05$ (табл. 3). Теж саме спостерігається на кривій 1 залежності E ~ F (рис. 1-4), коли нижня межа довірчого інтервалу генерального показника просторової агрегації особин ялини E накриває ділянки $\xi \leq 1$ і коли розподіл особин ялини до точки $F_4 \leq 2500$ м² носить контагіозний характер, а після $F_4 > 2500$ м² – стає статистично частинно рівномірний. Це пояснюється початком втрати елементарною коміркою сукупної площі характерних властивостей контагіозності, тобто на достатньо великих сукупних площах розподілу особин ялини властивості контагіозності усереднюються і розподіл у цілому стає уявно рівномірним, а вибрана модель

за схемою 1 – частинно, а при $F_8 \geq 5000 \text{ м}^2$ з $P = 0,99$ та при $F_4 \geq 4375 \text{ м}^2$ з $P = 0,95$, повністю непоказною в оцінці властивостей розподілу особин ялини, бо довірчі інтервали (нижні і верхні межі) повністю попадають в ділянку рівномірного розподілу.

Дамо узагальнену середню оцінку вибіровим характеристикам (табл. 4):

для $k = 9$ $\bar{\xi}_{ii} = 0,816$; $\bar{\xi}_i = 1,525$ та для $k = 3$ $\bar{\xi}_{ii} = 0,435$; $\bar{\xi}_i = 2,874$ та вкажемо на осереднені довірчі інтервали за сукупними пробними площами та розрахунку дисперсії за $Z_\alpha + \chi_\alpha^2$ для генерального показника ступеня просторової агрегації особин кедр з ймовірністю 0,99 та 0,95 (табл. 4): для $k = 9$ (за $Z_\alpha + \chi_\alpha^2$) $P [1,006 < \bar{E}_9 < 2,913] = 0,99$ ($\alpha = 0,01$); (за $Z_\alpha + \chi_\alpha^2$) $P [1,008 < \bar{E}_9 < 2,450] = 0,95$ ($\alpha = 0,05$); для $k = 3$ (за $Z_\alpha + \chi_\alpha^2$) $P [2,022 < \bar{E}_3 < 5,217] = 0,99$ ($\alpha = 0,01$); (за $Z_\alpha + \chi_\alpha^2$) $P [2,147 < \bar{E}_3 < 4,442] = 0,95$ ($\alpha = 0,05$).

Таблиця 5. Вибіркові числові характеристики та довірчі інтервали для генеральної середньої та генеральної дисперсії розподілу особин кедр на сукупних пробних площах, закладених за схемою 1.

| k | N _i | F _i [м ²] | Вибіркові характеристики | | Довірчі інтервали для генеральних характеристик з довірчою ймовірністю | |
|---|----------------|----------------------------------|--------------------------|---|--|-------------------------------------|
| | | | \bar{x}_i [од.] | S _i ² [од. ²] | P = 0,99 | P = 0,95 |
| Асоціація I (чорнично-зеленомохова структура) | | | | | | |
| 1 | 4 | 625 | 10,25 | 8,917 | 7,331 < μ ₁ < 13,169 | 8,087 < μ ₁ < 12,413 |
| 2 | 4 | 1250 | 15,50 | 3,667 | 12,581 < μ ₂ < 18,419 | 13,337 < μ ₂ < 17,663 |
| 3 | 4 | 1875 | 18,50 | 3,667 | 15,581 < μ ₃ < 21,419 | 16,337 < μ ₃ < 20,663 |
| 4 | 4 | 2500 | 25,50 | 3,667 | 22,581 < μ ₄ < 28,419 | 23,337 < μ ₄ < 27,663 |
| 5 | 4 | 3125 | 40,50 | 51,00 | 37,581 < μ ₅ < 43,419 | 38,337 < μ ₅ < 42,663 |
| 6 | 4 | 3750 | 52,00 | 102,67 | 49,081 < μ ₆ < 54,919 | 49,837 < μ ₆ < 54,163 |
| 7 | 4 | 4375 | 59,75 | 32,25 | 56,831 < μ ₇ < 62,669 | 57,587 < μ ₇ < 61,913 |
| 8 | 4 | 5000 | 68,25 | 56,25 | 65,331 < μ ₈ < 71,169 | 66,087 < μ ₈ < 70,413 |
| 9 | 4 | 5625 | 74,50 | 97,00 | 71,581 < μ ₉ < 77,419 | 72,337 < μ ₉ < 76,663 |
| | | | | | за Z _α : [21,612 < σ ² < 85,724] | [24,623 < σ ² < 69,692] |
| | | | | | за χ _α ² : [21,701 < σ ² < 91,215] | [24,942 < σ ² < 73,936] |
| Асоціація II (сфагнова структура) | | | | | | |
| 1 | 4 | 625 | 8,50 | 19,00 | 7,202 < μ < 17,798 | 8,752 < μ < 16,248 |
| 2 | 4 | 1250 | 12,25 | 14,92 | | |
| 3 | 4 | 1875 | 16,75 | 48,25 | | |
| | | | | | за Z _α : [12,861 < σ ² < 147,864] | [15,747 < σ ² < 98,057] |
| | | | | | за χ _α ² : [14,312 < σ ² < 147,307] | [17,473 < σ ² < 100,261] |

Таблиця 6. Вибіркові числові характеристики та довірчі інтервали для генерального показника ступеня просторової агрегації особин кедр на сукупних пробних площах, закладених за схемою 1.

| k | Вибіркові характеристики | | Довірчі інтервали для генерального показника просторової агрегації з довірчою ймовірністю | | | |
|---|--------------------------|----------------------|---|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| | ξ _{ii} [од.] | ξ _i [од.] | P = 0,99 | | P = 0,95 | |
| | | | за Z _α | за χ _α ² | за Z _α | за χ _α ² |
| Асоціація I (чорнично-зеленомохова структура) | | | | | | |
| 1 | 0,870 | 3,892 | 2,948 < E ₁ < 6,510 | 2,960 < E ₁ < 6,927 | 3,045 < E ₁ < 5,614 | 3,084 < E ₁ < 5,956 |
| 2 | 0,237 | 2,574 | 1,718 < E ₂ < 4,654 | 1,725 < E ₂ < 4,952 | 1,846 < E ₂ < 3,945 | 1,870 < E ₂ < 4,186 |
| 3 | 0,198 | 2,157 | 1,387 < E ₃ < 4,002 | 1,393 < E ₃ < 4,259 | 1,507 < E ₃ < 3,373 | 1,527 < E ₃ < 3,578 |
| 4 | 0,144 | 1,565 | 0,957 < E ₄ < 3,016 | 0,961 < E ₄ < 3,210 | 1,055 < E ₄ < 2,519 | 1,069 < E ₄ < 2,672 |
| 5 | 1,259 | 0,985 | 0,575 < E ₅ < 1,974 | 0,577 < E ₅ < 2,100 | 0,642 < E ₅ < 1,633 | 0,650 < E ₅ < 1,733 |
| 6 | 1,974 | 0,767 | 0,440 < E ₆ < 1,561 | 0,442 < E ₆ < 1,661 | 0,494 < E ₆ < 1,287 | 0,500 < E ₆ < 1,365 |
| 7 | 0,540 | 0,668 | 0,380 < E ₇ < 1,368 | 0,382 < E ₇ < 1,456 | 0,427 < E ₇ < 1,126 | 0,433 < E ₇ < 1,194 |
| 8 | 0,824 | 0,585 | 0,331 < E ₈ < 1,205 | 0,332 < E ₈ < 1,282 | 0,372 < E ₈ < 0,990 | 0,377 < E ₈ < 1,050 |
| 9 | 1,302 | 0,536 | 0,302 < E ₉ < 1,107 | 0,303 < E ₉ < 1,178 | 0,340 < E ₉ < 0,909 | 0,345 < E ₉ < 0,964 |
| Асоціація II (сфагнова структура) | | | | | | |
| 1 | 2,235 | 4,096 | 1,786 < E < 8,308 | 1,987 < E < 8,277 | 1,799 < E < 6,035 | 1,996 < E < 6,171 |
| 2 | 1,218 | 2,842 | | | | |
| 3 | 2,881 | 2,079 | | | | |

Таблиця 7. Вибіркові числові характеристики та довірчі інтервали для генеральної середньої та генеральної дисперсії розподілу особин ялини на сукупних пробних площах, закладених за схемою 2.

| k | N _i | F _i [м ²] | Вибіркові характеристики | | Довірчі інтервали для генеральних характеристик з довірчою ймовірністю | |
|--|----------------|----------------------------------|--------------------------|---|---|---|
| | | | \bar{x}_i [од.] | S _i ² [од. ²] | P = 0,99 | P = 0,95 |
| Асоціація I (чорнично-зеленомохова структура) | | | | | | |
| 1 | 4 | 625 | 4,500 | 4,333 | 5,378 < μ < 7,000 | 5,574 < μ < 6,804 |
| 2 | 8 | 1250 | 5,000 | 10,571 | | |
| 3 | 12 | 1875 | 4,417 | 8,629 | | |
| 4 | 16 | 2500 | 4,563 | 7,063 | | |
| 5 | 20 | 3125 | 6,350 | 22,029 | за Z _α : 13,320 < σ ² < 23,379 за χ _α ² : 14,674 < σ ² < 21,140 | за Z _α : 14,172 < σ ² < 21,718 за χ _α ² : 15,280 < σ ² < 20,157 |
| 6 | 24 | 3750 | 6,667 | 20,232 | | |
| 7 | 28 | 4375 | 7,036 | 19,517 | | |
| 8 | 32 | 5000 | 6,750 | 19,871 | | |
| 9 | 36 | 5625 | 6,389 | 18,816 | | |
| Асоціація II (сфагнова структура) | | | | | | |
| 1 | 4 | 625 | 6,000 | 6,000 | 3,252 < μ < 5,994 | 3,612 < μ < 5,634 |
| 2 | 8 | 1250 | 4,750 | 5,071 | за Z _α : 2,797 < σ ² < 14,455 за χ _α ² : 2,981 < σ ² < 14,222 | за Z _α : 3,253 < σ ² < 11,237 за χ _α ² : 3,458 < σ ² < 11,266 |
| 3 | 12 | 1875 | 4,083 | 6,083 | | |
| Асоціація I (математична модель особин ялини за таблицею випадкових чисел) | | | | | | |
| 1 | 4 | 625 | 8,500 | 43,667 | 10,076 < μ < 11,616 | 10,261 < μ < 11,431 |
| 2 | 8 | 1250 | 8,125 | 55,839 | | |
| 3 | 12 | 1875 | 9,083 | 56,265 | | |
| 4 | 16 | 2500 | 9,813 | 56,696 | | |
| 5 | 20 | 3125 | 9,200 | 50,800 | | |
| 6 | 24 | 3750 | 9,458 | 52,172 | | |
| 7 | 28 | 4375 | 10,107 | 51,729 | | |
| 8 | 32 | 5000 | 9,906 | 48,733 | | |
| 9 | 36 | 5625 | 10,306 | 49,418 | | |
| 10 | 64 | 10.000 | 10,969 | 45,205 | | |
| 11 | 256 | 40.000 | 11,617 | 39,829 | | |

За цими усередненими даними можна стверджувати, що просторовий розподіл особин кедр асоціації I на k = 9 та k = 3 сукупних пробних площах, закладених за схемою 1, з ймовірністю 0,99 і 0,95 носить (в середньому) контагіозний характер при нерівних генеральних середніх та рівних генеральних дисперсіях.

Крива залежності ($\bar{x}_i \pm \Delta x_i$) ~ F_i для кедр асоціації I за схемою 1 має перегин у точці F₄ = 2500 м² для α = 0,01 та F₅ = 3125 м² для α = 0,05 (табл. 5). Аналіз та висновки за законом розподілу особин кедр аналогічні до ялини: розподіл в середньому носить контагіозний характер.

Дамо узагальнену середню оцінку (k = 3) вибіровим характеристикам: $\bar{\xi}_{ii} = 0,557$ од.; $\bar{\xi}_i = 0,532$ од. (табл. 3) та вкажемо на осереднені довірчі інтервали за сукупними пробними площами та розрахунку дисперсії за (Z_α + χ_α²) для генерального показника ступеня просторової агрегації особин ялини асоціація II (за схемою 1) з ймовірністю 0,99 та 0,95 (табл. 4): P [0,273 < E₃ < 1,987] = 0,99 (для α = 0,01); P [0,301 < E₃ < 1,376] = 0,95 (для α = 0,05).

У зв'язку з тим, що довірчий інтервал для Ē перебиває всі можливі означення розподілу (рівномірний Ē < 1; випадковий Ē = 1; контагіозний Ē > 1), то за схемою I для асоціації II для особин ялини розподіл є невизначеним і за середніми характеристиками. Результати, що приведені в табл. 4; 8, дозволяють з ймовірністю P = 0,99 і P = 0,95 стверджувати, що розподіл особин ялини асоціації I на сукупних пробних площах, закладених за схемою 2, носить явний контагіозний характер. Оцінка середніх показників Ē для α = 0,01 та α = 0,05 за сумою оцінок (Z_α + χ_α²) привела до таких результатів (табл. 4): P [2,603 < Ē < 3,180] = 0,99 (для α = 0,01); P [2,642 < Ē < 3,078] = 0,95 (для α = 0,05), що підтвердило вищий висновок.

Результати, що наведені в табл. 4; 10, дозволяють з ймовірністю P = 0,99 і P = 0,95 стверджувати, що розподіл особин кедр асоціації I на сукупних пробних площах, закладених за схемою 2, носить явний контагіозний характер.

Оцінка середніх показників Ē для α = 0,01 та α = 0,05 за сумою оцінок (Z_α + χ_α²) привела до таких результатів (табл. 4):

$P [3,038 < \bar{E} < 3,754] = 0,99$ (для $\alpha = 0,01$); $P [3,089 < \bar{E} < 3,630] = 0,95$ (для $\alpha = 0,05$), що підтвердило вищезазначений висновок. Оцінка середнього генерального показника просторової агрегації \bar{E} для $\alpha = 0,01$ та $\alpha = 0,05$ за сумою оцінок $(Z_{\alpha} + \chi_{\alpha}^2)$ довірчих інтервалів привела до таких результатів (табл. 4):

$P [0,889 < \bar{E} < 2,393] = 0,99$ (для $\alpha = 0,01$); $P [0,929 < \bar{E} < 1,997] = 0,95$ (для $\alpha = 0,05$).

Результати (табл. 8) не дають однозначної відповіді на розподіл особин ялини асоціації II за схемою 2 на $k = 3$ сукупних пробних площах: довірчі інтервали накривають ділянки рівномірного, випадкового та контагіозного розподілів з певним зміщенням до контагіозного: загальна середня – середина довірчого інтервалу – $\bar{E}_{cp} = 1,641$ для $P = 0,99$ та $\bar{E}_{cp} = 1,463$ для $P = 0,95$, то можна стверджувати, що розподіл ялин переважно носить контагіозний характер.

Оцінка середнього генерального показника просторової агрегації \bar{E} для $\alpha = 0,01$ та $\alpha = 0,05$ за сумою оцінок $(Z_{\alpha} + \chi_{\alpha}^2)$ довірчих інтервалів привела до таких результатів (табл. 4): $P [1,764 < \bar{E} < 4,251] = 0,99$ (для $\alpha = 0,01$); $P [1,799 < \bar{E} < 3,577] = 0,95$ (для $\alpha = 0,05$). Ці результати дозволяють з ймовірністю $P = 0,99$ та $P = 0,95$ стверджувати, що розподіл особин кедр асоціації II на сукупних пробних площах, закладених за схемою 2, носить явний контагіозний характер.

