

**Українська академія аграрних наук
Селекційно-генетичний інститут – Національний центр
насіннєзнавства та сортовивчення**

ГЕРАСИМЕНКО Володимир Пилипович

УДК 631.523:575'21;633"324"

**ГЕНЕТИЧНИЙ АНАЛІЗ КІЛЬКІСНИХ ОЗНАК
У ЗВ'ЯЗКУ ІЗ ВЗАЄМОДІЄЮ ГЕНОТИП-СЕРЕДОВИЩЕ
У ОЗИМИХ ТРИТИКАЛЕ І ПШЕНИЦІ**

03.00.15 – генетика

Автореферат

дисертації на здобуття наукового ступеня
доктора біологічних наук

Одеса - 2006

Дисертацією є рукопис.

Робота виконана в Селекційно-генетичному інституті – Національному центрі насіннезнавства та сортовивчення, УААН та Одеському державному аграрному університеті Мінагрополітики України

Науковий консультант: доктор біологічних наук, професор, академік УААН
Стельмах Адольф Фомич,
Селекційно-генетичний інститут – Національний центр насіннезнавства та сортовивчення,
головний науковий співробітник відділу генетики

Офіційні опоненти: доктор біологічних наук, професор
Орлюк Анатолій Павлович,
Інститут землеробства південного регіону УААН,
завідувач відділу селекції

доктор біологічних наук, професор
Бугаєнко Людмила Олександрівна,
Південний філіал “Кримський агротехнологічний університет” Національного аграрного університету Кабінету Міністрів України,
завідувач кафедри біотехнології ефіроолійних і лікарських рослин, селекції і насінництва сільськогосподарських культур

доктор біологічних наук, старший науковий співробітник
Мартинів Сергій Петрович,
Всеросійський науково-дослідний інститут рослинництва ім. М.І. Вавилова РАСГН,
провідний науковий співробітник відділу генетичних ресурсів пшениці

Провідна установа: Інститут фізіології рослин і генетики НАН України (м. Київ)

Захист відбудеться „ 29 ” вересня 2006 р. о 10⁰⁰ годині на засіданні спеціалізованої вченої ради Д 41.363.01 при Селекційно-генетичному інституті – Національному центрі насіннезнавства та сортовивчення за адресою:
65036, м. Одеса, Овідіопольська дорога, 3

З дисертацією можна ознайомитися у бібліотеці Селекційно-генетичного інституту – Національного центру насіннезнавства та сортовивчення за адресою:
65036, м. Одеса, Овідіопольська дорога, 3

Автореферат розісланий „ 19 ” серпня 2006 р.

Вчений секретар
спеціалізованої вченої ради

Січкач В.І.

ЗАГАЛЬНА ХАРАКТЕРИСТИКА РОБОТИ

Актуальність теми. Знання генетичних механізмів взаємодії генотип-середовище є необхідною передумовою створення сортів із заданими еколого-генетичними характеристиками. Тестування генотипів за цими параметрами уможливить включення в селекційний процес тільки тих із них, які можуть бути донорами для створення сортів зі стабільним і високим урожаєм у різних умовах середовища. Критичні дискусії в літературі вказують на те, що існуючі методи дисперсійного й регресійного методів оцінки стабільності, пластичності сортів потребують глибокого аналізу й удосконалення. Насамперед, висловлюються сумніви щодо виконання статистичних і біологічних обмежень їхнього застосування. Крім того, існують значні розбіжності в біологічному трактуванні одержуваних з їхньою допомогою параметрів, а також трактуванню самих термінів і визначень понять пластичності й стабільності.

Важливим є створення експрес-методів масової оцінки селекційного матеріалу за еколого-генетичними параметрами, оскільки в реальній ситуації селекціонер обмежений у можливості проведення широкого екологічного випробування селекційних форм. Так, у процесі селекції це випробування обмежене двома-трьома пунктами, а на державне випробування селекціонер може передати лише кілька сортів. Поряд з цим існує необхідність генетичного виділення однорідних еколого-генетичних зон, що надало б можливість, використовуючи методи експресної оцінки еколого-генетичних параметрів, здійснювати за даними одного пункту випробування оцінку селекційного матеріалу для всієї зони.

Вивчення генетики кількісних ознак сільськогосподарських культур складає важливу частину теоретичних досліджень, спрямованих на створення найбільш загальних характеристик генетики виду, а в практичному плані розробки стратегії й тактики селекційного процесу, що включає такі важливі компоненти, як добір батьківських пар для схрещувань, початок і напрямок доборів у гібридних популяціях. Вирішення цих завдань неможливе без даних про стабільність генетичних параметрів у різноманітних умовах середовища. Визначення напрямку доборів, використання додаткових методів у селекції за комплексом господарських ознак неможливе без урахування напрямку і величини генетичних кореляцій. Тому їх з'ясування, а також оцінка стабільності в різних умовах середовища становить важливу частину генетичного аналізу. Є актуальним також проведення порівняльного генетичного аналізу двох споріднених видів пшениці та тритикале й, таким чином, встановлення ступеню схожості їх генетичних структур.