Як видно з табл. 8, вибіркові показники ступеня просторової агрегації математичної моделі особин ялини асоціації II за схемою 2 є надійними показниками та ефективними оцінками генерального показника просторової агрегації E (табл. 8), який має довірчі інтервали, що розраховані за довірчими інтервалами для σ^2 та μ (табл. 7), що за властивостями вибірок моделі є однакові для $k = 11; 9; 3$ з довірчою ймовірністю $P = (1 - \alpha)$: за Z_{α} : $P [3,656 < E < 4,890] = 0,99$; за χ_{α}^2 : $P [3,982 < E < 4,296] = 0,99$ (для $\alpha = 0,01$); за Z_{α} : $P [3,749 < E < 4,372] = 0,95$; за χ_{α}^2 : $P [4,009 < E < 4,247] = 0,95$ (для $\alpha = 0,05$), що дозволяє з ймовірністю $P = 0,99$ і $P = 0,95$ стверджувати, що розподіл особин ялини (0-22) в математичній моделі асоціації I на сукупних пробних площах за схемою 2, створених за таблицею випадкових чисел, носить явний контагіозний характер з граничним теоретичним показником просторової агрегації. Оцінка середніх генеральних показників просторової агрегації \bar{E} для $\alpha = 0,01$ та $\alpha = 0,05$ за сумою оцінок $(Z_{\alpha} + \chi_{\alpha}^2)$, що приведені табл. 4, теж свідчать про цей висновок:

$P [3,819 < \bar{E}_{11} < 4,593] = 0,99$ (для $\alpha = 0,01$); $P [3,879 < \bar{E}_{11} < 4,310] = 0,95$ (для $\alpha = 0,05$).

Введемо в науковий обіг математичних методів біології означення ступеня граничної контагіозності як відношення генеральних показників просторової агрегації за експериментальною моделлю до теоретичного генерального показника граничної просторової агрегації за математичною моделлю за таблицею випадкових чисел при створенні моделей за однаковими схемами:

$$\zeta_{\alpha} = \frac{E_{\alpha(\text{експ.})}}{E_{\alpha(\text{теор.})}} = \frac{E}{E_M} \quad (26)$$

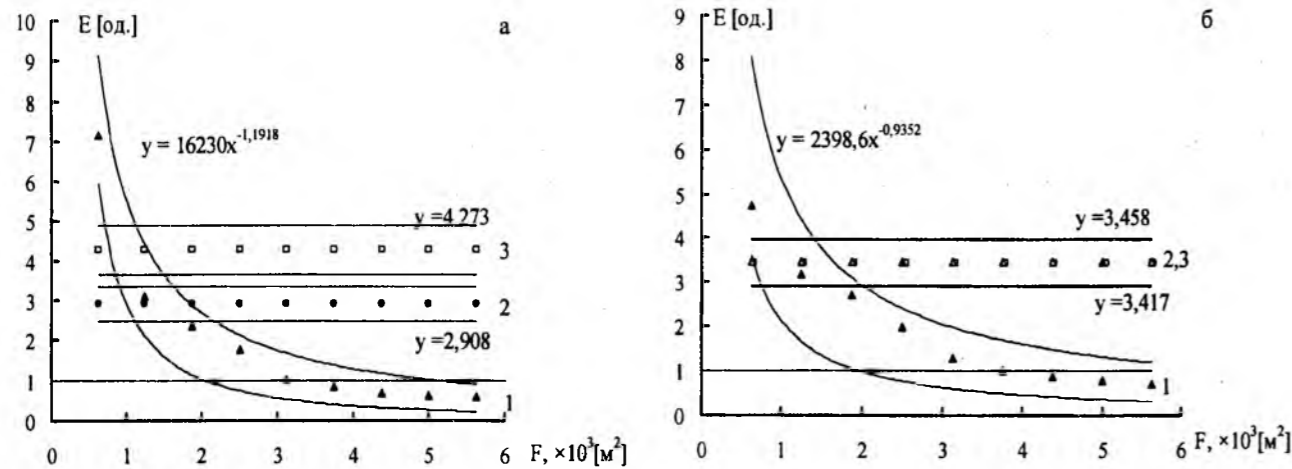


Рис.1. Довірчі інтервали для генерального показника просторової агрегації особин ялини (а) та кедр (б) чорнично-зеленомохової структури (асоціації I) на сукупних пробних площах, закладених за схемою: 1 – 1; 2 – 2; 3 – 2 (математична модель за таблицею випадкових чисел). Довірча ймовірність $P = 0,99$. Довірчі інтервали побудовані за Z_{α} .

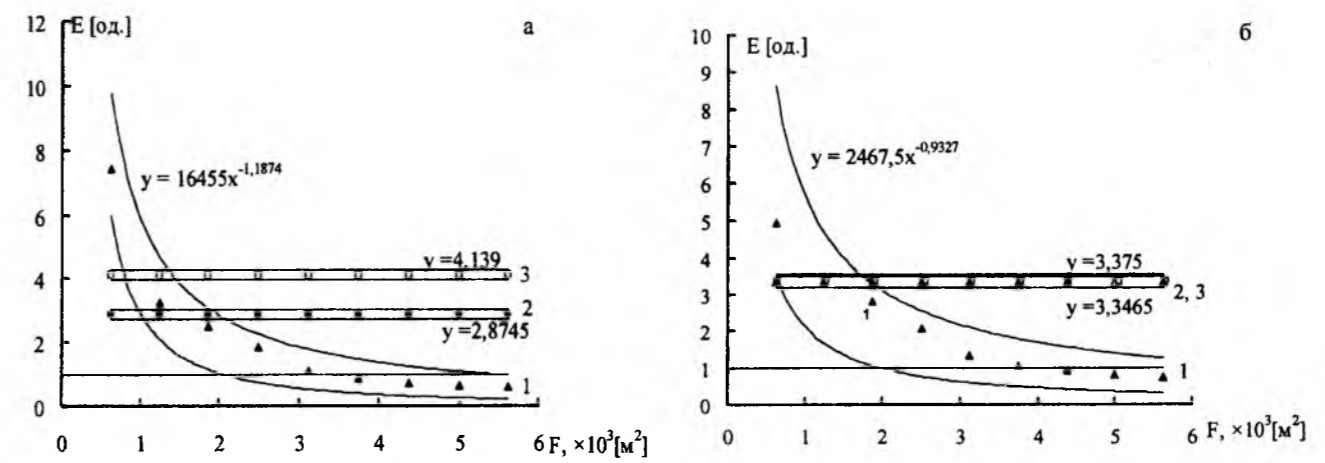


Рис.2. Довірчі інтервали для генерального показника просторової агрегації особин ялини (а) та кедр (б) чорнично-зеленомохової структури (асоціації I) на сукупних пробних площах, закладених за схемою: 1 – 1; 2 – 2; 3 – 2 (математична модель за таблицею випадкових чисел). Довірча ймовірність $P = 0,99$. Довірчі інтервали побудовані за χ_{α}^2 .

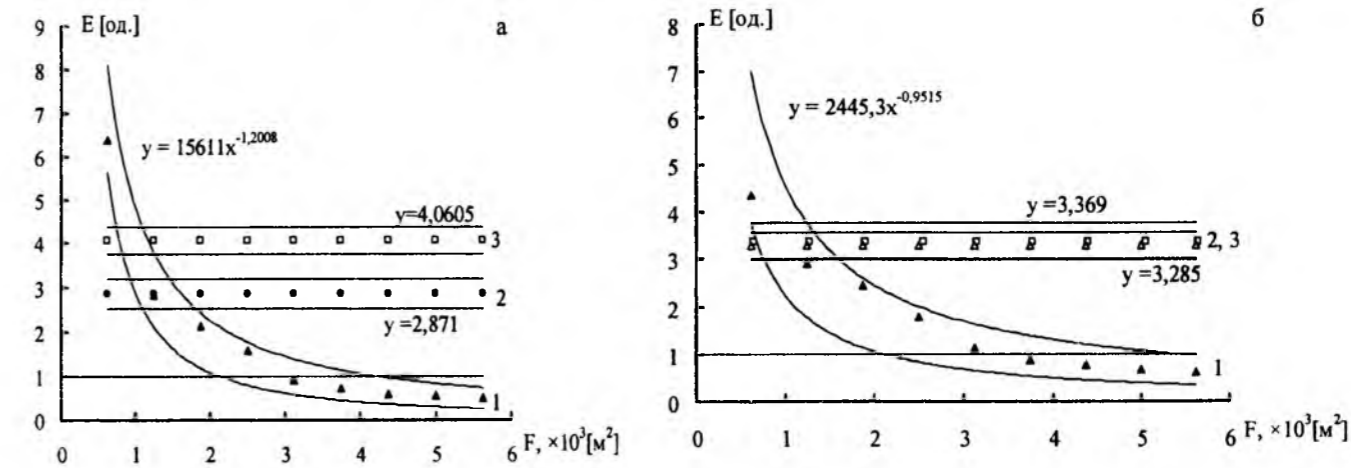


Рис.3. Довірчі інтервали для генерального показника просторової агрегації особин ялини (а) та кедр (б) чорнично-зеленомохової структури (асоціації I) на сукупних пробних площах, закладених за схемою: 1 – 1; 2 – 2; 3 – 2 (математична модель за таблицею випадкових чисел). Довірча ймовірність $P = 0,95$. Довірчі інтервали побудовані за Z_{α} .

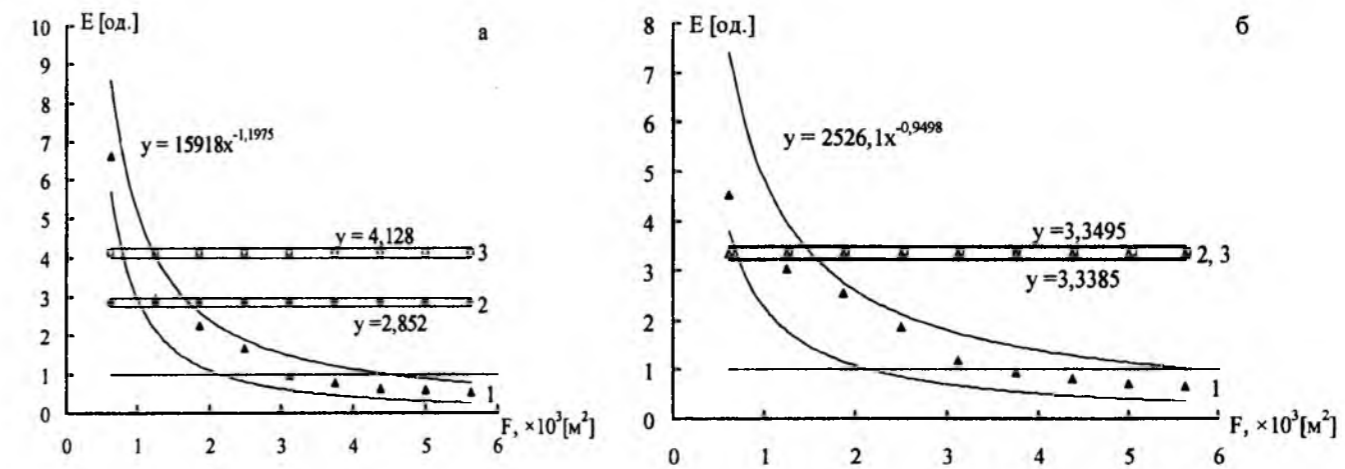


Рис.4. Довірчі інтервали для генерального показника просторової агрегації особин ялини (а) та кедр (б) чорнично-зеленомохової структури (асоціації I) на сукупних пробних площах, закладених за схемою: 1 – 1; 2 – 2; 3 – 2 (математична модель за таблицею випадкових чисел). Довірча ймовірність $P = 0,95$. Довірчі інтервали побудовані за χ_{α}^2 .

Таблиця 8. Вибіркові числові характеристики та довірчі інтервали для генерального показника ступеня просторової агрегації особин ялини на сукупних пробних площах, закладених за схемою 2.

| k | Вибіркові характеристики | | Довірчі інтервали для генерального показника просторової агрегації з довірчою ймовірністю | | | |
|--|--------------------------|---------------|---|--------------------|-------------------|--------------------|
| | ξ_{ii} [од.] | ξ_i [од.] | P = 0,99 | | P = 0,95 | |
| | | | за Z_α | за χ_α^2 | за Z_α | за χ_α^2 |
| Асоціація I (чорнично-зеленомохова структура) | | | | | | |
| 1 | 0,963 | 3,872 | 2,476 < E < 3,340 | 2,729 < E < 3,020 | 2,543 < E < 3,192 | 2,741 < E < 2,963 |
| 2 | 2,114 | 3,485 | | | | |
| 3 | 1,954 | 3,945 | | | | |
| 4 | 1,548 | 3,818 | | | | |
| 5 | 3,469 | 2,744 | | | | |
| 6 | 3,035 | 2,613 | | | | |
| 7 | 2,774 | 2,476 | | | | |
| 8 | 2,944 | 2,581 | | | | |
| 9 | 2,945 | 2,727 | | | | |
| Асоціація II (сфагнова структура) | | | | | | |
| 1 | 1,000 | 0,954 | 0,860 < E < 2,412 | 0,917 < E < 2,373 | 0,901 < E < 1,994 | 0,957 < E < 2,000 |
| 2 | 1,068 | 1,205 | | | | |
| 3 | 1,490 | 1,402 | | | | |
| Асоціація I (математична модель особин ялини за таблицею випадкових чисел) | | | | | | |
| 1 | 5,137 | 5,244 | 3,656 < E < 4,890 | 3,982 < E < 4,296 | 3,749 < E < 4,372 | 4,009 < E < 4,247 |
| 2 | 6,873 | 5,486 | | | | |
| 3 | 6,194 | 4,907 | | | | |
| 4 | 5,778 | 4,542 | | | | |
| 5 | 5,522 | 4,845 | | | | |
| 6 | 5,516 | 4,713 | | | | |
| 7 | 5,118 | 4,410 | | | | |
| 8 | 4,919 | 4,500 | | | | |
| 9 | 4,795 | 4,325 | | | | |
| 10 | 4,121 | 4,063 | | | | |
| 11 | 3,429 | 4,837 | | | | |

Довірчі інтервали для ступеня граничної контагіозності особин ялини, що визначені за довірчими інтервалами E та E_M (табл.4), приведені в табл. 11 та на рис. 5-8.

У разі використання співвідношення (26) величин E і E_M , розрахованих за різними схемами [наприклад, E (схема 1) і E_M (схема 2)], про висновки за ступенем граничної контагіозності ζ_α особин можна говорити лише в якісному сенсі та при розмірі пробної площі $F > 625 \text{ м}^2$ (кількісний сенс буде некоректним). Що й підтверджується даними табл. 11. 12.