Хоча методи генетичного аналізу кількісних ознак у повних діалельних схрещуваннях дають і найбільш повну інформацію, вони досить громіздкі, тому що дослідникові доводиться вивчати багато неактуальних комбінацій схрещувань. Вирішенням цієї проблеми могло б бути використання неповних діалельних схем. У той же час існуючі алгоритми аналізу комбінаційної здатності в неповних діалельних схемах дають значно зміщені оцінки генетичних

параметрів. Тому розробка методів генетичного аналізу, що уникають зазначеного недоліку, дозволить значно збільшити кількість батьківських форм з бажаними комбінаціями схрещувань. Одночасно із цим необхідно розробити ЕОМ-програми для даних алгоритмів, що по при їхній складності й громіздкості визначає їх успіх використання.

Зв'язок роботи з науковими програмами, планами, темами. Дисертаційна робота виконана в рамках держбюджетних тем: “Створити нові сорти озимої м'якої пшениці й тритикале з потенціалом урожаю зерна 70 - 100 ц/га, стійких до хвороб і впровадити їх у виробництво хлібопродуктів” (№ держреєстрації 0101U005084), а також теми “Створення нових сортів озимих пшениці й тритикале й розробка їхньої сортової агротехніки в степу України з наступним впровадженням у виробництво” (№ держреєстрації 0101U005084). Дисертант на посаді завідувача кафедри селекції, генетики і захисту рослин здійснював наукове керівництво даними темами та брав безпосередню участь у проведенні експериментів при їх виконанні.

Мета і завдання досліджень. Метою даної роботи було проведення генетичного аналізу успадкування кількісних ознак та їх реалізації в різноманітних умовах середовища, а також створення вихідного матеріалу озимих пшениці і тритикале для подальшої селекційної роботи. Виходячи із цього, у роботі були поставлені наступні завдання:

- вивчити феноменологію явища взаємодії генотип-середовище й можливості еколого-генетичних параметрів його визначення;
- вивчити адекватність генетико-статистичних методів оцінки еколого-генетичних параметрів обмеженням застосування;
- розробити методи експресної оцінки параметрів екологічної пластичності і еколого-генетичного районування;
- оцінити генетичні параметри господарсько-корисних кількісних ознак озимих пшениці й тритикале та їх стабільність у різноманітних умовах середовища;
- вивчити структуру генетичних кореляцій у споріднених видів озимих пшениці й тритикале;
- розробити методи оцінок комбінаційної здатності при неповних діалельних схрещуваннях та їх ЕОМ-програми;
- створити вихідний матеріал для подальшої селекційної роботи з озимими пшеницею й тритикале.

Об'єктом дослідження були параметри успадкування кількісних ознак і взаємодії генотипів з умовами зовнішнього середовища.

Предметом дослідження слугували сучасні уявлення про успадкування кількісних ознак і їх математичні моделі, а також кількісні ознаки сортів озимих тритикале та пшениці.

Наукова новизна одержаних результатів. Доведено, що екологічна пластичність визначається загальною пристосованістю генотипу до умов кліматичної зони і його реакцією на їх зміни. В результаті формалізації поняття пластичності в рамках лінійної регресійної моделі здійснено оцінку цієї

властивості з використанням параметрів лінійного рівняння, у якому вільний коефіцієнт відображає загальну пристосованість, а коефіцієнт регресії - реакцію генотипу на умови середовища. На основі виявленого у пшениці генетичного взаємозв'язку між реакцією генотипів на умови середовища і збиральним індексом розроблено метод експресної оцінки екологічної пластичності з одного пункту випробування в даній екологічній зоні. Установлено, що взаємозв'язки між еколого-генетичними параметрами: дисперсією ознаки, ековалентом Вріке, оцінками Плейстеда й Шукли, стабільністю й реакцією на умови середовища Еберхарта й Рассела залежать від екологічної кореляції генотипів у вибірці. Для одержання оцінок параметрів екологічної пластичності незалежно від величини та співвідношення екологічних коефіцієнтів кореляції запропоновано метод головної осі, в основу якого покладено співвідношення середніх квадратичних відхилень генотипів.

Доведено, що успадкування кількісних ознак у тритикале й у пшениці схожі. Ознаки висоти рослин та її компонентів: довжини 1-го й 2-го верхніх міжвузель, а також довжина колосу контролюються адитивними генами зі стабільним проявом у різних умовах. Для ознак продуктивності: кількості колосків у колосі, кількості зерен з колосу, маси зерен з колосу характерно перевизначення генетичних формул за умовами середовища. Ознака маси 1000 зерен контролюється за адитивним типом незалежно від умов середовища. Встановлено, що у тритикале структура генотипових кореляцій, а також кореляцій ЗКЗ і СКЗ схожа, тоді як у пшениці така схожість виявляється тільки в окремих випадках, що може бути наслідком різної інтегрованості складових геномів досягнутої в процесі селекції.

Виведено алгоритми з поправками на неврегульованість середніх квадратів, що дозволяє одержати незміщені оцінки загальної та специфічної комбінаційної здатності для неповних діалельних схрещувань з високим ступенем співпадання з їх теоретичними або еталонними значеннями, отриманими методом Грифінга. Доведено, що для практичного застосування найбільш прийнятними є незбалансовані нерегулярні схеми, які не вимагають спеціального планування експерименту, а алгоритми оцінок комбінаційної здатності для даних схем дають найбільш точні оцінки. Розроблені ЕОМ-програми для оцінки комбінаційної здатності при неповних схемах діалельних схрещувань не мають аналогів.

Практичне значення одержаних результатів. Установлені статистичні взаємозв'язки між найважливішими еколого-генетичними параметрами і їхнє біологічне трактування уможливають проведення об'єктивної оцінки селекційного матеріалу за еколого-генетичними властивостями. Формалізоване поняття екологічної пластичності в рамках коефіцієнтів регресійної моделі дозволило визначити найважливіші параметри для характеристики генотипів за даною властивістю: параметр загальної пристосованості й реакції генотипу на умови середовища. Запропонований метод головної осі дозволяє одержувати точні їх оцінки незалежно від величини й співвідношення екологічних коефіцієнтів кореляції у вибірці, що забезпечує високу ефективність добору генотипів за еколого-генетичними

характеристиками. Доведене в роботі виконання умови лінійної залежності ознаки від індексу умов середовища знімає одне з суттєвих обмежень застосування регресійних методів оцінки екологічної пластичності на шляху їх широкого практичного застосування.

Розроблений метод еколого-генетичного визначення однорідних зон дозволяє мінімізувати обсяги екологічних випробувань у межах кожної зони, а також визначити можливі головні центри селекції з різними за пристосованістю умовами. В Україні виділено дві такі контрастні зони: Південно-Східну й Північно-Західну. Запропонований метод експресної оцінки параметрів екологічної пластичності дозволяє здійснювати оцінку екологічної пластичності з одного пункту випробування в даній екологічній зоні, що сприяє оцінці практично всього селекційного матеріалу.

Отримані методами Грифінга й Хеймана результати аналізу генетики кількісних ознак у гібридних популяціях озимих тритикале й пшениці використані для розробки загальної стратегії й тактики селекційного процесу (добору батьківських пар для схрещувань, початку й напрямку доборів), що дозволило створити ряд цінних номерів в обох культур. Розроблені методи оцінки комбінаційної здатності для неповних діалельних схрещувань дозволяють включити у випробування найцінніші в селекційному відношенні гібриди, що значно заощаджує час і матеріальні ресурси. Створені ЕОМ - програми дозволяють оперативно одержувати інформацію, незважаючи на всю складність і громіздкість алгоритмів.

Особистий внесок здобувача. Автор особисто провів аналіз джерел літератури за темою дисертації, йому належать всі ідеї та розробки, викладені в роботі. Ним виконано аналітичні дослідження, написані ЕОМ-програми, здійснені роботи з ЕОМ-моделювання генетичних процесів у популяціях. Разом з тим у виконанні окремих складових роботи брали участь інші співавтори.

Так, у публікаціях з Нефьодовим В.А. останнім був наданий матеріал про врожайність сортів озимої пшениці, що складають історію сортозмін, у багаторічному випробуванні, а Драгавцевим В.О. - здійснені консультації при виконанні даної роботи. Авторіві належить ідея виконання даної роботи, ним написана ЕОМ-програма оцінки генетико-статистичних параметрів і здійснена публікація даних статей.

У публікаціях у співавторстві з Ісаровим Л.С. останнім виконана робота оператора ЕОМ з набору даних для обчислення модельованих ситуацій. ЕОМ-програми, моделювання ситуацій взаємодії генотип-середовище в популяціях, аналіз отриманих результатів і публікація статей виконані особисто дисертантом.

У роботі Дремлюка Г.К. Герасименка В.П. дисертантом здійснено аналітичне дослідження неповних діалельних схем схрещувань, виконано моделювання різних ситуацій з використанням написаних дисертантом ЕОМ-програм, розроблені ЕОМ-програми для оцінки комбінаційної здатності різними методами в неповних діалельних схрещуваннях.

Усі дослідження з оцінки генетичних параметрів кількісних ознак і опубліковані за їх результатами роботи виконані безпосередньо на кафедрі селекції і генетики Одеського державного аграрного університету і є частиною загальної тематики, наукове керівництво якої здійснював дисертант. Йому особисто належить ідея й сформульована тема досліджень, розроблений план проведення експериментів, вони виконані під його керівництвом і з його участю. Математична обробка експериментів виконана за ЕОМ-програмами дисертанта.

Апробація результатів дисертації. Результати дисертаційних досліджень були повідомлені на Всесоюзних наукових форумах: конференціях “Биологические аспекты изучения и рационального использования животного и растительного мира” (Рига, 1981), “Экологическая генетика растений и животных” (Кишинев, 1981), Міжнародній науковій конференції вчених країн РЕВ на тему “Теоретические и прикладные аспекты селекции и семеноводства пшеницы, ржи, ячменя и тритикале” (Одесса, 1981), міжнародному симпозиумі “Управление генетической изменчивостью сельскохозяйственных растений” (Ялта, 1981), конференціях “Экологическая генетика растений и животных” (Кишинев, 1984), “Экологическая генетика растений и животных” (Кишинев, 1987), Міжнародній науковій конференції вчених країн РЕВ “Теоретические и прикладные аспекты селекции и семеноводства пшеницы, ржи, ячменя и тритикале” (Прага-Рузыне, ЧССР, 1986), на 5-му з'їзді генетиків і селекціонерів України (Київ, 1986), на Всесоюзній нараді з генетики кількісних ознак (Симферополь, 1989), на науковій конференції “Математическое обеспечение и компьютерный сервис в селекции растений” (Тверь, 1991), Міжнародному симпозиумі “Управление генетической изменчивостью сельскохозяйственных растений” (Ялта, 1992), Міжнародній науково-практичній конференції “Соціально-економічні проблеми сучасного села в умовах ринкових відносин” (Одеса, 1999), Міжнародній конференції з генетики й молекулярної біології для студентів і молодих учених присвяченій 100-річчю генетики (Львів, 2000), Міждержавній науково-практичній конференції “Состояние и перспективы кормопроизводства на современном этапе” (Одесса, 2000), Всеукраїнській науковій конференції молодих учених - аграріїв “Агроэкология, как основа стабильности сельского хозяйства”, (Харьков, 2000), на двох міжнародних генетичних конференціях у Тимирязівській сільськогосподарській академії (Москва, 2001, 2002).