У табл. 12 зведені середні значення довірчих інтервалів для ζ_α за $(Z_\alpha + \chi_\alpha^2)$ для P = 0,99 та P = 0,95. Як видно з табл. 10, вибіркові показники ступеня просторової агрегації математичної моделі особин кедр за схемою 2 є оцінками генерального показника ступеня просторової агрегації E (табл. 10), який має довірчі інтервали, що розраховані за довірчими інтервалами для σ^2 та μ (табл. 9), і за властивостями виборок моделі є однакові для k = 11; 9; 3 з довірчою ймовірністю P = (1 - α). Оцінка середніх генеральних показників просторової агрегації \bar{E} для $\alpha = 0,01$ та $\alpha = 0,05$ за сумою оцінок $(Z_\alpha + \chi_\alpha^2)$, що приведені табл. 4, розподіл особин кедр (1-21) в математичній моделі асоціації I на сукупних пробних площах за схемою 2, створених за таблицею випадкових чисел, носить явний контагіозний характер з граничним теоретичним показником просторової агрегації:

$$P [3,064 < \bar{E} < 3,741] = 0,99 \text{ (для } \alpha = 0,01); P [3,119 < \bar{E} < 3,505] = 0,95 \text{ (для } \alpha = 0,05).$$

Довірчі інтервали для ступеня граничної контагіозності особин кедр в експериментальній моделі, що визначені за E та E_M (табл. 4), приведені в табл. 11 та на рис. 5-8. Як видно з табл. 12, для схеми 2 (результати для схеми 1 не є коректними) спостерігаються такі закономірності розподілу за величинами ступеня граничної контагіозності: для кедр цей показник досягає максимальних значень: ~ 100% – для чорнично-зеленомохової структури та ~ 83 % – для сфагнової структури; для ялини цей показник має менші значення: ~ 69 % – для чорнично-зеленомохової структури, але загальні закономірності залишаються: контагіозність чорнично-зеленомохової структури більша, ніж сфагнової і для кедр, і для ялини. Як видно з рис. 5-8, для схеми 2 асоціації I і II показник ступеня граничної контагіозності не залежить від розмірів сукупної пробної площі F, при цьому довірчий інтервал для асоціації II ширший, ніж для асоціації I; для схеми 1 асоціації I цей показник зменшується із збільшенням F, при цьому довірчий інтервал та середина

Таблиця 9. Вибіркові числові характеристики та довірчі інтервали для генеральної середньої та генеральної дисперсії розподілу особин кедр на сукупних пробних площах, закладених за схемою 2.

| k | N_i | F_i [м ²] | Вибіркові характеристики | | Довірчі інтервали для генеральних характеристик з довірчою ймовірністю | |
|---|-------|-------------------------|--------------------------|-----------------------------|--|--|
| | | | \bar{x}_i [од.] | S_i^2 [од. ²] | P = 0,99 | P = 0,95 |
| | | | | | | |
| 1 | 4 | 625 | 10,250 | 8,917 | 6,910 < μ < 8,892 за Z_α : 19,977 < σ^2 < 35,062 за χ_α^2 : 22,007 < σ^2 < 31,704 | 7,150 < μ < 8,652 за Z_α : 21,254 < σ^2 < 32,572 за χ_α^2 : 22,917 < σ^2 < 30,231 |
| 2 | 8 | 1250 | 7,750 | 17,929 | | |
| 3 | 12 | 1875 | 6,167 | 17,606 | | |
| 4 | 16 | 2500 | 6,375 | 13,850 | | |
| 5 | 20 | 3125 | 8,100 | 29,884 | | |
| 6 | 24 | 3750 | 8,667 | 29,536 | | |
| 7 | 28 | 4375 | 8,536 | 28,036 | | |
| 8 | 32 | 5000 | 8,531 | 31,289 | | |
| 9 | 36 | 5625 | 8,278 | 28,949 | | |
| Асоціація II (сфагнова структура) | | | | | | |
| 1 | 4 | 625 | 8,500 | 19,000 | 4,085 < μ < 8,415 | 4,654 < μ < 7,846 |
| 2 | 8 | 1250 | 6,130 | 14,982 | за Z_α : 6,978 < σ^2 < 36,056 | за Z_α : 8,116 < σ^2 < 28,029 |
| 3 | 12 | 1875 | 5,580 | 12,810 | за χ_α^2 : 7,436 < σ^2 < 35,476 | за χ_α^2 : 8,627 < σ^2 < 28,102 |
| Асоціація I (математична модель особин кедр за таблицею випадкових чисел) | | | | | | |
| 1 | 4 | 625 | 8,500 | 43,667 | 10,328 < μ < 11,725 за Z_α : 30,288 < σ^2 < 46,704 за χ_α^2 : 32,990 < σ^2 < 41,030 | 10,495 < μ < 11,557 за Z_α : 31,634 < σ^2 < 41,096 за χ_α^2 : 33,825 < σ^2 < 39,917 |
| 2 | 8 | 1250 | 8,375 | 51,696 | | |
| 3 | 12 | 1875 | 10,333 | 50,242 | | |
| 4 | 16 | 2500 | 9,813 | 41,096 | | |
| 5 | 20 | 3125 | 9,500 | 43,842 | | |
| 6 | 24 | 3750 | 9,958 | 39,520 | | |
| 7 | 28 | 4375 | 10,143 | 34,201 | | |
| 8 | 32 | 5000 | 10,375 | 37,597 | | |
| 9 | 36 | 5625 | 10,250 | 38,707 | | |
| 10 | 64 | 10.000 | 11,469 | 36,888 | | |
| 11 | 256 | 40.000 | 11,652 | 34,243 | | |

інтервалу більше 100 % при $F < 1875 \text{ м}^2$. Перевищення ступеня контагіозності $\zeta > 100 \%$ (табл. 12, рис. 5-8) пов'язане для асоціації II з малим обсягом виборки k = 3 ($F_1 = 625 \text{ м}^2 \dots F_3 = 1875 \text{ м}^2$), а для схеми 1 – додатково з тим, що ступінь контагіозності $\zeta = \frac{E}{E_M}$ розрахований як співвідношення показника просторової агрегації

особин E за схемою 1 до цього показника за математичною моделлю, створеною за таблицею випадкових чисел, за схемою 2, що є некоректно у кількісному вимірі, але якісна оцінка ступеня контагіозності надійна.

По суті ми маємо дві близькі математичні моделі для особин ялини та кедр і статистично незначна міра розбіжності між ними, пов'язана з різною чисельністю особин (0-22 для ялини та 1-21 для кедр) – чисел, що витягнуті з таблиці випадкових чисел, та різною фрагментальності таблиці при створенні двох моделей. Обидва фактори носять випадковий характер.

У табл. 13 зведені результати порівняння двох рядів генеральних середніх особин ялини (я) і кедр (к) чорнично-зеленомохової (I) та сфагнової (II) структур для сукупних пробних площ, закладених за схемою 1 (1) і 2 (2) (екс. – без позначок) та 2 (2) [за таблицею випадкових чисел (т.в.ч.) з позначкою я, к]. Статистичні висновки зроблені за процедурою перевірки нульових гіпотез H_{01} : $\sigma_{1..}^2 = \sigma_{1..}^2$ (рівність двох генеральних міжрядкових дисперсій), H_{02} : $\sigma_{2..}^2 = \sigma_{2..}^2$ (рівність двох генеральних внутрішніх дисперсій), H_{03} : $\sigma_{3..}^2 = \sigma_{3..}^2$ (рівність двох генеральних повних дисперсій) та H_0 : $\mu = \mu_{..}$ (рівність двох генеральних загальних середніх) за розрахованим F_p і табличним F_α критеріями за рівнями значущості $\alpha = 0,01$ і $\alpha = 0,05$. Як видно з табл. 13, результати перевірки нульових гіпотез дозволили зробити такі висновки:

- міжрядкові дисперсії: а) рівні для схем 1 і 2 для асоціацій I = II з рівнем значущості 0,01 і 0,05 [лише для кедр (схема 1) з $\alpha = 0,05$ I > II]; б) рівні для схем 1 = 2 для ялини і кедр асоціації II і нерівні (1 > 2) для ялини і кедр асоціації I; в) рівні між я = к, я = я, к = к для схеми 2, асоціації I; г) рівні між я = к для схем 1 і 2 та асоціацій I і II;
- внутрішньорядкові дисперсії: а) нерівні між асоціаціями I > II для ялини за схемами 1 = 2 і рівні I = II для кедр за схемами 1 і 2; б) рівні між схемами 1 і 2 для кедр та ялини асоціацій I і II; в) рівні між я = к (з $\alpha = 0,01$) і нерівні я > к (з $\alpha = 0,05$); нерівні я > я, к > к для схеми 2 асоціації I; г) рівні між я = к схеми 1 асоціації I (з $\alpha = 0,01$ і 0,05); нерівні між к > я схеми 2, асоціації I; рівні я = к (з $\alpha = 0,01$) і нерівні к > я (з $\alpha = 0,05$) схем 1 і 2 асоціації II;

Таблиця 10. Вибіркові числові характеристики та довірчі інтервали для генерального показника просторової агрегації особин кедр на сукупних пробних площах, закладених за схемою 2.

| k | Вибіркові характеристики | | Довірчі інтервали для генерального показника просторової агрегації з довірчою ймовірністю | | | |
|---|--------------------------|---------------|---|--------------------|-------------------|--------------------|
| | ξ_{ii} [од.] | ξ_i [од.] | P = 0,99 | | P = 0,95 | |
| | | | за Z_α | за χ_α^2 | за Z_α | за χ_α^2 |
| Асоціація I (чорнично-зеленомохова структура) | | | | | | |
| 1 | 0,870 | 2,549 | 2,891 < E < 3,943 | 3,185 < E < 3,565 | 2,973 < E < 3,765 | 3,205 < E < 3,494 |
| 2 | 2,313 | 3,372 | | | | |
| 3 | 2,855 | 4,237 | | | | |
| 4 | 2,173 | 4,099 | | | | |
| 5 | 3,689 | 3,226 | | | | |
| 6 | 3,408 | 3,015 | | | | |
| 7 | 3,285 | 3,061 | | | | |
| 8 | 3,668 | 3,063 | | | | |
| 9 | 3,497 | 3,157 | | | | |
| Асоціація II (сфагнова структура) | | | | | | |
| 1 | 2,235 | 1,680 | 1,708 < E < 4,285 | 1,820 < E < 4,216 | 1,744 < E < 3,572 | 1,854 < E < 3,582 |
| 2 | 2,444 | 2,330 | | | | |
| 3 | 2,296 | 2,560 | | | | |
| Асоціація I (математична модель особин кедр за таблицею випадкових чисел) | | | | | | |
| 1 | 5,137 | 4,312 | 2,933 < E < 3,983 | 3,194 < E < 3,499 | 3,014 < E < 3,556 | 3,223 < E < 3,454 |
| 2 | 6,173 | 4,376 | | | | |
| 3 | 4,862 | 3,547 | | | | |
| 4 | 4,188 | 3,735 | | | | |
| 5 | 4,615 | 3,858 | | | | |
| 6 | 3,969 | 3,680 | | | | |
| 7 | 3,372 | 3,613 | | | | |
| 8 | 3,624 | 3,532 | | | | |
| 9 | 3,776 | 3,576 | | | | |
| 10 | 3,216 | 3,195 | | | | |
| 11 | 3,939 | 3,145 | | | | |

Таблиця 11. Довірчі інтервали для ступеня контагіозності для генеральної сукупності особин кедр та ялини на сукупних пробних площах, закладених за схемою 2.

| Особина | Схема | Асоціація | Довірчі інтервали для генерального ступеня граничної контагіозності ζ^* (%) з довірчою ймовірністю | | | |
|---------|-------|-----------|--|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | | | P = 0,99 | | P = 0,95 | |
| | | | за Z_α | за χ_α^2 | за Z_α | за χ_α^2 |
| Кедр | 2 | I | 0,986 < ζ < 0,990 | 0,997 < ζ < 1,019 | 0,986 < ζ < 1,059 | 0,994 < ζ < 1,012 |
| Кедр | 2 | II | 0,582 < ζ < 1,076 | 0,570 < ζ < 1,205 | 0,579 < ζ < 1,005 | 0,575 < ζ < 1,037 |
| Ялина | 2 | I | 0,677 < ζ < 0,683 | 0,685 < ζ < 0,703 | 0,678 < ζ < 0,730 | 0,684 < ζ < 0,698 |
| Ялина | 2 | II | 0,235 < ζ < 0,493 | 0,230 < ζ < 0,552 | 0,240 < ζ < 0,456 | 0,239 < ζ < 0,471 |
| Кедр | 1 | I | 0,342 < ζ < 0,709 | 0,316 < ζ < 0,858 | 0,359 < ζ < 0,668 | 0,340 < ζ < 0,730 |
| Кедр | 1 | II | 0,609 < ζ < 2,086 | 0,622 < ζ < 2,366 | 0,597 < ζ < 1,697 | 0,619 < ζ < 1,787 |
| Ялина | 1 | I | 0,361 < ζ < 0,554 | 0,333 < ζ < 0,671 | 0,346 < ζ < 0,530 | 0,328 < ζ < 0,580 |
| Ялина | 1 | II | 0,073 < ζ < 0,362 | 0,070 < ζ < 0,513 | 0,078 < ζ < 0,285 | 0,077 < ζ < 0,354 |

* середня величина для k = 9 (схема 1, асоціація I) та для k = 3 (схема 1, асоціація II)

Таблиця 12. Середні значення довірчих інтервалів ступеня граничної контагіозності генеральної сукупності особин кедр та ялини за розрахунками дисперсії та показників просторового розподілу за $(Z_\alpha + \chi_\alpha^2)$.

| Особина | Схема | Асоціація | Середина довірчих інтервалів ступеня граничної контагіозності генеральної сукупності особин з довірчою ймовірністю | | |
|---------|-------|-----------|--|---------------------------------|-------------------|
| | | | P = 0,99 | | $\bar{\zeta}$, % |
| | | | за $(Z_{0,01} + \chi_{0,01}^2)$ | за $(Z_{0,05} + \chi_{0,05}^2)$ | |
| Кедр | 2 | I | 0,998 | 1,013 | 100,5 |
| Кедр | 2 | II | 0,858 | 0,799 | 82,9 |
| Ялина | 2 | I | 0,687 | 0,698 | 69,2 |
| Ялина | 2 | II | 0,378 | 0,352 | 36,5 |
| Кедр | 1 | I | 0,556 | 0,524 | 54,0 |
| Кедр | 1 | II | 1,421 | 1,175 | 129,8 |
| Ялина | 1 | I | 0,480 | 0,446 | 46,3 |
| Ялина | 1 | II | 0,255 | 0,199 | 22,7 |

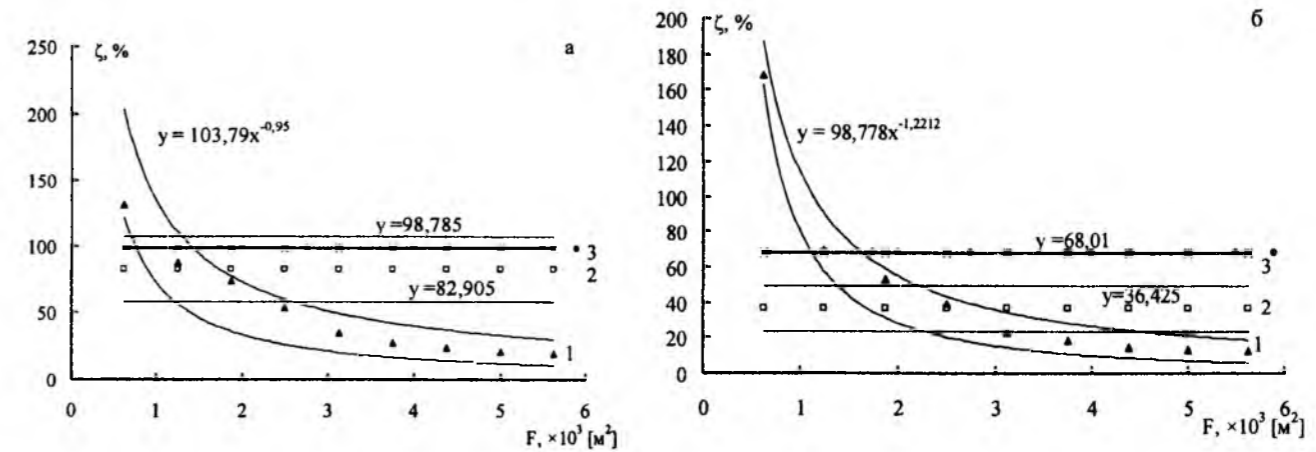


Рис.5. Довірчі інтервали для генерального показника ступеня граничної контагіозності особин ялини (а) та кедр (б) (асоціацій I та II) на сукупних пробних площах, закладених за схемою: 1 – схема 1 (асоціація I); 2 – схема 2 (асоціація II); 3 – схема 2 (асоціація I). Довірча ймовірність P = 0,99. Довірчі інтервали побудовані за Z_α .