Публікація результатів досліджень. Основні положення дисертації викладені в 43 наукових публікаціях, з яких 1 монографія, 26 статей, в тому числі 23 у спеціалізованих наукових виданнях, і в 16 тезах, 2 з них в іноземних виданнях.

Структура і обсяг дисертації. Дисертаційна робота викладена на 186 сторінках машинописного тексту і включає 86 таблиць, 13 рисунків і складається із вступу, 5 розділів, висновків, списку використаної літератури і 25 додатків. Список використаної літератури включає 323 джерела, з них 116 написаних латиницею.

ОСНОВНИЙ ЗМІСТ

Огляд літератури. У даному розділі на підставі критичного огляду літературних джерел проаналізовано методи оцінки взаємодії генотип-середовище, визначено основні розбіжності в біологічній трактовці та статистичні обмеження еколого-генетичних параметрів кількісної ознаки. Визначено основні проблеми щодо їх застосування в селекційному процесі. Висвітлено сучасний стан проблеми стабільності і лабільності генетико-статистичних параметрів, генетичних кореляцій при зміні умов середовища. Означено стан і напрямки розробки методів оцінки комбінаційної здатності при неповних діалельних схемах схрещувань.

Матеріал і методика проведення дослідів. Матеріалом для досліджень слугували 44 сорти озимої м'якої пшениці, створені більш ніж за 60-річний період, і 34 сорти й форми тритикале, а також гібриди F1, отримані від діалельних схрещувань частини цих сортів для кожної культури. Сорти тритикале були представлені різними типами: зерновими, зерно-кормовими і кормовими. У дослідженнях за участю вищезгаданих сортів було виконано ряд польових експериментів.

Для структурного аналізу та оцінки врожаю зерна і біомаси озимої пшениці використали добре адаптовані до місцевих умов районовані в різні роки, або такі, що вивчалися в держсортівипробуванні, 27 сортів, а також одну селекційну лінію, що пройшла конкурсне випробування: Гостіанум 237, Одеська 3, Одеська 16, Безоста 1, Білоцерківська 198, Миронівська 264, Одеська 26, Миронівська 808, Степова, Одеська 51, Кавказ, Аврора, Прибой, Еритроспермум 127, Дніпровська 775, Донецька 25, Шторм, Одеська 66, Маяк, Салют, Прогрес, Одеська напівкарликова, Одеська 75, Південна зоря, Зірка, Пересвет, Феругінеум 1095/76.

Для вивчення взаємозв'язків параметрів екологічної пластичності морфогенетичних структур і регресії маси зерна по біомасі закладали ділянкові досліді випробування сортів. Площа ділянки становила 5 м², облікова площа для визначення врожаю становила 1 м² у середній частині ділянки. В 1979р. випробували в чотирьох повторах дев'ять сортів з перерахованого сортименту, в 1980 - 15 сортів у трьох повторах і в 1981 - 27 сортів у двох повторах. У кожному досліді були використані сорти, створені в різні періоди селекції. Для оцінки коефіцієнта регресії маси зерна по біомасі був обраний набір 21 сорту озимої пшениці, що раніше випробувалися у держсортотомережі. У цих сортів після польового випробування відбирали пробні снопи для оцінки врожаю й структурного аналізу.

Крім того, у дослідженнях були використані дані державного випробування сортів озимої м'якої пшениці на врожайність за 1954 - 1958 роки, 1959-1964 роки, а також щорічні звіти Одеської держкомісії з сортівипробування сільськогосподарських культур по Одеській області з 1968 по 1986 роки. Для обґрунтування розроблюваних положень також були залучені дані врожайності зерна і біомаси пшениці, зібрані на держсортодільницях України

Мединцем В.Д., а також дані врожайності сортів винограду, опубліковані Трошиним В.П.

Вивчення взаємодії генотип-середовище методами дисперсійного аналізу здійснювали, використовуючи дані 12-річного випробування у відділі селекції пшениці Селекційно-генетичного інституту сортів озимої м'якої пшениці, що становлять історію сортозміни більш ніж за 50-річний період.

Генетичний аналіз у популяціях озимої пшениці і тритикале проведено в системі напівдіалельних схрещувань. Для кожної культури було відібрано по дев'ять сортів, що відрізнялися між собою рядом морфологічних і господарських ознак. Для структурного аналізу добирали по 10 рослин із середньої частини рядка в кожному із трьох повторів. При аналізі враховували ознаки: продуктивну кущистість, висоту рослини, довжину верхнього й 2-го зверху міжвузль, довжину колосу, кількість колосків головного колосу, кількість зерен і масу зерна з головного колосу, кількість і масу зерна з підгонів, масу всієї рослини й масу 1000 зерен.