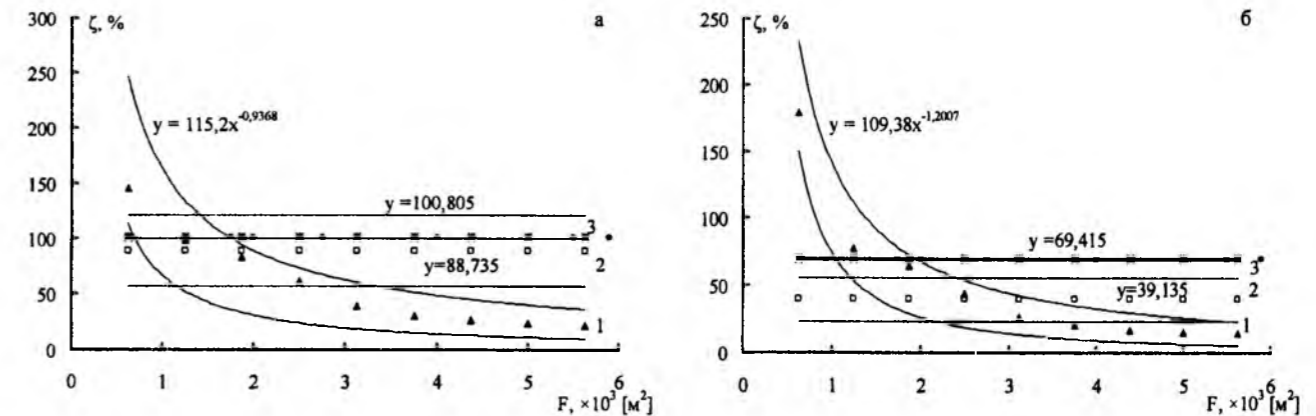


Рис.6. Довірчі інтервали для генерального показника ступеня граничної контагіозності особин ялини (а) та кедр (б) (асоціацій I та II) на сукупних пробних площах, закладених за схемою: 1 – схема 1 (асоціація I); 2 – схема 2 (асоціація II); 3 – схема 2 (асоціація I). Довірча ймовірність P = 0,99. Довірчі інтервали побудовані за χ_α^2 .

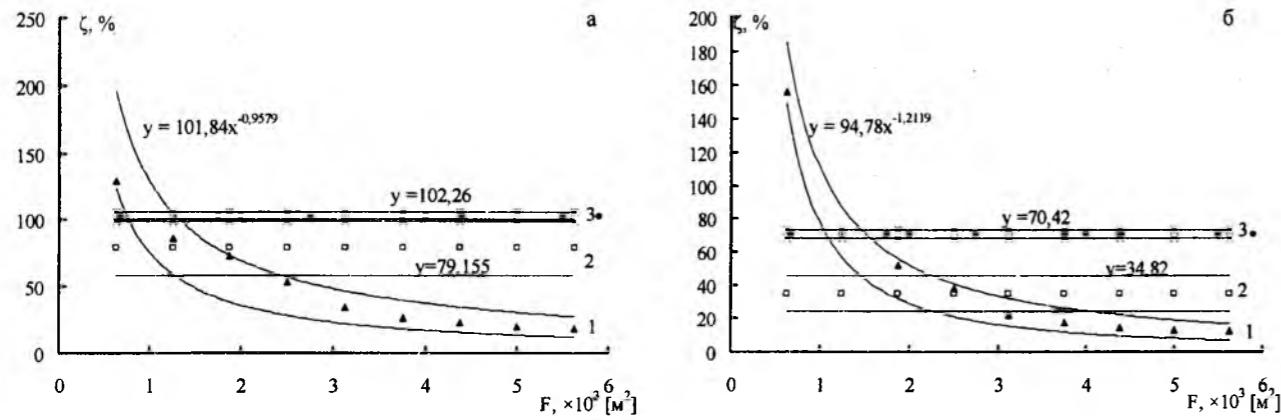


Рис.7. Довірчі інтервали для генерального показника ступеня граничної контагіозності особин ялини (а) та кедр (б) (асоціацій I та II) на сукупних пробних площах, закладених за схемою: 1 – схема 1 (асоціація I); 2 – схема 2 (асоціація II); 3 – схема 2 (асоціація I). Довірча ймовірність $P = 0,95$. Довірчі інтервали побудовані за Z_{α}

Таблиця 13. Порівняння двох рядів генеральних середніх особин ялини і кедр чорнично-зеленомохової (асоціація I) та сфагнової (асоціація II) структур для сукупних пробних площ, закладених за схемою 1 і 2 (екс.) та 2 (т.в.ч.).

| Особина | Схема | Асоціація | $H_{01}: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ | | | | Прийняття H_{01} з α : | | |
|-----------------------------------|-------|-----------|-----------------------------------|-------------------------------|------|--|---------------------------------|------|------|
| | | | F_{p1} | $F_{\alpha 1}$ для α : | | $\xi_{\alpha} (\xi_{\alpha})$ для α : | | | |
| | | | | 0,01 | 0,05 | 0,01 | 0,05 | 0,01 | 0,05 |
| ялина | 1 | I~II | 16,159 | 99,4 | 19,4 | (6,15) | (1,20) | + | + |
| кедр | 1 | I~II | 34,271 | 99,4 | 19,4 | (2,90) | 1,77 | + | - |
| ялина | 2 | I~II | 3,120 | 99,4 | 19,4 | (31,86) | (6,22) | + | + |
| кедр | 2 | I~II | 1,264 | 99,4 | 19,4 | (78,64) | (15,35) | + | + |
| ялина | 1~2 | I | 93,133 | 6,03 | 3,44 | 15,44 | 27,07 | - | - |
| кедр | 1~2 | I | 144,247 | 6,03 | 3,44 | 23,92 | 41,93 | - | - |
| ялина | 1~2 | II | 17,983 | 99,0 | 19,0 | (5,51) | (1,06) | + | + |
| кедр | 1~2 | II | 5,319 | 99,0 | 19,0 | (18,61) | (3,57) | + | + |
| ялина (т.в.ч.) ~ кедр (т.в.ч.) | 2 | I | 1,249 | 4,85 | 2,98 | (3,88) | (2,39) | + | + |
| ялина (т.в.ч.) ~ ялина | 2 | I | 2,527 | 5,81 | 3,35 | (2,30) | (1,33) | + | + |
| кедр (т.в.ч.) ~ кедр | 2 | I | 2,189 | 5,81 | 3,35 | (2,65) | (1,53) | + | + |
| ялина ~ кедр | 1 | I | 1,432 | 6,03 | 3,44 | (4,22) | (2,41) | + | + |
| ялина ~ кедр | 2 | I | 1,082 | 6,03 | 3,44 | (5,57) | (3,18) | + | + |
| ялина ~ кедр | 2 | II | 2,283 | 99,0 | 19,0 | (43,4) | (8,3) | + | + |
| ялина ~ кедр | 1 | II | 1,481 | 99,0 | 19,0 | (66,9) | (12,8) | + | + |

- повні дисперсії: а) нерівні для ялини і кедр схем 1 і 2 асоціацій I > II з $\alpha=0,01$ і $0,05$ (лише для $\alpha = 0,05$ кедр схеми 2 I > II); б) нерівні для схем 1 > 2 ялини і кедр асоціації I з $\alpha=0,01$ і $0,05$; рівні для схем 1 = 2 ялини і кедр асоціації II (лише для ялини 1 > 2 з $\alpha = 0,05$); в) нерівні $y > k$ (з $\alpha = 0,05$), $y > y$ та $k > k$ (з $\alpha = 0,01$ і $0,05$) (лише рівні $y = k$ з $\alpha=0,05$); г) рівні $y = k$ (схема 1, асоціація I і II) з $\alpha = 0,01$ і $0,05$ та $y = k$ (схема 2, асоціація II) з $\alpha = 0,01$; нерівні $k > y$ (схема 2, асоціація I) з $\alpha = 0,01$ і $0,05$ та $k > y$ (схема 2, асоціація II) з $\alpha = 0,05$;

Продовження табл. 13.

| Особина | Схема | Асоціація | $H_{03}: \sigma_3^2 = \sigma_{3..}^2$ | | | | Прийняття H_{03} з α : | | |
|-----------------------------------|-------|-----------|---------------------------------------|-------------------------------|-------|--|---------------------------------|------|------|
| | | | F_{p3} | $F_{\alpha 3}$ для α : | | $\xi_{\alpha} (\xi_{\alpha})$ для α : | | | |
| | | | | 0,01 | 0,05 | 0,01 | 0,05 | 0,01 | 0,05 |
| ялина | 1 | I~II | 17,394 | 3,90 | 2,55 | 4,46 | 6,82 | - | - |
| кедр | 1 | I~II | 16,239 | 3,90 | 2,55 | 4,16 | 6,37 | - | - |
| ялина | 2 | I~II | 3,043 | 2,33 | 1,80 | 1,31 | 1,69 | - | - |
| кедр | 2 | I~II | 1,83 | 2,33 | 1,80 | (1,27) | 1,02 | + | - |
| ялина | 1~2 | I | 22,551 | 1,762 | 1,502 | 12,80 | 15,01 | - | - |
| кедр | 1~2 | I | 21,638 | 1,762 | 1,502 | 12,28 | 14,41 | - | - |
| ялина | 1~2 | II | 3,952 | 4,04 | 2,62 | (1,02) | 1,51 | + | - |
| кедр | 1~2 | II | 2,438 | 4,04 | 2,62 | (1,66) | (1,07) | + | + |
| ялина (т.в.ч.) ~ кедр (т.в.ч.) | 2 | I | 1,216 | 1,23 | 1,16 | (1,01) | 1,05 | + | - |
| ялина (т.в.ч.) ~ ялина | 2 | I | 2,558 | 1,36 | 1,239 | 1,88 | 2,06 | - | - |
| кедр (т.в.ч.) ~ кедр | 2 | I | 2,558 | 1,36 | 1,239 | 1,88 | 2,06 | - | - |
| ялина~ кедр | 1 | I | 1,439 | 2,25 | 1,77 | (1,56) | (1,23) | + | + |
| ялина~ кедр | 2 | I | 1,50 | 1,436 | 1,289 | 1,05 | 1,16 | - | - |
| ялина~ кедр | 2 | II | 2,494 | 2,723 | 2,015 | (1,09) | 1,24 | + | - |
| ялина~ кедр | 1 | II | 1,539 | 4,46 | 2,82 | (2,90) | (1,83) | + | + |

Продовження табл. 13.

| Особина | Схема | Асоціація | $H_0: \mu = \mu_{..}$ | | | | Прийняття H_0 з α : | | |
|-----------------------------------|-------|-----------|-----------------------|-------------------------------|-------|--|------------------------------|------|------|
| | | | t_p | t_{α} для $\alpha/2$: | | $\xi_{\alpha} (\xi_{\alpha})$ для α : | | | |
| | | | | 0,005 | 0,025 | 0,01 | 0,05 | 0,01 | 0,05 |
| ялина | 1 | I~II | 18,153 | 2,72 | 2,028 | 6,67 | 8,95 | - | - |
| кедр | 1 | I~II | 13,997 | 2,72 | 2,03 | 5,15 | 6,90 | - | - |
| ялина | 2 | I~II | 2,704 | 2,59 | 1,97 | 1,04 | 1,37 | - | - |
| кедр | 2 | I~II | 1,919 | 2,59 | 1,97 | (1,35) | (1,03) | + | + |
| ялина | 1~2 | I | 27,651 | 2,59 | 1,97 | 10,68 | 14,04 | - | - |
| кедр | 1~2 | I | 29,142 | 2,59 | 1,97 | 11,25 | 14,79 | - | - |
| ялина | 1~2 | II | 8,494 | 2,741 | 2,038 | 3,10 | 4,17 | - | - |
| кедр | 1~2 | II | 3,342 | 2,732 | 2,034 | 1,22 | 2,74 | - | - |
| ялина (т.в.ч.) ~ кедр (т.в.ч.) | 2 | I | 0,447 | 2,58 | 1,96 | (5,77) | (4,39) | + | + |
| ялина (т.в.ч.) ~ ялина | 2 | I | 10,752 | 2,582 | 1,968 | 4,16 | 5,46 | - | - |
| кедр (т.в.ч.) ~ кедр | 2 | I | 6,686 | 2,582 | 1,968 | 2,59 | 3,40 | - | - |
| ялина~ кедр | 1 | I | 7,118 | 2,673 | 2,006 | 2,66 | 3,55 | - | - |
| ялина~ кедр | 2 | I | 3,471 | 2,58 | 1,96 | 1,35 | 1,77 | - | - |
| ялина~ кедр | 2 | II | 1,782 | 2,691 | 2,015 | (1,51) | (1,13) | + | + |
| ялина~ кедр | 1 | II | 0,502 | 2,845 | 2,086 | (5,67) | (4,16) | + | + |

| Особина | Схема | Асоціація | $H_{02}: \sigma_2^2 = \sigma_1^2$ | | | | Прийняття H_{02} з α : | | |
|-----------------------------------|-------|-----------|-----------------------------------|-------------------------------|-------|--|---------------------------------|------|------|
| | | | F_{p2} | $F_{\alpha 2}$ для α : | | $\xi_{\alpha} (\xi_{\alpha})$ для α : | | 0,01 | 0,05 |
| | | | | 0,01 | 0,05 | 0,01 | 0,05 | | |
| ялина | 1 | I~II | 4,884 | 4,685 | 2,884 | 1,04 | 1,69 | - | - |
| кедр | 1 | I~II | 1,457 | 4,685 | 2,884 | (3,22) | (1,98) | + | + |
| ялина | 2 | I~II | 3,037 | 2,44 | 1,86 | 1,24 | 1,63 | - | - |
| кедр | 2 | I~II | 1,844 | 2,44 | 1,86 | (1,32) | (1,01) | + | + |
| ялина | 1~2 | I | 1,457 | 1,863 | 1,557 | (1,28) | (1,07) | + | + |
| кедр | 1~2 | I | 1,500 | 1,863 | 1,557 | (1,24) | (1,04) | + | + |
| ялина | 1~2 | II | 1,104 | 4,79 | 2,93 | (4,34) | (2,65) | + | + |
| кедр | 1~2 | II | 1,899 | 3,405 | 2,365 | (1,79) | (1,25) | + | + |
| ялина (т.в.ч.) ~ кедр (т.в.ч.) | 2 | I | 1,216 | 1,237 | 1,164 | (1,02) | 1,04 | + | - |
| ялина (т.в.ч.) ~ ялина | 2 | I | 2,559 | 1,373 | 1,248 | 1,86 | 2,05 | - | - |
| кедр (т.в.ч.) ~ кедр | 2 | I | 1,379 | 1,373 | 1,248 | 1,01 | 1,11 | - | - |
| ялина~ кедр | 1 | I | 1,573 | 2,508 | 1,905 | (1,60) | (1,21) | + | + |
| ялина~ кедр | 2 | I | 1,527 | 1,453 | 1,30 | 1,05 | 1,18 | - | - |
| ялина~ кедр | 2 | II | 2,514 | 2,863 | 2,085 | (1,14) | 1,21 | + | - |
| ялина~ кедр | 1 | II | 5,273 | 5,35 | 3,18 | (1,02) | 1,66 | + | - |

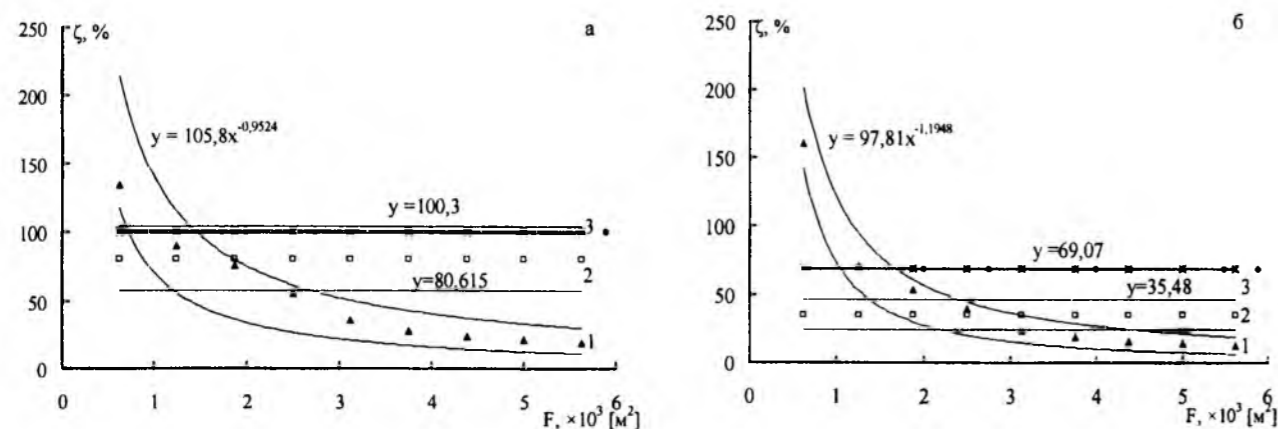


Рис.8. Довірчі інтервали для генерального показника ступеня граничної контагіозності особин ялини (а) та кедр (б) (асоціацій I та II) на сукупних пробних площах, закладених за схемою: 1 – схема 1 (асоціація I); 2 – схема 2 (асоціація II); 3 – схема 2 (асоціація I). Довірча ймовірність $P = 0,95$. Довірчі інтервали побудовані за χ_{α}^2 .

- загальні середні: а) нерівні: між асоціаціями I > II для ялини і кедр схеми 1 та ялини схеми 2; між схемами 1 > 2 для ялини і кедр за асоціаціями I і II; між $y^* > y$, $k^* > k$ схеми 2, асоціації I та $k > y$ асоціації I схем 1 і 2 з $\alpha = 0,01$ і $0,05$; б) рівні: між асоціаціями I = II кедр схеми 2; між $y^* = k^*$ схеми 2 асоціації I (за таблицею випадкових чисел); між $y = k$ асоціації II схем 1 і 2.

Висновки

1. Для надійності висновків при прийнятті або відкиданні нульових гіпотез та побудови довірчих інтервалів для генеральних дисперсій і генеральних середніх та інших статистичних оцінок використали стандартні розподіли Фішера, Кохрана, Бартлета, Стьюдента та два рівні значущості 1 і

5%, а також при побудові довірчих інтервалів для генеральних дисперсій використали два табличних критерії Z_{α} та χ_{α}^2 .

2. Для порівняння з еталонним розподілом проведений дисперсійний аналіз математичної моделі, виборка якої створена за таблицею випадкових чисел.
3. Вперше в науковий обіг у математичні методи в біології введено поняття ступеня статистичної рівності (нерівності) двох або ряду генеральних дисперсій за критеріями Фішера, Кохрана, Бартлета і двох або ряду математичних сподівань за критерієм Фішера, Стьюдента та ступеня статистичної прийнятності або відкидання нульових гіпотез за критеріями Фішера, Кохрана, Пірсона, Стьюдента.
4. Доведено, що ряд математичних сподівань (генеральних середніх) особин ялини звичайної (*Picea abies*) чорнично-зеленомохової та сфагнової структур при просторовому розподілі на пробних площах, що закладені за схемою 1, статистично нерівні з високим ступенем нерівності: 19,75 (для ступеня значущості $\alpha = 1\%$) і 27,93 (для $\alpha = 5\%$) для чорнично-зеленомохової структури та 2,43 ($\alpha = 1\%$) і 4,57 (для $\alpha = 5\%$) для сфагнової структури. Разом з тим, ряд генеральних середніх особин ялини звичайної (*Picea abies*) чорнично-зеленомохової та сфагнової структур при просторовому розподілі на пробних площах, що закладені за схемою 2, та для математичної моделі, що створена за таблицею випадкових чисел, за схемою 2, статистично рівні зі ступенем рівності: 2,61 (для $\alpha = 1\%$) і 1,98 (для $\alpha = 5\%$) для чорнично-зеленомохової структури; 5,9 (для $\alpha = 1\%$) і 3,54 (для $\alpha = 5\%$) для сфагнової структури та 2,38 (для $\alpha = 1\%$) і 1,86 (для $\alpha = 5\%$) для математичної моделі.
5. Доведено, що ряд математичних сподівань (генеральних середніх) особин сосни кедрової європейської (*Pinus cembra*) чорнично-зеленомохової структури при просторовому розподілі на пробних площах, що закладені за схемою 1, статистично нерівні з високим ступенем нерівності: 17,98 (для $\alpha = 1\%$) та 25,43 (для $\alpha = 5\%$). Разом з тим, ряд генеральних середніх особин сосни кедрової європейської (*Pinus cembra*) сфагнової структури при просторовому розподілі на пробних площах, що закладені за схемою 1, особин чорнично-зеленомохової та сфагнової структур при просторовому розподілі особин на пробних площах, що закладені за схемою 2 та для математичної моделі, що створена за таблицею випадкових чисел за схемою 2, статистично рівні зі ступенем рівності: 3, 22 (для $\alpha = 1\%$) і 1,71 (для $\alpha = 5\%$) для сфагнової структури за схемою 1; 4,31 (для $\alpha = 1\%$) і 3,27 (для $\alpha = 5\%$) для чорнично-зеленомохової структури за схемою 2; 6,5 (для $\alpha = 1\%$) і 3, 89 (для $\alpha = 5\%$) для сфагнової структури за схемою 2; 2,44 (для $\alpha = 1\%$) і 1,91 (для $\alpha = 5\%$) для математичної моделі за схемою 2.
6. За критерієм Стьюдента розраховані довірчі інтервали та вказана довірна ймовірність $p = 99\%$ та $p = 95\%$ для ряду математичних сподівань та за функцією Z та за хі-квадрат розподілу Пірсона розраховані довірчі інтервали та вказана довірна ймовірність $p = 99\%$ та $p = 95\%$.
7. Отримані формули у кінцевому вигляді та розраховані довірчі інтервали для генерального показника ступеня просторової агрегації: 1) за функцією Z та критерієм Стьюдента; 2) за критеріями Пірсона та Стьюдента; 3) за коефіцієнтом варіації; за коефіцієнтом варіації, критеріями Пірсона та Стьюдента та вказана довірна ймовірність $p = 99\%$ та $p = 95\%$.
8. За середніми генеральними показниками ступеня просторової агрегації та довірчими інтервалами за сумою оцінок за функцією Z та хі-квадрат критерію Пірсона проаналізовано ступінь контагіозності розподілу особин.
9. Вперше введено у науковий обіг математичних методів у біології означення ступеня граничної контагіозності як відношення генеральних показників просторової агрегації за експериментальною моделлю до генерального показника граничної просторової агрегації математичної моделі, складеної за таблицею випадкових чисел (при створенні моделей за однаковими схемами).
10. Розраховані довірчі інтервали для ступенів граничної контагіозності для довірчої ймовірності $p = 99\%$ та $p = 95\%$, за якими для сосни кедрової європейської чорнично-зеленомохової структури цей показник сягає $\sim 100\%$ і $\sim 83\%$ – для сфагнової структури, для ялини звичайної, яка проростає разом з сосною кедровою європейською, ці показники мають менші величини: $\sim 69\%$ для чорнично-зеленомохової структури та $\sim 37\%$ для сфагнової структури.

Література

1. Сіренко О. Г. Моделі розподілу особин на пробних площах: 2. Статистичні характеристики. Дисперсійний аналіз (статистична рівність ряду генеральних дисперсій) / О. Г. Сіренко, О. В. Кузишин // Вісник Прикарп. нац. ун-ту ім. В. Стефаника. Серія Біологія. – Івано-Франківськ: Гостинець; Видавець Третяк І. Я., 2008. – Вип. X. – С. 95 – 113: іл. 1, табл. 6. – Бібліогр.: с. 112 – 113 (34 назви).
2. Сіренко О. Г. Моделі розподілу особин на пробних площах: 3. Статистичні характеристики. Кореляційний та регресійний аналізи / О. Г. Сіренко, О. В. Кузишин, Л. Я. Мідак // Вісник Прикарп. нац. ун-ту ім. В. Стефаника. Серія Біологія. – Івано-Франківськ: Гостинець; Видавець Третяк І. Я., 2008. – Вип. XI. – С. 76-89: іл. 4, табл. 7. – Бібліогр.: с. 89 (15 назв).
3. Сіренко О. Г. Моделі розподілу особин на пробних площах: 4. Моделі розподілу особин на пробних площах: 4. Розподіл особин сосни кедрової європейської (*Pinus cembra* L.) та ялини звичайної (*Picea abies*) за нормальним законом Гаусса / О. Г. Сіренко, О. В. Кузишин, Л. Я. Мідак // Вісник Прикарп.

- нац. ун-ту ім. В. Стефаника. Серія Біологія. – Івано-Франківськ: Гостинець; Видавець Третяк І.Я., 2008. – Вип. XI. – С. 90-98 : іл. 1, табл. 1. – Бібліогр.: с. 97-98 (16 назв).
4. Спиридонов А.А. Планирование эксперимента: Учебное пособие / А.А. Спиридонов, Н.Г. Васильев. – Свердловск: Изд-во Урал. политехн. ин-та, 1975. – 150 с.: ил., табл. – Библиогр.: с. 147-148 (23 наименов.).
 5. Венецкий И.Г. Теория вероятностей и математическая статистика / И.Г. Венецкий, Г.С. Кильдишев. – Изд. 3-е, перераб. и доп. – М.: Статистика, 1975. – 264 с.: ил., табл. – Приложения: с. 255-264 (9 табл.).
 6. Волощенко А.Б. Теория ймовірностей та математична статистика: навч.-метод. посібник для самост. вивчення дисц. [для студ. економ. спеціал. вищ. навч. заклад.] / А.Б. Волощенко, І.А. Джалладова; [Мін-во освіти і науки України; гриф: лист № 14 / 18.2-613 від 22.03.2002 р.]. – К.: Київ. Нац. економ. ун-т, 2003. – 256 с.: іл., табл. – Приклади розв. завдань і вправи для самост. розв'язання в кінці розд. – Блочно-модул. контроль: с. 183 – 203 (9 варіантів). – Відповіді: с. 204 – 216. – Бібліогр.: с. 217 (18 назв). – Додатки: с. 218 – 254 (8 табл.). – ISBN 966 – 574 – 459– 3.
 7. Сигорский В.П. Математический аппарат инженера. 2 изд. – К.: Техніка, 1977. – 768 с.: ил., табл. – Библиогр. после гл. – Предмет. указат.: с. 752-764.
 8. Корн Г. Справочник математика для научных работников и инженеров / Г. Корн, Т. Корн. – Пер. с 2^{ой} амер. издания И.Г. Арамановича, А.М. Березмана, И.А. Вайнштейна и др. / Под общ. ред. И.Г. Арамановича. – М.: Наука, 1978. – 832с: ил., табл. – Библиогр. к гл.: с. 796-800 (183 назви). – Указат. обознач.: с. 801-803. – Предмет. указат.: с. 804-831.
 9. Критерії оцінки розподілу мікронерівностей на поверхні твердого тіла / О.В.Кузишин, О.Г.Сіренко, Л.Я.Мідак, Г.О.Сіренко // Фізика і хімія твердого тіла. – 2008. – Т. 9, №2. – С. 407-414: іл., табл. – Бібліогр.: с.412-414 (52 назви).
 10. Степнов М.Н. Статистическая обработка результатов механических испытаний / Михаил Никитович Степнов. – М.: Машиностроение, 1972. – 232 с. : ил., табл. – Библиогр.: с. 229-230 (36 назв.).
 11. Бендат Дж.С. Измерение и анализ случайных процессов / Дж.С. Бендат, А.Г. Пирсол; пер. с англ. Г.В.Матушевского, В.Е.Привальского; под ред. И.Н.Коваленко. – М.: Мир, 1971. – 408 с. – Перевод за изд.: Measurement and analysis of random data / Julius S. Bendat, Allan G. Piersol. – John Wiley and Sons, Inc. – New York-London-Sydney, 1967.: ил., табл. – Предмет. указатель: с. 403-408. – Библиогр.: с. 400-402 (59 наименов.).
 12. Зажигаев Л.С. Методы планирования и обработки результатов физического эксперимента / Л.С. Зажигаев, А.А. Кишьян, Ю.И. Романиков. – М.: Атомиздат, 1978. – 232 с.: ил., табл. – Приложение: с. 144-229 (16 табл.). – Библиогр.: с. 230-231.

Стаття поступила до редакції 2.07.2008 р.; прийнята до друку 15.07.2008 р.

Сіренко О.Г. – провідний інженер відділу природної флори;

Кузишин О.В. – асистент кафедри теоретичної і прикладної хімії, магістр.

Рецензент: кандидат хімічних наук Мідак Л.Я., доцент кафедри теоретичної і прикладної хімії Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

1. ЗАГАЛЬНІ ПОЛОЖЕННЯ

- 1.1. Засновник Вісника Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника. Серія Біологія (далі Вісник) – Державний вищий навчальний заклад «Прикарпатський національний університет імені Василя Стефаника».
- 1.2. Вісник зареєстрований Міністерством юстиції України: Свідоцтво про державну реєстрацію друкованого засобу масової інформації серія КВ №13139–2023Р від 25.07.2007 р.
- 1.3. Вісник є науковим збірником і приймає до розгляду наукові статті за результатами досліджень (від 3 до 20 сторінок, в окремих випадках до 30 сторінок) і наукові оглядові статті (до 20 сторінок), рецензії та матеріали на правах дискусії за такою тематичною спрямованістю:
 - ботаніка;
 - зоологія;
 - генетика;
 - біохімія (біологічні науки);
 - цитологія;
 - фізіологія та анатомія людини і тварин;
 - медична біологія;
 - екологія (біологічні науки);
 - агрохімія та ґрунтознавство;
 - палеонтологія;
 - радіобіологія;
 - біотехнологія;
 - лісознавство;
 - математичні методи в біології;
 - українська біологічна термінологія та номенклатура;
 - новітні навчальні програми з біології;
 - новітні методи та методології наукових досліджень в біології;
 - науково-методичні та навчально-методичні розробки з біології.
- 1.4. Вісник видається українською та англійською мовами і має статус вітчизняного, сфера розповсюдження – загальнодержавна. Вісник є фаховим виданням з біологічних наук.
- 1.5. Вісник адресується такій категорії читачів: викладачі, студенти, наукові співробітники вищих навчальних закладів, наукові співробітники науково-дослідних інститутів Національної Академії Наук України та Академії галузевих Міністерств України.
- 1.6. Вісник друкує переважно статті викладачів, аспірантів і студентів Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника і, в першу чергу, його базових підрозділів з біології: кафедри біології та екології, біохімії, кафедри анатомії та фізіології людини і тварин, кафедри лісознавства, кафедри агрохімії та ґрунтознавства.
- 1.7. Окрім статей і оглядів Вісник публікує: повідомлення обсягом від 1 до 3 сторінок, які містять абсолютно нові результати і потребують термінового оприлюднення для захисту пріоритету; статті на замовлення (не більше 1 статті у випуск, обсягом до 10 сторінок), які є узагальненням і узгодженням власних досліджень і публікацій і становлять загальний інтерес для широкого кола читачів, а також новітні навчальні програми або науково-методичні та навчально-методичні розробки з біології. Вісник публікує також серійні (з продовженням) статті.
- 1.8. Вісник Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника, Серія Біологія, починаючи з IX випуску 2007 р., є правонаступником Вісника Прикарпатського університету. Серія Біологія, випусків I (2001 р.), II (2002 р.), III (2002 р.), IV (2004 р.), V (2005 р.), VI (2006 р.), VII-VIII (2007 р.).
- 1.9. Стаття, яка подається для публікації, повинна містити: текст статті, рисунки, підписи до них, таблиці, реферати українською і англійською мовами, відомості про установу (установи), де виконана робота та її адресу, відомості про авторів (науковий ступінь, вчене звання, посада тощо).
- 1.10. Два примірники надрукованої статті українською або англійською мовами (допускаються статті на латині, німецькою, іспанською або польською мовами) подаються разом з комп'ютерним диском (дискетою), який містить ідентичну електронну версію статті. Текст статті повинний бути збережений у MS Word (*.rtf,*.doc) форматі; рисунки приймаються у форматах: TIFF, GIF,

BMP, CDR, Mathcad, Microcal Origin (*.orj). Рисунки, що виконані пакетами математичної та статистичної обробки, повинні бути конвертовані у вищенаведені графічні формати.