Зіставлення різних алгоритмів оцінки генетико-статистичних та еколого-генетичних параметрів взаємодії генотип-середовище проводили шляхом їх математичного аналізу. Генетико-статистичний аналіз виконували одно- і двохфакторним дисперсійним, кореляційним та регресійним методами. Оцінку асиметрії, ексцесу, середньої і дисперсії врожаю зерна здійснювали відповідно до статистичних критеріїв у вибірках із двох сортів, спільно випробуваних у різні роки та на різних сортодільницях.

Параметри генетичного контролю кількісних ознак у гібридних популяціях досліджували за допомогою методів Грифінга і Хеймана. Оцінку взаємодії генотип-середовище генетичних параметрів кількісної ознаки проводили методом, запропонованим Гарутіною Л.А. і Хотильовою Л.В., а ековалента методом Wriке G. Обробка експериментальних даних виконана за ЕОМ-програмами генетико-статистичного аналізу, створеними автором у Селекційно-генетичному інституті

Для розробки алгоритмів оцінки комбінаційної здатності при неповних діалельних схемах застосували математичний аналіз методом найменших квадратів, методами рішення простих і рекурентних рівнянь, а також алгебраїчних перетворень математичної моделі кількісної ознаки. Отримані алгоритми перевіряли на модельних прикладах шляхом порівняння заданих (незміщених) оцінок ефектів комбінаційної здатності з розрахованими запропонованими алгоритмами. Експериментальну перевірку алгоритмів оцінки комбінаційної здатності при неповних схемах схрещувань проводили за даними ознаки висоти рослин і продуктивності підгонів гібридів F_1 напівдіалельних схрещувань дев'яти сортів озимої м'якої пшениці, отриманих у 1998 році. Для даних алгоритмів розроблені відповідні ЕОМ-програми (NSB, PNSB, NNSB, UNSB).

Принципи аналізу взаємодії генотип-середовище на популяційному рівні. Явище взаємодії генотип-середовище на популяційному рівні для селекції найбільш значимо, оскільки призводить до зміни взаєморанжування при вирощуванні в різних умовах середовища. Неоднозначність понятійного

апарату, що описує різні сторони взаємовідношення генотипу із середовищем, знаходить своє відображення в різноманітті методів оцінки екологічних параметрів. Найбільш часто дискусії ведуться щодо статистичної коректності, порівнянності та біологічного змісту дисперсійних показників взаємодії генотип-середовище (ековалента Wricke G. (W), а також параметрів Plaisted R.L. (θ_l, θ_{iff}) і Shukla G.K. (σ^2_i)), і регресійних (реакції генотипів на середовище b і стабільності sd^2).

Оцінка сортів, створених більш ніж за 50-річний період, з використанням ековалента Wricke G.(W), а також параметрів Plaisted R.L. (θ_l, θ_{iff}) і Shukla G.K. (σ^2_i) дозволила розподілити вивчаємі сорти на дві групи: екстенсивні з низьким рівнем взаємодії генотип-рік та інтенсивні сорти з високим рівнем взаємодії. У першу групу ввійшли сорти раннього періоду селекції: Степова, Одеська 12, Одеська 16, Білоцерківська 198, Українка й Кримка місцева. У другу групу - Прибой, Одеська 51, Безоста 1, Аврора, Кавказ. Однак дані методи мають невисоку точність оцінок, бо в групу інтенсивних сортів за даними параметрами могли бути включені сорти заздалегідь екстенсивного типу Кооператорка й Одеська 3. Оскільки дані методи на відміну від інших не вимагають широкого екологічного випробування, то їх застосування доцільно у випадку неможливості використання інших методів еколого-генетичного аналізу або ж разом з ними. Шляхом аналітичних досліджень встановлено, що дані показники є однотиповими за біологічним змістом, тому що використовують в алгоритмах одні і ті ж суми квадратів окремих генотипів у дисперсійному комплексі й відрізняються лише коефіцієнтами, що входять до їх складу, внаслідок чого коефіцієнти кореляції між ними дорівнюють одиниці. У зв'язку з цим дослідженням у подальшому підданий лише один із цих параметрів - ековалент Вріке.

Більшість дослідників на підставі виявленого ними високого кореляційного зв'язку між ековалентом, стабільністю й реакцією на середовище вважає, що вони несуть ідентичну інформацію й кожен з них може бути використаний для оцінки генотипів за їх екологічними властивостями. Проведене нами аналітичне дослідження показує, що ці параметри мають різну статистичну природу, а взаємозв'язок між ними залежить від величини коефіцієнтів екологічної кореляції у вибірці:

$$W_i = sd^2_i + (r_{ij}s_i - s_l)^2 \quad (1)$$

Даний вираз показує, що ековалент є сумою показника стабільності (sd^2_i) і квадрату різниці дисперсії, що обумовлена лінією регресії ($r_{ij}s_i$) і дисперсії індексу середовища (s_l). Розраховані значення ековалента (W'_i) за даними складових виразу 1 (колонка 3 + колонка 5 табл. 1) у вибірках сортів винограду та озимої м'якої пшениці практично повністю співпадають з його оцінками в дисперсійному аналізі, підтверджуючи аналітичні висновки.

Подальші перетворення виразу 1 показують, що зв'язок між ековалентом і показником реакції генотипу на середовище також залежить від величини коефіцієнтів екологічної кореляції. $W_i = \left(\frac{b_i^2}{r_{ij}^2} - 2b_i + 1\right)s_i^2$.

Таблиця.1

Компонентний аналіз показника ековалента за ознакою врожайності в наборі сортів винограду та озимої пшениці

Сорти		r_{ij}	Компоненти ековалента			W'_i	W_i
			sd_i^2	s_i^2	$rijsi-s$		
1		2	3	4	5	6 (2+4)	7
Виноград	Чауш	-0,022	2583,93	2585,20	264,54	2848,47	2857,12
	Джура узюм	0,860 [#]	364,73	1433,08	303,11	667,84	663,62
	Іраш Олівер	0,240	516,92	550,51	90,53	607,45	609,10
	Карабурну	0,824 [#]	221,88	719,63	48,42	270,30	269,68
	Ранній Магарача	0,243	944,12	1005,97	55,34	999,46	1000,85
Озима м'яка пшениця	Одеська 51	0,991 [#]	2,74	153,02	0,25	2,99	2,97
	Прибой	0,964 [#]	11,31	160,02	0,33	11,64	11,66
	Безоста 1	0,981 [#]	5,45	144,72	0,93	6,38	6,33
	Кавказ	0,968 [#]	11,44	181,71	0,08	11,52	11,53
	Аврора	0,986 [#]	4,76	171,35	0,02	4,78	4,78

Примітка. [#] - вірогідно при $P \leq 0.01$

На рисунку 1 представлено графік, побудований на основі моделювання вибірки генотипів, кожний з яких має коефіцієнт кореляції з індексом умов середовища рівний $r_{ij} = 0,90$. При таких високих r_{ij} залежність ековалента від показника реакції на середовище має вигляд параболи. При цьому можуть віднайтися генотипи, що мають однакову оцінку ековалента, але такі, що відрізняються за реакцією на середовище. При малих значеннях екологічного коефіцієнта кореляції генотипів з індексом середовища або відсутності таких, зазначена залежність має лінійний характер. Зв'язок же показника стабільності з реакцією на середовище виявляється практично лінійним, незалежно від величини r_{ij} .

Самі ж оцінки реакції генотипів на середовище також виявляються залежними від величини та співвідношення їх екологічних коефіцієнтів кореляції в досліджуваній вибірці, що призводить до спотворення даного параметру, зсуву рангів генотипів і неможливості їхньої ідентифікації за даною властивістю. Причина полягає в тому, що застосування індексу умов середовища в методі регресії по середнім або ознаки сорту-стандарту в методі регресії по стандарту як фіксованих змінних призводить до порушення основної вимоги цього методу: дані змінні в причинно-наслідкових відносинах не є причиною, а також як і залежні змінні самі залежать від фізичних факторів середовища. У зв'язку з цим нами запропоновано обчислювати даний параметр за методом головної осі у вигляді відношення середньоквадратичних відхилень, а його знак визначається знаком коефіцієнта екологічної кореляції між

досліджуваними генотипами:

$$\pm b_{y_i/y_j} = s_{y_i} / s_{y_j} \quad (2)$$

Порівняння досліджуваних методів показує, що при оцінці показника реакції на середовище методом регресії по стандарту, результати залежать від того, який генотип обрано за стандарт (табл. 2). Коли таким є, наприклад, сорт Новоукраїнка 84, то він має найвищий показник реакції на середовище. Якщо генотипом-стандартом використати сорт Безоста 4 або Скороспілка 3, то вони одержують найвищу оцінку реакції.

Таблиця 2

Оцінки реакції сортів озимої м'якої пшениці на середовище, отриманих методом регресії по стандарту та методом головної осі

Сорти	Оцінка реакції сортів на середовище методом					
	регресії по стандарту			головної осі		
Новоукраїнка 84	(1,0)	0,599	0,291	(1,0)	0,881	0,584
Безоста 4	0,771	(1,0)	0,581	1,134	(1,0)	0,662
Скороспілка 3	0,854	1,325	(1,0)	1,712	1,509	(1,0)
Безоста 1	0,904	1,110	0,664	1,341	1,182	0,783
Колос 26	0,909	0,832	0,451	1,116	0,984	0,652
Рання 28	0,725	0,820	0,483	1,213	1,069	0,708

Примітка. У дужках стандартний сорт, реакція на середовище якого, умовно прийнята за одиницю.

У той же час при оцінці реакції сортів на середовище методом головної осі ранги сортів за цим показником не змінюються при виборі стандартом будь-якого генотипу.

Практичне використання результатів еколого-генетичних досліджень. Метод еколого-генетичного районування кліматичних зон. Формалізоване нами поняття екологічної пластичності в рамках лінійної регресійної моделі дозволяє визначити величину кількісної ознаки генотипів у конкретних умовах середовища згідно рівняння:

$$y_{ij} = a_i + b_i \cdot I + e_{ij}, \quad (3)$$

де y_{ij} – фенотиповий вираз ознаки i -го генотипу в j -х умовах середовища; a_i – вільний коефіцієнт i -го генотипу (параметр пристосованості); I – індекс умов середовища; b_i – регресія i -го генотипу по індексу умов середовища; e_{ij} – випадкова помилка, що пов'язана з відхиленнями значень ознаки i -го генотипу в j -му середовищі.