- 1.11. Усі статті, повідомлення, огляди тощо, які подаються у Вісник, рецензуються в редакції членами редакційної колегії, а за рішенням редакційної колегії – зовнішніми рецензентами. Автори – члени редколегії – публікують статті виключно за зовнішньою рецензією без експертного висновку і несуть повну відповідальність за подану інформацію. Всі решта авторів подають разом із статтею до редакції експертний висновок про можливість відкритої публікації статті (для авторів з України, Грузії та країн СНД) та лист-направлення установи, у якій виконані дослідження і результати яких представлені у статті. При відсутності експертного висновку всю відповідальність за подану інформацію несуть автори.
- 1.12. Вісник як періодичне видання підписується до друку виключно за рішенням вченої ради університету, про що зазначається у вихідних даних.
- 1.13. Наклад Вісника становить 100-300 примірників.
- 1.14. Видавництво або університет здійснює розсилку примірників Вісника у фонди бібліотек України, перелік яких затверджено ВАК України.
- 1.15. Редакційна колегія Вісника та видавництво гарантує повне дотримання вимог редакційного оформлення Вісника згідно з чинними державними стандартами України.
- 1.16. Рукописи надсилаються за адресою: Редакція Вісника Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника, Інститут природничих наук, вул. Галицька, 201, авд. 505 (5-й поверх), Івано-Франківськ, 76000, Україна. E-mail: brat libo@yahoo.co.uk tel.: +38.0342.77.80.82; +38.0342.58.33.29; +38.0342.50.37.53; +380979689207.

2. Рукопис статті повинний бути виконаний згідно наступних правил:

- 2.1. Обсяг звичайної статті не може перевищувати 30 сторінок формату А4, набраний через 1 інтервал без переносів, шрифт Times New Roman 10-12 кегль, з полями 25 мм зі всіх боків.
- 2.2. Загальна структура статті:
перша сторінка:
 - Коди УДК або PACS.
 - Назва статті (16 кегль) відзначається жирним шрифтом.
 - Ініціали та прізвище(а) автора(ів).
 - Установа, де виконана робота (назва установи, відомча приналежність, індекс і повна поштова адреса, телефони, факс, адреса електронної пошти). Якщо колектив авторів включає співробітників різних установ, то слід вказати місце роботи кожного автора.
 - Резюме українською мовою: обсягом до 200 слів. Ключові слова: до 12 слів. Допускається використання нероздільних термінів, що складаються з двох або трьох слів.
 - Резюме англійською мовою: обсягом до 200 слів. Перед текстом резюме вказується ініціали, прізвища всіх авторів, назва статті, адреса організації (для кожного з авторів). Ключові слова (Key words).
 - У разі представлення статті німецькою, польською, іспанською мовою або на латині додатково подається резюме на мові оригіналу.
 - Під текстом резюме розміщується: стаття поступила до редакції (дата); прийнята до друку (дата). Дати визначає редакційна колегія.
 - Текст: використовується шрифт Times New Roman 10-12 кегль через 1 інтервал. Заголовки розділів (14 кегль), заголовки підрозділів (11 кегль) відзначаються жирним шрифтом. Текст розміщується на аркуші А4 з полями 25 мм у одну колонку розміром 160 мм.

Текст статті повинен містити такі складові частини:

- Вступ, в якому висвітлюється історія питання, огляд останніх досліджень та їх критичний аналіз, постановка проблеми, формулювання завдання та мети досліджень.
- І. Експериментальна частина, у якій дається опис вихідних матеріалів для досліджень, їх ступінь чистоти та агрегатний і фазовий стани; технологія приготування проміжних і кінцевих продуктів; прилади, методи та методологія досліджень; математичні методи планування експерименту та статистичної обробки експериментальних даних.

- II. Результати та обговорення. Виклад основного матеріалу дослідження з повним обґрунтуванням отриманих наукових результатів.
- Висновки та рекомендації; наукова новизна та практична цінність отриманих даних.
- Список використаних джерел інформації: Посилання на літературу повинні нумеруватись послідовно у порядку їх появи в тексті статті у квадратних дужках, наприклад [5], [1-7], [1, 5, 10-15] тощо.

Бібліографічний опис літератури оформлюється згідно: ГОСТ 7.1–84. СИБИД. «Библиографическое описание документа. Общие требования и правила составления»; ДСТУ 3582–97 «Інформація та документація. Скорочення слів в українській мові в бібліографічному описі. Загальні вимоги та правила»; ГОСТ 7.12–93 «Библиографическая запись. Сокращение слов на русском языке. Общие требования и правила»; ДСТУ 3008–95 «Документація. Звіти у сфері науки і техніки. Структура і правила оформлення»; «Довідник здобувача наукового ступеня» (2000 р., с. 23–24, 28–30), «Бюлетень Вищої атестаційної комісії України. Спеціальний випуск», 2000, с. 15–16; «Бюлетень Вищої атестаційної комісії України», форма 23.–2007.–№6.–С. 23–25 та вимог до електронних версій видання, що розміщується на сайті Національної бібліотеки ім. В.І. Вернадського НАНУ України (<http://www.nbuv.ua/>), наприклад, «Вісника Донецького університету».

Приклади оформлення бібліографічного опису у списку джерел інформації, який наводять у статті:

КНИГИ, МОНОГРАФІЇ

Однотомний документ

Один автор

1. Бейли Н. Статистические методы в биологии / Норман Т. Дж. Бейли; [пер. с англ. В.П. Смилги] / Под ред. и предислов. В.В. Налимова. – М., 1963. – 272 с. – Перевод. за вид.: STATISTICAL METHODS IN BIOLOGY by NORMAN T. J. BAILEY, M.A., D.S.C. READER in Biometry, University of Oxford (THE ENGLISH UNIVERSITIES PRESS LTD., 1959): ил., табл. – Библиогр.: с.7 (5 наимен.), с. 222 (9 наимен.). – Краткое руковод. по применению статист. формул: с. 223 – 259. – Приложения: с. 260 – 267 (5 табл.).
2. Губський Ю.І. Біоорганічна хімія: підруч. [для студ. вищ. медич. та фармацевт. заклад. освіти III-IV рівня акредит.] / Юрій Губський [Рек. Мін-вом охорони здоров'я України: протокол №1 від 10.02.2004 р.]. – [Вид. 2-ге, доопрац. та допов.]. – Київ-Вінниця: Нова книга, 2007. – 432 с.: ил., табл. – Бібліогр.: с. 408 – 409 (програма, тематич. план лекцій, тематич. план лабор. і практ. занять та перелік контр. питань з біологічної хімії). – Предмет. покажчик: с. 410 -431. – ISBN 978 – 966 – 382 – 045 – 3.
3. Посудін Ю.І. Біофізика рослин: підруч. [для студ. вищ. навч. закл.] / Юрій Посудін; [М-во освіти і науки України; гриф: лист №1 / 11-3141 від 21.07.2003 р.]. – Вінниця: Нова книга, 2004. – 256 с.: ил., табл., портр. – Додаток: с. 241 – 247 (фізичні сталі, множники і префікси для творення кратних і часткових величин, одиниці вимірювання і розмірності фізичних величин, грецький та латинський алфавіти). – Бібліогр.: с. 248 – 252 (74 назви) та в підрядк. прим. – Реклама нових книг видавництва «Нова книга»: с. 253 – 254 (13 назв). – ISBN 966 – 7890 – 98 – 8.
4. Гродзинський Д.М. Радіобіологія: підручник [для студ. біолог. спеціальн. вищ. навч. закл.] / Дмитро Гродзинський; [М-во освіти і науки України; гриф: лист №14 /18.2 – 964 від 26.06.2001 р.]. – [2-ге вид.]. – К.: Либідь, 2001. – 448 с.: ил., табл., портр., відомості про автора. – Імен. покажчик: с. 430 – 437. – Бібліогр. в підрядк. прим. – ISBN 966 – 06 – 0204 – 9 (в опр.).
5. Ли Ч. Введение в популяционную генетику / Ч.Ч. Ли; [пер. с англ. Е.А. Салменковой, Е.Я. Тетушкина; под ред. Ю.П. Алтухова, Л.А. Животовского]. – М.: Мир, 1978. – 557 с.: ил., табл. – Библиогр.: с. 527 – 547 (771 наимен.). – Предмет указ.: с. 548 – 549.
6. Ремизов А.Н. Медицинская и биологическая физика: учебник [для студ. мед. специал. высш. учеб. завед.] / А.Н. Ремизов. – [изд. 2-е, исправ.]. – М.: Высш. шк., 1996. – 270 с.: ил., табл. – Библиогр. в конце гл.

Два автори

7. Миронович Л.М. Медична хімія: Навч. посібник [для студ. мед. спеціаль. вищ. навч. заклад.] / Л.М. Миронович, О.О. Мордашко; [Мін-во освіти і науки України; гриф: лист №1. 4/18-Г-960 від 19.10.2006 р.]. – К.: Каравела, 2008. – 168 с.: ил., табл. – Бібліогр.: с. 155 (6 назв). – Додатки: с. 156 – 162 (8 табл.). – ISBN 966 – 8019 – 69 – 5.

Три автори

8. Мороз А.С. Медична хімія: підручник [для студ. вищ. мед. заклад. III-IV рівнів акредит.; рекомендов. студ. біолог. та природ. спеціальн. університетів] / А.С. Мороз, Д.Д. Луцевич, Л.П. Яворська; [ЦМК Мін-ва охорони здоров'я України; гриф: протокол №1 від 11.01.2002 р.]. – Вінниця: Нова Книга, 2006. – 776 с.: іл., табл. – Предмет. показчик: с. 762 – 775. – Контрол. Запитання: після гл. – Бібліогр.: с. 760 – 761 (31 назва). – ISBN 966 – 8609 – 53 – 0.
9. Туркевич М.М. Фармацевтична хімія (стероїдні гормони, їх синтетичні замінники і гетероциклічні сполуки як лікарські засоби): підручник [для студ. вищих фармац. закладів освіти та фармац. факульт. вищих медич. заклад. освіти III-IV рівнів акредит.] / М.М. Туркевич, О.В. Владзімірська, Р.Б. Лесик; [за ред. Б.С. Зіменковського]; [Мін-во охорони здоров'я; гриф: протокол №4 від 14.10.2003 р.]. – Вінниця: Нова Книга, 2003. – 464 с.: іл., портр. та інформац. про авторів: с. 6 – Предмет. показчик: с. 449 – 453. – Імен. показчик: с. 454 – 457. – Бібліогр.: с. 458 – 459 (42 назви). – ISBN 966 – 7890 – 33 – 3.

Чотири автори

10. Загальна та біоорганічна хімія: підручник [для студентів сільськогосподар. спеціаль. вищих аграр. навч. заклад.] / [О.І. Карнаухов, Д.О. Мельничук, К.О. Чеботько, В.А. Копілевич]; [Мін-во аграрн. Політики України; гриф: лист № 18-2-1 / 118 від 22.06. 2001 р.]. – Вінниця : Нова Книга, 2003. – 544 с.: іл., табл. – Контрол. питання та опис лаб. робіт у кінці розд. – Додатки: с. 510 – 529 (12 табл.). – Бібліогр.: с. 530 – 531 (41 назва). – Предмет. показчик: с. 532 – 540. – ISBN 966 – 7890 – 46 – 5.
11. Фармацевтична хімія: навчальний посібник [для студ. фармацев. вищих навчальн. закладів та факульт.] / [П.О. Безуглий, І.С. Грищенко, І.В. Українець та ін.]; [Мін-во освіти і науки України; гриф: лист № 14/18-Г-593 від 27.07.2006 р.]. – [перероб. і допов.]. – Вінниця: Нова Книга, 2006. – 552 с.: Автори вказані на зворот. тит. арк.: табл. – Бібліогр.: с. 551 (26 назв.). – 966 – 382 – 027 – 6.
12. Медицинская химии: Учебник [для студ. высш. учеб. завед. III-IV уровней акред. мед., фарм., биол. и эколог. специаль.] / [В.А. Калибачук, Л.И. Грищенко, В.И. Галинская и др.]; [Мин-во здравоохран. Украины; Мин-во образ. и науки Украины]; под ред. В.А. Калибачук. - [2-е изд.]. – К.: Медицина, 2008. – 400 с. – Переклад з укр. вид.: Медична хімія / За ред. В.О. Калібачук. – К.: Інтермед, 2006. – Авт. указаны на обороте тит. л.: ил., табл. – Вопросы и задания для самоконтроля в конце разд. – Пред. указат.: с. 394 – 399. – Библиогр.: с. 393 (15 назв.). – ISBN 978 – 966 – 8144 – 90 – 5.

Без автора

13. Проблеми біологічної типологічної та квантитативної лексикології = Problems of biological of Typological and Quantitative Lexicology: [зб. наук. праць / наук. ред. В.І. Калішченко та ін.]. – Чернівці: Рута, 2007. – 310 с.: іл., табл. – Текст: укр., рос., англ. – Бібліогр. в кінці ст. – ISBN 978 – 966 – 568 – 897 – 6.
14. Історія біології / [автор тексту В. Клос]. – К.: Грані-Т, 2007. – 120 с.: іл., табл., портр. – (Грані світу науки). – ISBN 978 – 966 – 2923 – 73 – 5.
15. Токсикологія: довідник / [упорядкув., ст., пер. і прим. А.В. Шейчука]. – К.: Медицина, 2007. – 542, [1] с. – Бібліогр. в прим. в кінці розд. – ISBN 978 – 966 – 349 – 045.

Багатотомний документ

1. Історія Національної академії наук України: в 2-х ч. / [упоряд. Л.М. Яременко та ін.]; НАУ України, Нац. б-ка України ім. В.І. Вернадського, Ін-т архівознав., Ін-т укр. археографії та джерелознав. ім. М.С. Грушевського. – К.: Нац. б-ка України ім. В.І. Вернадського, 2007. – (Джерела з історії науки України). – Бібліогр. в підпорядк. прим. – ISBN 978 – 966 – 02 – 4254 – 8.
Ч. 2: Додатки. – 2007. – 573, [1] с.: іл., табл. – Бібліогр.: с. 346 – 370 (2046 назв.). – Імен. показч.: с. 529 – 554. – Геогр. показч.: с. 555 – 565. – ISBN 978 – 966 – 02 – 4256 – 5 (в опр.).
2. Кучерявенко М.П. Курс генетики: Особлива частина: в 6 т. / Микола Кучерявенко. – Харків: Фоліо, 2002. – ISBN 966 – 957 – 54 – 6 – X.
Т.4: Молекулярна генетика. – 2007. – 534 с. – Бібліогр. в прим. в кінці розд. – ISBN 966 – 8467 – 91 – 4 (в пер.).

3. Жлуктенко В.І. Теорія ймовірностей і математична статистика: навч.-метод. посібник [для студ. вищ. навч. заклад.]: У 2-х ч. – Ч. II. Математична статистика / В.І. Жлуктенко, С.І. Наконечний, С.С. Савіна; [Мін-во освіти і науки України; гриф: лист № 14 /18.2-183 від 27.02.2001 р.]. – К.: Київ. нац. економ. ун-т, 2001. – 336 с.: іл., табл. – Теор. запит. та завдання до теми в кінці теми. – Лаб. роб. після тем 14, 15. – Додатки: с. 242 – 246, 292 – 331. – Бібліогр.: с. 246 (4 назви). – ISBN 966 – 574 – 265 – 5.

Матеріали симпозиумів, конференцій, семінарів і з'їздів

1. Економіка, менеджмент, освіта в системі реформування агропромислового комплексу: матеріали Всеукр. конф. молодих учених-аграрників ["Молодь України і аграрна реформа"], (Харків, 11-13 жовт. 2000 р.) / М-во аграр. політики, Харків. держ. аграр. ун-т ім. В. В. Докучаєва; редкол.: В. М. Нагаєв [та ін.]. – Х.: Харків. держ. аграр. ун-т ім. В. В. Докучаєва, 2000. – 167 с.: іл., табл. – Бібліогр. в кінці доп. – ISBN 966-7392-31-7.
2. Кібернетика в сучасних економічних процесах: зб. текстів виступів на республік. міжвуз. наук.-практ. конф. / Держкомстат України, Ін-т статистики, обліку та аудиту. – К.: ІСОА, 2002. – 147 с.: іл., табл. – ISBN 966-8059-08-5.
3. Оцінка й обґрунтування продовження ресурсу елементів конструкцій: праці конф., 6-9 черв. 2000 р., Київ. Т. 2 / відп. ред. В. Т. Трошенко. – К.: НАН України, Ін-т пробл. міцності, 2000. – С. 559 – 956, XIII, [2] с. — (Ресурс 2000). – Текст парал.: укр., рос., англ. – Бібліогр. в кінці доп.
4. Проблеми обчислювальної механіки і міцності конструкцій = Problems of mechanics and strength of structures: зб. наук. пр. / наук. ред. В. І. Моссаковський. – Дніпропетровськ : Навч. кн., 1999. – 215 с.: іл., табл. – Текст: укр., рос. – Бібліогр. в кінці ст. – ISBN 966-7056-81-3.
5. Ризикологія в економіці та підприємстві : зб. наук. праць за матеріалами міжнар. наук.-практ. конф., 27-28 берез. 2001 р. / М-во освіти і науки України, Держ. податк. адмін. України [та ін.]; редкол.: О. Д. Шарапов (голов. ред.) [та ін.]. – К.: КНЕУ: Акад. ДПС України, 2001. – 452 с. – Текст: укр., рос. – Бібліогр. в кінці ст. – ISBN 966-7257-60-6.