У рамках формалізованої нами моделі кількісної ознаки коефіцієнти рівняння розглядаються як параметри екологічної пластичності, оскільки вони в остаточному підсумку визначають абсолютний і відносний рівень кількісної ознаки в деякому діапазоні умов середовища. При цьому коефіцієнт регресії, як це й прийнято, відображає величину реакції генотипу на умови середовища, а вільний коефіцієнт визначає положення ознаки щодо індексу умов середо-

вища, характеризуючи пристосованість генотипу до діапазону умов середовища в цілому. Дослідження механізмів екологічної пластичності шляхом оцінки її параметрів у трьох вибірках сортів у Степовій і Лісостеповій зонах виявило достовірні генотипові відмінності параметрів пристосованості в цих зонах. У той же час не було виявлено жодного випадку достовірних відмінностей між значеннями показника реакції на середовище одного і того самого генотипу в Степовій і Лісостеповій зонах (табл. 3).

Таблиця 3

Генотипова й зональна специфічність параметрів екологічної пластичності врожайності зерна сортів озимої м'якої пшениці у держсортівипробуванні в 1954-1963 роках

Вибірка	Сорт	Реакція на середовище (b)		Параметр пристосованості (a)	
		Зона			
		Степова	Лісостепова	Степова	Лісостепова
1.	Безоста 1	0,1413 [±] 0,0120	0,136 [±] 0,0095	-0,899 [±] 0,140	-1,416 [±] 0,164
	Миронівська 264	0,104 [±] 0,0027	0,1029 [±] 0,0029	-0,126 [±] 0,031	0,125 [±] 0,038
	Білоцерківська 198 (st)	1,0	1,0	0,0	0,0
2.	Безоста 1	0,1200 [±] 0,0063	0,1130 [±] 0,0152	-0,635 [±] 0,226	-1,440 [±] 0,118
	Миронівська 808 (st)	1,0	1,0	0,0	0,0
3.	Веселоподолянська 499	0,1038 [±] 0,0152	0,1053 [±] 0,0177	-0,101 [±] 0,052	0,081 [±] 0,045
	Білоцерківська 198 (st)	1,0	1,0	0,0	0,0

Відсутність зональної специфічності за реакцією на середовище з погляду прийнятої нами моделі кількісної ознаки можливе лише в тому випадку, коли варіація урожайності в межах кожної зони зумовлена одними і тими ж факторами середовища. Разом з тим кожна із зон характеризується деякою постійною специфічною напругою певних факторів середовища, пов'язаною з її географічним положенням. При цьому природно очікувати, що різні сорти, які мають свої генетично детерміновані оптимуми стосовно специфічних факторів середовища, при переході з однієї зони в іншу будуть змінювати свій рівень адаптивності, що й відбивається на величині параметру пристосованості. Так, для сорту Безоста 1 при переході зі Степової зони в Лісостепову (вибірка 1) параметр пристосованості знижується з $-0,899$ до $-1,416$ т/га, а у вибірці 2 - з $-0,635$ до $-1,440$ т/га. У сортів Миронівська 264 і Веселоподолянська 499 за тих самих умов вільний коефіцієнт змінює знак з негативного на позитивний (вибірки 1 й 3). Тобто, середній рівень урожайності Безоста 1 вище в Степовій зоні, а інших сортів - у Лісостеповій.

Наочне визначення екологічної пластичності сортів Безоста 1 і Білоцерківська 198 параметрами пристосованості й реакції на середовище показано на рисунку 2 у вигляді залежності урожайності цих сортів від індексу умов середовища в Степовій і Лісостеповій зонах. Оскільки значення показника реакції на середовище у сорту Безоста 1 у Степовій і Лісостеповій зонах вірогідно не відрізнялися, то на графіку наведене середнє його значення, отримане за даними обох зон.

Як можна бачити, значення індексу умов середовища, при якому досягається рівність урожайностей досліджуваних генотипів (назвемо його критичним рівнем індексу умов середовища) у Степовій зоні приблизно дорівнює 2,3 т/га. При цьому екологічна пластичність сорту Білоцерківська 198 обмежена діапазоном індексу умов середовища від 0 до 2,3 т/га, а для сорту Безоста 1 цей діапазон перебуває в області значень за межами 2,3 т/га. При переході в Лісостепову зону в результаті зниження параметру пристосованості критичний рівень індексу умов середовища стає рівним 3,62 т/га, що призводить до істотного розширення екологічної пластичності сорту Білоцерківська 198.

Для визначення просторових меж екологічної пластичності сортів Безоста 1 і Білоцерківська 198 на карту наносили отримані для різних областей значення параметру пристосованості, критичні й фактичні значення індексу умов середовища (рис.3). За сукупністю цих показників всі області України розмежовуються на дві самостійні зони - західну і східну, для яких оцінки названих параметрів не перекриваються. Фактичні умови в східній зоні перебувають у діапазоні умов екологічної пластичності сорту Безоста 1, забезпечуючи йому переваги над сортом Білоцерківська 198. У той же час у західній зоні фактичні значення індексу умов середовища нижче його критичного значення і перебувають у діапазоні екологічної пластичності сорту Білоцерківська 198.