Тези доповідей

1. Литвин В.М. Втрати України в Другій світовій війні // Українська історична наука на сучасному етапі розвитку: II Міжнар. наук. конгрес укр. істориків. – Кам'янець-Подільський, 17-18 верес. 2003 р. – Кам'янець-Подільський – Київ – Нью-Йорк: Острог, 2005. – Т.1. – С. 23-26.

Препринти

1. Шиялев Б. А. Расчеты параметров радиационного повреждения материалов нейтронами источника НИЦ ХФТИ/ANL USA с подкритической сборкой, управляемой ускорителем электронов / Шиялев Б. А., Воеводин В. Н. – Х.: НИЦ ХФТИ, 2006. – 19 с.: ил., табл. – (Препринт / НАН Украины, Нац. науч. центр "Харьков. физ.-техн. ин-т"; ХФТИ 2006-4). – Библиогр.: с. 18-19 (23 назв.).
2. Панасюк М. І. Про точність визначення активності твердих радіоактивних відходів гамма-методами / Панасюк М. І., Скорбун А. Д., Сплошной Б. М. – Чорнобиль : Ін-т пробл. безпеки АЕС НАН України, 2006. – 7, [1] с.: іл., табл. – (Препринт / НАН України, Ін-т пробл. безпеки АЕС; 06-1). – Бібліогр.: с. 8.

Словники та довідники

1. Географія: словник-довідник / [авт.-уклад. Циплін В. Л.]. – Х.: Халімон, 2006. – 175, [1] с.: табл. – Алф. показч. ст.: с. 166-175. – ISBN 978-966-2011-05-0.
2. Тимошенко З. І. Болонський процес в дії: слов.-довід. основ. термінів і понять з орг. навч. процесу у вищ. навч. закл. / З. І. Тимошенко, О. І. Тимошенко; Європ. ун-т. – К.: Європ. ун-т, 2007. – 57 с.: табл. – ISBN 966-301-090-8.
3. Українсько-німецький тематичний словник = Ukrainisch-deutsches thematisches Wörterbuch : [близько 15 000 термінів / уклад. Н. Яцко та ін.]. – К.: Карпенко, 2007. – 219 с. – ISBN 966-8387-23-6.
4. Європейський Союз: словник-довідник / [ред.-упоряд. М. Марченко]. – 2-ге вид. – К.: К.І.С., 2006. – 138 с.: іл., табл. – ISBN 966-8039-97-1.

Атласи

1. Україна: екол.-геогр. атлас: присвяч. всесвіт. дню науки в ім'я миру та розв. згідно з рішенням 31 сесії ген. конф. ЮНЕСКО / [наук. редкол.: С. С. Куруленко та ін.]; Рада по вивч. продукт. сил України НАН України [та ін.]. – К.: Варта, 2006. – 217, [1] с.: іл., табл., портр., карти. – ISBN 966-585-199-3 (в опр.).
2. Анатомія пам'яті: атлас схем і рисунків провід. шляхів і структур нервової системи, що беруть участь у процесах пам'яті: посіб. для студ. та лікарів / О.Л. Дроздов, Л. А. Дзяк, В. О. Козлов, В. Д. Маковецький. – 2-ге вид., розшир. та доповн. – Дніпропетровськ: Пороги, 2005. – 218 с.: іл., табл. – Бібліогр.: с. 217-218. – ISBN 966-7985-93-8.
3. Куерда Х. Атлас ботаніки / Хосе Куерда; [пер. з ісп. В. Й. Шовкун]. – Х.: Ранок, 2005. – 96 с.: іл. – Алф. покажч.: с. 94-96. – ISBN 966-672-178-3.

Законодавчі та нормативні документи

1. Кримінально-процесуальний кодекс України: за станом на 1 груд. 2005 р. / Верховна Рада України. – Офіц. вид. – К.: Парлам. вид-во, 2006. – 207 с. – (Бібліотека офіційних видань). – ISBN 966-611-412-7.
2. Медична статистика: зб. нормат. док. / упоряд. та голов. ред. В. М. Заболотько; М-во охорони здоров'я України, Голов. упр. охорони здоров'я та мед. забезп. м. Києва, Київ. міськ. наук. інформ.-аналіт. центр мед. статистики. – К.: МНІАЦ мед. статистики: Медінформ, 2006. – 459 с.: табл. – (Нормативні директивні правові документи). – ISBN 966-8318-99-4 (в опр.).
3. Експлуатація, порядок і терміни перевірки запобіжних пристроїв посудин, апаратів і трубопроводів теплових електростанцій: СОУ-Н ЕЕ 39.501:2007. – Офіц. вид. – К.: ГРІФРЕ: М-во палива та енергетики України, 2007. – VI, 74 с.: іл., табл. – (Нормативний документ Мінпаливенерго України. Інструкція). – Бібліогр.: с. 73.

Стандарти

1. Графічні символи, що їх використовують на устаткуванні. Покажчик та огляд (ISO 7000:2004, IDT): ДСТУ ISO 7000: 2004. – [Чинний від 2006-01-01]. – К.: Держспоживстандарт України 2006. – IV, 231 с.: табл. – (Національний стандарт України).
2. Якість води. Словник термінів: ДСТУ ISO 6107-1:2004 – ДСТУ ISO 6107-9:2004. – [Чинний від 2005-04-01]. – К.: Держспоживстандарт України, 2006. – 181 с.: табл. – (Національні стандарти України). – Текст: нім., англ., фр., рос., укр.
3. Вимоги щодо безпечності контрольно-вимірювального та лабораторного електричного устаткування. Частина 2-020. Додаткові вимоги до лабораторних центрифуг (EN 61010-2-020:1994, IDT): ДСТУ EN 61010-2-020:2005. – [Чинний від 2007-01-01]. – К.: Держспоживстандарт України, 2007. – IV, 18 с.: табл. – (Національний стандарт України).

Каталоги

1. Межгосударственные стандарты: каталог: в 6 т. / [сост. Ковалева И. В., Павлюкова В. А.; ред. Иванов В. Л.]. – Львов: НТЦ "Леонорм-стандарт, 2006 – . – (Серия "Нормативная база предприятия"). – ISBN 966-7961-77-X.
Т. 5. – 2007. – 264 с. – ISBN 966-7961-75-3.
Т. 6. – 2007. – 277 с.: табл. – Библиогр.: с. 277 (6 назв.). – ISBN 966-7961-76-1.
2. Пам'ятки історії та мистецтва Львівської області: каталог-довідник / [авт.-упоряд. М. Зобків та ін.]; Упр. культури Львів. облдержадмін., Львів. іст. музей. – Львів: Новий час, 2003. – 160 с.: іл., табл. – ISBN 966-96146-0-0.
3. Університетська книга: осінь, 2003: [каталог]. – [Суми: Унів. кн., 2003]. – 11 с.: іл.
4. Горницкая И.П. Каталог растений для работ по фитодизайну / Горницкая И. П., Ткачук Л. П.; Донец. ботан. сад НАН Украины. – Донецк: Лебедь, 2005. – 228 с., [4] л. ил.: табл. – Библиогр.: с. 226-227 (28 назв.). – Алф. указ. рус. и латин. назв. растений: с. 181-192. – ISBN 966-508-397-X (в пер.).

Бібліографічні покажчики

1. Куц О.С. Бібліографічний покажчик та анотації кандидатських дисертацій, захищених у спеціалізованій вченій раді Львівського державного університету фізичної культури у 2006 році: спец.: 24.00.01 – олімп. і проф. спорт, 24.00.02 – фіз. культура, фіз. виховання різних

груп населення, 24.00.03 – фіз. реабілітація / О. Куц, О. Вацеба; Львів. держ. ун-т фіз. культури. – Львів: Укр. технології, 2007. – 74 с.: табл. – Текст: укр., рос., англ.

2. Систематизований покажчик матеріалів з кримінального права, опублікованих у Віснику Конституційного Суду України за 1997-2005 роки / М-во внутр. справ України, Львів. держ. ун-т внутр. справ; [уклад. Кириш Б. О., Потлань О. С.]. – Львів: Львів. держ. ун-т внутр. справ, 2006. – 11 с. – (Серія: Бібліографічні довідники; вип. 2).

Дисертації

1. Петров П.П. Активність молодих зірок сонячної маси: Дис. на здобуття наук. ступеня доктора фіз.-мат. наук: спец. 01.03.02 / П.П. Петров; Київ. техн. ун-т. – Захищена 09.12.2005; Затв. 09.03.2006. – К., 2005. – 276 с.: іл., табл. – Бібліогр.: с. 240-276 (320 назв.).

Автореферати дисертацій

1. Новосад І.Я. Технологічне забезпечення виготовлення секцій робочих органів гнучких гвинтових конвеєрів: автореф. дис. на здобуття наук. ступеня канд. техн. наук: спец. 05.02.08 "Технологія машинобудування" / І. Я. Новосад; Тернопіл. держ. техн. ун-т ім. Івана Пулюя. – Тернопіль, 2007. – 20, [1] с., включ. обкл.: іл. – Бібліогр.: с. 17-18.
2. Нгуен Ші Данг. Моделювання і прогнозування макроекономічних показників в системі підтримки прийняття рішень управління державними фінансами: автореф. дис. на здобуття наук. ступеня канд. техн. наук: спец. 05.13.06 "Автоматиз. системи упр. та прогрес. інформ. технології" / Нгуен Ші Данг; Нац. техн. ун-т України "Харків. політехн. ін-т". – К., 2007. – 20 с.: іл., табл. – Бібліогр.: с. 17-18.

Складові частини книги, періодичного, продовжуваного видання, збірника, журналу

1. Козіна Ж. Л. Теоретичні основи і результати практичного застосування системного аналізу в наукових дослідженнях в області біології / Ж. Л. Козіна // Теорія та методика біологічних досліджень. – 2007. – № 6. – С. 1–18, 35–38. – Бібліогр.: с. 38 (10 назв).
2. Гранчак Т. Інформаційно-аналітичні структури бібліотек в умовах демократичних перетворень / Тетяна Гранчак, Валерій Горовий // Бібліотечний вісник. – 2006. – № 6. – С. 14-17.
3. Валькман Ю. Р. Моделирование НЕ-факторов – основа интеллектуализации компьютерных технологий / Ю. Р. Валькман, В. С. Быков, А. Ю. Рыхальский // Системні дослідження та інформаційні технології. – 2007. – № 1. – С. 39–61. – Библиогр.: с. 59–61 (15 назв).
4. Ма Шуін. Проблеми психологічної підготовки в системі біологічної освіти / Ма Шуін // Теорія та методика біологічних досліджень. – 2007. – № 5. – С. 12–14. – Бібліогр.: с. 14.
5. Регіональні особливості смертності населення України / Л. А. Чепелевська, Р. О. Моїсеєнко, Г. І. Баторшина [та ін.] // Вісник соціальної гігієни та організації охорони здоров'я України. – 2007. – № 1. – С. 25–29. – Бібліогр.: с. 29.
6. Валова І. Нові принципи угоди Базель II / І. Валова; пер. з англ. Н. М. Середи // Банки та банківські системи. – 2007. – Т. 2, № 2. – С. 13–20. – Бібліогр.: с. 20.
7. Зеров М. Поетична діяльність Куліша // Українське письменство ХІХ ст. Від Куліша до Винниченка: (нарис з новітнього укр. письменства): статті / Микола Зеров. – Дрогобич, 2007. – С. 245–291.
8. Третьяк В. В. Возможности использования баз знаний для проектирования технологии взрывной штамповки / В. В. Третьяк, С. А. Стадник, Н. В. Калайтан // Современное состояние использования импульсных источников энергии в промышленности: Междунар. науч.-техн. конф, 3–5 окт. 2007 г.: тезисы докл. – Х., 2007. – С. 33.
9. Чорний Д. Міське самоврядування: тягарі проблем, принади цивілізації / Д. М. Чорний // По лівий бік Дніпра: проблеми модернізації міст України: (кінець ХІХ – початок ХХ ст.) / Д. М. Чорний. – Х., 2007. – Розд. 3. – С. 137–202.
10. Литвин В.М. Акт проголошення незалежності України // Енциклопедія історії України. – К., 2003. – Т.1: А-В. – С.57-58. – Бібліогр.: с. 58 (10 назв).
11. Василенко Н.Є. Громадсько-політична та культурно-освітня діяльність І.М.Труби // Питання історії України. Історико-культурні аспекти: Зб. наук. праць. – Дніпропетровськ, 1993. – С.72-79.
12. Шийчук А.В. Прямое определение числа разрывов макромолекул по измерениям характеристической вязкости // Украин. хим. журнал. – 1994. – Т.60, № 1. – С. 106–108.

- Giltrow J.P. The influence of temperature on the wear of carbon fiber reinforced resins // ASLE Trans. – 1973. – Vol. 16, N 2. – P. 83 – 90.
- Влияние динамических нагрузок на изнашивание полимеров, наполненных дисперсными и волокнистыми материалами / Г.А. Сиренко, В.П. Свидерский, И.И. Новиков и др. // Трение и износ. – 1986. – Т. 7. – № 1. – С. 136 – 147.
- Wear transfer films formed by carbon fiber reinforced epoxy resin on stainless steel / W. Bonfield, B.C. Edwards, A.J. Markham, J.R. White // Wear. – 1976. – Vol. 8, N 1. – P. 113 – 121.

Електронні ресурси

- Богомольний Б. Р. Медицина екстремальних ситуацій : навч. посіб. для студ. мед. вузів III–IV рівнів акредитації / Б.Р. Богомольний, В.В. Кононенко, П.М. Чуєв. – 80 Min / 700 MB. – Одеса: Одес. мед. ун-т, 2003. – (Бібліотека студента-медика = Medical student's library: започатк. 1999 р.) – 1 електрон. опт. диск (CD-ROM) ; 12 см. – Систем. вимоги: Pentium; 32 Mb RAM ; Windows 95, 98, 2000, XP; MS Word 97-2000. – Назва з контейнера.
- Розподіл населення найбільш численних національностей за статтю та віком, шлюбним станом, мовними ознаками та рівнем освіти [Електронний ресурс]: За даними Всеукр. перепису населення 2001 р. / Держ. ком. статистики України. Ред.О.Г.Осауленко. – К.: CD-вид-во «Інфодиск», 2004. – 1 електрон. опт. диск (CD-ROM), цв; 12 см. – (Всеукр. перепис населення, 2001). – Систем. вимоги: Pentium-266; 32 Mb RAM; CD ROM Windows 98/2000/NT/XP. – Заголовок з титул. екрану.
- Спадщина [Електронний ресурс]: Альм. Укранознав. Самвидав. 1988-2000 р.р. Вип 1-4 / Ред. альм. М.І.Жарких. – Електрон. текстові дані (150 Мб). – К.: Корона тор, 2005. – 1 електрон. опт. диск (CD-ROM), цв; 12 см. – Систем. вимоги: Windows 95/98/ME/NT4/2000/XP. Acrobat Reader. – Заголовок з титул. екрану.
- Бібліотека і доступність інформації у сучасному світі: електронні ресурси науки, культурі та освіті: (Підсумки 10-ї Міжнар. конф. «Крим-2003»). [Електронний ресурс] / Л.Й.Костенко, А.О. Чекмарьов, А.Г.Бровкін, І.А.Павлуша // Бібл. Вісн. – 2003. – №4. – С.43. – Режим доступу до журн. <http://www.nbu.gov.ua/articles/2003/03klinko.htm>
- Форум: Електрон. інформ. бюл. – 2005. № 118 – Режим доступу <http://www.mcforum.vinnitsa.com/mail-list/118.html>. – Заголовок з екрану.

Посібники

- Система оперативного управління підприємством «GroosBeeXXI» Версія 3.30. Рук. користувача. Ч.5, гл.9. Підсистема учета производства / Сост. С. Беслик. – Днепропетровск: Арт-Прес, 2002. – 186 с: ил., табл. – Библиогр.: с. 166-180 (240 наим.).

Звіт про науково-дослідну роботу

- Проведение испытаний и исследований теплотехнических свойств камер КХС-2-12-ВЗ и КХС-2-12-КЗЮ: Отчет о НИР (промежуточ.) / Всесоюз. заоч. ин-т пищ. пром-ти. – ОЦО 102ТЭ; № ГР 800571; Инв. № В 119692. – М., 1981. – 90 с.

Авторські свідоцтва на винаходи

- Линейный импульсный модулятор: А.с. 1626362, Украина. МКИ НОЗК7/02 / В.Г.Петров. – №4653428/21; Заявл. 23.03.92; Опубл. 30.03.93, Бюл. № 13. – 4 с.: ил.

Патенти на винаходи

- Мастильна композиція: Пат. 18077А, Україна. МКИ С10М1/28; С10М1/18 / Г.О. Сиренко, В.І. Кириченко, Л.М. Кириченко, В.П. Свидерський. – № 95031240; Заявл. 20.03.95; Опубл. 17.06.97, Бюл. № 5. – 5 с
- Microfilming system with zone controlled adaptive lighting: Пат. 4601572, США. МКИ G 03 В 27 / D.S.Wise (США); McGraw-Hill Inc. – №721205; Заявл. 09.04.85; Опубл. 22.06.86, НКІ 355/68. – 3 с.

Збірники наукових праць

- Пластичные смазки и твердые смазочные покрытия: Труды Всесоюз. науч.-исследов. ин-та нефтеперерабат. промышл. / Под ред. Е.М. Никонорова. – М.: Химия. – 1969. – Вып. XI. – 288 с.: ил., табл. – Библиогр. в конце ст.

- Обчислювальна і прикладна математика: Зб. Наук.праць. – К.: Либідь, 1993. – 99 с.: іл., табл. – Библиогр. в кінці ст.
- Сиренко Г.А., Свидерський В.П., Тараненко С.Н. Теплофизические и антифрикционные свойства композитов на основе термостойких полимеров // Проблемы изнашивания: Респ. межвед. науч.-техн. сб. – К.: Техніка, 1992. – Вып. 42. – С. 36 – 38: ил., табл. – Библиогр.: с. 38 (15 наимен.).

Скорочена назва міста видавництва: К.(Київ); М.(Москва); Л.(Ленінград); Спб.(Санкт-Петербург); М.-Л.(Москва-Ленінград); Київ-Харків; Львів; Харків; Івано-Франківськ тощо.

Після літератури подаються

- Відомості про автора (авторів):** прізвище, ім'я, по-батькові, науковий ступінь, вчене звання, посада, повна поштова адреса, адрес для листування, роб. і дом. тел., моб.тел., факс, e-mail, інші дані про автора для зацікавлення читачів. Наприклад: Сиренко Артур Геннадійович, кандидат біологічних наук, доцент кафедри біології та екології Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника; тел. дом. +3.8.3042.77.80.82; тел. моб. +3.8.097.968.92.07; e-mail: brat.libo@yahoo.co.uk.
- Рецензент:** Прізвище, ініціали, вчене звання, науковий ступінь, посада, установа. Наприклад: Парпан В.І., професор, доктор біологічних наук, завідувач кафедри біології та екології Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника.

Зауваги до тексту:

- У назві статті не допускається запис скорочень, навіть загальноприйнятих.
- Всі одиниці розмірностей повинні бути у Міжнародній системі одиниць (SI).
- Рівняння необхідно друкувати у редакторі формул MS Equation Editor та давати визначення величин, що з'являються в тексті вперше. Допускається написання формул на А-4 над двома колонками. Всі математичні та хімічні рівняння повинні мати наскрізну нумерацію в дужках (...) справа.
- Таблиці повинні бути виконані на окремих сторінках у табличних редакторах. Нумерація таблиць (таблиця 1) без крапки, під нею – назва таблиці, якщо таблиця переноситься на наступну сторінку, то над таблицею друкують: «Продовження табл.1» і повторюють назви колонок. Назви колонок друкують із заглавної літери. Допускається розміщення таблиць на А-4 над двома колонками тексту.
- Рисунки виконуються шириною до 80 мм або до 160 мм. Кожен рисунок подається на окремому аркуші (на зворотній стороні вказують номер рисунка, прізвище першого автора та скорочену назву до рисунку). Товщина вісі на графіках повинна складати ~ 0,5 pt, товщина кривих ~ 1,0 pt. Рисунки повинні бути якісні, розміри підписів до осей та скалі ~ 10 та 12 pt при вказаних розмірах відповідно. Допускається розміщення рисунка до 80 мм над однією з колонок тексту, а до 160 мм над двома колонками тексту.
- Підписи до рисунків і таблиць (у кінці тексту крапка не ставиться) друкуються на окремому аркуші через 1 інтервал 10-12 кеглем, наприклад:

Рис.1. Родинний спектр узлісь широколистяних лісів нижнього поясу Північно-східного мегасхилу Українських Карпат та Прикарпаття.

Рис. 2. Передміхурова залоза щурів на 30 добу кастрації (а) та дії настою трави суріпиці звичайної (б).

Рис. 3. УФ-спектри екстрактів Echinacea purpurea (L.) Moench.:

1 – 40-вий водно-спиртовий екстракт; 2 – спиртовий розчин елюату.

Таблиця 1. Динаміка стереологічних показників мітохондрій В-лімфоцитів коси (селезінки) після тотального гамма-опромінення у дозі 0,2 Гр.

Зауваження:

- У тексті статті посилаються: рис. 1; рис. 1-3, рис. 1,2; рис. 1.4,6-8; табл. 1; табл. 2-4, табл. 1.5; табл. 3.4.7-9.
- Якщо табл. 1 переноситься на наступну сторінку, то переносять і її назву у формі:

Продовження табл. 2.

При цьому повторюється головка таблиці.

- **Ілюстрації** приймаються до друку тільки високоякісні, підписи і символи в які повинні бути вдруковані. Не приймаються до друку негативи і слайди.

- **Світлинні (фотографії)** повинні надаватися у вигляді оригінальних відбитків.

3. Електронна версія Вісника Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника. Серія Біологія. Вип. VII-VIII (2007), Вип. IX (2008) прийнята до загальнодержавного електронного депозитарію наукових видань для зберігання в Національній бібліотеці України імені В.І. Вернадського і представлена на порталі наукової періодики НАНУ

РЕДАКЦІЙНА КОЛЕГІЯ

ЗМІСТ

ЗООЛОГІЯ

| | |
|--|---|
| <i>Микитин Т. В., Стефурак В. П.</i> Біологія, екологічні особливості та видовий склад мурашок комплексної пам'ятки природи загальнодержавного значення „Касова гора” | 5 |
| <i>Зорій Б. В., Сіренко А. Г.</i> До питання про сезонні зміни в угрупованнях <i>Staphylinidae (Coleoptera, Insecta)</i> підстилках букового лісу заказника «Козакова долина». | 9 |

ПОПУЛЯЦІЙНА БІОЛОГІЯ

| | |
|---|----|
| <i>Ельцов А. Л., Сіренко А. Г.</i> Мікроеволюційні процеси в популяціях <i>Leptinotarsa decemlineata</i> (Say, 1824) під впливом застосування інсектицидів. Аналіз процесів 2004-2006 років. | 16 |
| <i>Слободян О. М., Сіренко А. Г.</i> Аналіз мікроеволюційних процесів карпатських популяцій <i>Trichius fasciatus</i> L. по частотах зустрічі фенів забарвлення волосків на передньоспинці імаго. | 35 |

АНАТОМІЯ І ФІЗІОЛОГІЯ ЛЮДИНИ І ТВАРИН

| | |
|--|----|
| <i>Грицуляк Б.В., Глодан О.Я., Пташник Г.І.</i> Характер структурних змін в яечку в умовах рентгенівського опромінення. | 42 |
| <i>Купчак С.В.</i> Зміни вмісту глікогену у м'язах грудної кінцівки собаки після порушення кровопостачання та інервації | 44 |
| <i>Грицуляк В. Б., Івасюк І. Й., Спаська А. М., Глодан О. Я.</i> Ультраструктурні зміни в яечку в умовах рентгенівського опромінення. | 50 |
| <i>Спаська А. М.</i> Особливості морфології паренхіми і гемомікроциркуляторного русла яечка щурів в нормі та після його експериментального проколювання. | 53 |

ЕКОЛОГІЯ

| | |
|---|----|
| <i>Случик І.Й., Івасюк І.Й.</i> Мітотична активність меристеми вегетативних бруньок представників роду <i>Rorulus</i> L. в умовах урбанізованого середовища | 58 |
| <i>Воробель А. В.</i> Аналіз факторів ризику гіпертензії у студентів Прикарпатського національного університету (ПНУ) імені Василя Стефаника. | 60 |

АГРОХІМІЯ ТА ҐРУНТОЗНАВСТВО

| | |
|--|----|
| <i>Малиновська І.М.</i> Вплив типу фітоценозу на спрямованість та інтенсивність мікробіологічних процесів у ґрунті багаторічного перелогу. | 68 |
|--|----|

МАТЕМАТИЧНІ МЕТОДИ В БІОЛОГІЇ

| | |
|--|-----|
| <i>Сіренко О.Г., Кузишин О.В., Мідак Л.Я.</i> Моделі розподілу особин на пробних площах: 3. Статистичні характеристики. Кореляційний та регресійний аналізи. | 76 |
| <i>Сіренко О.Г., Кузишин О.В., Мідак Л.Я.</i> Моделі розподілу особин на пробних площах: 4. Розподіл особин сосни кедрової європейської (<i>Pinus cembra</i> L.) та ялини звичайної (<i>Picea abies</i>) за нормальним законом Гаусса. | 90 |
| <i>Сіренко О.Г., Кузишин О.В.</i> Моделі розподілу особин на пробних площах: 5. Статистичні характеристики. Дисперсійний аналіз: статистична рівність ряду математичних сподівань особин сосни кедрової європейської (<i>Pinus cembra</i> L.) та ялини звичайної (<i>Picea abies</i>) | 98 |
| ПРАВИЛА ДЛЯ АВТОРІВ | 119 |

CONTENTS

ZOOLOGY

- Mykytyn T. V., Stefurak V. P.* The biology, ecology and species composition of mirmica fauna of natural reservation "Kasova gora". ----- 5
- Zoriy B. V., Sirenko A.G.* To question the season dynamic of *Staphylinidae* species complex of beech forest litter of reservation "Kozakova dolyna". ----- 9

POPULATION BIOLOGY

- Yeltsov A. L., Sirenko A. G.* Microevolutionary process in populations *Leptinotarsa Decemlineata* (Say, 1824) under influence the employment of insecticide. The analysis of 2004-2006. ----- 16
- Slobodian O. M., Sirenko A. G.* The analysis of microevolution processes in Carpathian population *Trichius fasciatus* Linnaeus, 1758 on frequency of hairs of front back colour fens. ----- 35

ANATOMY AND PHYSIOLOGY OF HUMAN AND ANIMALS

- Grytsuliak B. V., Glodan O. Ya., Ptashnyk G.I.* Character of structural changes in testicle in conditions of x-rays irradiation. ----- 42
- Kupchak S. V.* The changes of the content of glycogen in the muscles of the chest quarter of dogs after the breaking of the blood supply and innervations. ----- 44
- Grytsuliak V. B., Ivasiuk I. J., Spaska A. M., Glodan O. Ya.* Ultrastructural changes in testis in conditions of x-rays irradiation. ----- 50
- Spaska A. M.* Peculiarities of morphology of the parenchime and hemomicrocirculatory bed of the rat testis in norm and after it's experimental puncture. ----- 53

ECOLOGY

- Sluchyk I.Y., Ivasjuk I.Y.* Mitotic activity of meristem cells of rudimentary leaves of *Populus* species in urban surrounding. ----- 58
- Vorobel A. W.* An analysis of factors of risk of the hypertension the students of Precarpathian national university named after Vasyl Stefanyk have. ----- 60

AGRICULTURE

- Malynovska I.M.* Effect of phytocenosis type on the mikrobiological process direction and intensity in soil of fallow land of long standing. ----- 68

MATHEMATIC METHOD IN BIOLOGY

- Sirenko O.H., Kuzyshyn O.V., Midak L.Ya.* The models of species' distribution on the test area: 3. Statistic characteristics, correlative and regressive analysis. ----- 76
- Sirenko O.H., Kuzyshyn O.V., Midak L.Ya.* The models of species' distribution on the test area: 4. Distribution of species by normal Gauss low. ----- 90
- Sirenko O.H., Kuzyshyn O.V.* The models of species' distribution on the test area: 5. Statistic characteristic. dispersive analysis. ----- 98

- RULES FOR AUTORS** ----- 119

Міністерство освіти і науки України
Прикарпатський національний університет імені Василя Стефаника

Наукове видання
ВІСНИК

Прикарпатського національного університету імені Василя Стефаника
Серія Біологія. Випуск XI. 2008.

Видається з 1995р.

Адреса редакційної колегії:

76000, м. Івано-Франківськ, вул. Галицька, 201, авд. 505
тел. (+38.0342.77.80.82; +38.0342.58.33.29; +38.0342.50.37.53; +380979689207

Ministry of Education and Science of Ukraine
Precarpathian National University named after Vasyl Stefanyk

NEWSLETTER

Herald. Biology. Part XI. 2008.

Published since 1995

Editorial address:

Institute of Natural Sciences, Precarpathian National University named after Vasyl Stefanyk,
201, Galytska str., Ivano-Frankivsk, 76000, Ukraine
Tel. +38.0342.77.80.82; +38.0342.58.33.29; +38.0342.50.37.53; +380979689207

Листування

Кафедра біології і екології,

Прикарпатський національний університет імені Василя Стефаника,
вул. Шевченка, 57, м. Івано-Франківськ, 76000, Україна.

E-mail: brat.libo@yahoo.co.uk

Correspondence

Department of biology and ecology,
Precarpathian National University named after Vasyl Stefanyk, 57,
Shevchenko str., Ivano-Frankivsk, 76000, Ukraine.

E-mail: brat.libo@yahoo.co.uk

Головний редактор Парпан В. І.

Відповідальний за випуск: Сіренко А.Г.

Літературний редактор: Шпарик В. Ю.

Комп'ютерний набір, правка і верстка: Бідичак Р. М., Кузишин О.В.

Редактор Сіренко А.Г.

Коректор – Третяк В. Р.

Під загальною редакцією доктора біологічних наук, професора Парпана В.І.

Використано малюнки художника Моріса Корнеліуса Ешера

Дизайн обкладинки – Калагурка В. С.

На обкладинці – світлина Сіренка А. Г.

Друкується українською та англійською мовами

Наукове видання зареєстроване Міністерством юстиції України.

Свідоцтво про державну реєстрацію серія КВ № 13139-2023Р від 25.07.2007 р.

Передполіграфічна підготовка – Третяк І.Я.

Підписано до друку 09.09.2008р. Формат 60×84. Папір офсетний. Гарнітура «Times New Roman».

Умовн. друк. арк. – 8,2. Обл. вид. арк. – 9,0. Замов. 52. Наклад 300 примір.

Видавництво «Гостинець». Видавець: Третяк Ігор Ярославович.

76000, м. Івано-Франківськ, вул. І. Мазепа, 36, пом. 2

Тел. +38.0342.73.18.12; +38.050.373.95.47.

Tretvak@optima.com.ua

Видруковано у видавництві «Гостинець»

Свідоцтво про державну реєстрацію України ІФ №12 від 29.03.2001р.