Експресна оцінка селекційного матеріалу за параметрами екологічної пластичності. У результаті подальших досліджень механізмів екологічної пластичності виявлено високий рівень кореляції між показником реакції генотипів на умови середовища (b), отриманим за методом головної осі й збиральним індексом у сортів озимої м'якої пшениці, що дорівнює 0,917 і достовірний при рівні значимості $P \leq 0,05$. Такий високий рівень зв'язку дозволяє отримати значення показника реакції генотипів на середовище простим відношенням значень збирального індексу досліджуваних генотипів до середнього його значення у вибірці $b_i = HI_i / \bar{HI}$ або до збирального індексу генотипу-стандарту $b_i = HI_i / HI_{st}$ залежно від вибору типу індексу середовища. Знаючи величину параметру b і інші складові рівняння 1, шляхом переносу у та a з однієї частини рівняння в іншу одержуємо величину параметру пристосованості a :

$$a = y - b I . \quad (4)$$

Отримані таким шляхом значення параметру a і показника реакції на середовище b не відрізняються істотно від їх значень, обчислених методом головної осі за даними великої кількості екологічних випробувань (табл. 4).

Таблиця 4

**Оцінки параметрів екологічної пластичності різними способами
для сортів озимої м'якої пшениці**

Сорти	Методом головної осі			За збиральним індексом		$t_f (b-b')$
	b	a	v	b'	a'	
Безоста 1	1,114 [#]	-3,57	0,372	1,082	-3,53	0,94
Одеська 26	0,849 [#]	2,92	0,307	0,893	1,79	1,33
Степова	0,932 [#]	0,96	0,326	0,949	0,62	1,00
Одеська 51	1,105 [#]	-0,32	0,369	1,074	1,20	1,35

[#] - вірогідно при $P \leq 0,01$, t_f вірогідно на рівні $P \leq 0,05$ при $t_f \geq 1,96$

Графічне порівняння залежностей урожайності від індексу умов середовища, обчислених із застосуванням параметрів екологічної пластичності за методом головної осі, а також за збиральним індексом (рис.4) показує досить високу подібність між ними, у всякому разі висновки щодо урожайності сортів озимої м'якої пшениці в певних умовах середовища будуть ідентичними при розрахунках обома методами. Так, перевага за врожайністю сорту Одеська 51 у порівнянні із сортом Безоста 1 обумовлена насамперед порівняно високими значеннями параметру пристосованості (a), хоча за рівнем реакції на умови середовища (b) вони практично не відрізняються. У той же час перевага урожайності сорту Безоста 1 у порівнянні із сортами Одеська 26 і Степова обумовлена високим значенням показника реакції на середовище. Правда, така перевага сорту Безоста 1 може бути реалізована тільки у відносно більш сприятливих умовах.

Основним достоїнством запропонованого нами методу оцінки параметрів екологічної пластичності сортів за збиральним індексом у порівнянні з методом головної осі є відсутність потреби широкої мережі випробувальних пунктів. Він може бути використаний за даними урожайності та збирального індексу сортів у одному пункті випробування.

Експериментальна характеристика генетичних систем кількісних ознак у зв'язку із взаємодією генотип-середовище для озимих тритикале та пшениці. Характер успадкування кількісних ознак в кінцевому підсумку визначає стратегію й тактику селекційного процесу, як то підбір батьківських пар для схрещування, початок і напрямок відбору. Разом з тим у силу взаємодії генотип-середовище генетичні системи контролю кількісної ознаки можуть змінюватися. Ці зміни можуть виявлятися в різному ступені для різних ознак і видів рослин. Тому нами досліджені стабільність прояву генетичних параметрів, а також структури генетичних кореляцій у зв'язку із взаємодією генотип-середовище для двох споріднених видів озимих тритикале й пшениці.

Взаємодія генотип-середовище й перевизначення генетичних формул у озимих тритикале і пшениці. Генетичний аналіз у системі діалельних схрещувань за методом Хеймана у поєднанні з інформацією, отриманою за методом Грифінга, надає повну інформацію про успадкування кількісних ознак. При цьому необхідним є подальше вивчення взаємодії генетичних параметрів Хеймана з умовами зовнішнього середовища, оцінки стабільності й лабільності генетичних формул кількісних ознак.

Результати генетичного аналізу за Хейманом показали, що успадкування будь-яких ознак тритикале й пшениці незалежно від умов середовища укладаються в рамки адитивно-домінантної моделі: коефіцієнт регресії V_r по W_r достовірний при $t=0,05$ і статистично не відрізняється від одиниці (табл. 5). Підтверджується раніше зроблений висновок на підставі аналізу комбінаційної здатності про переважно адитивний контроль генів ознак висоти рослин і його складових незалежно від умов середовища (табл. 5). Про це свідчить співвідношення параметрів D і H_1 . У всіх випадках $D > H_1$, а $H_1/D < 1$, характеризуючи повне домінування за всіма локусами. Виключення становить ознака довжини 2-го зверху міжвузля у тритикале в 1998 році, для якого $D < H_1$, а $H_1/D = 1,18$. У цьому випадку переважає домінантний тип дії генів. Необхідно відзначити, що для пшениці адитивний контроль ознак висоти рослин більше сильний у порівнянні із тритикале, оскільки співвідношення H_1/D у цілому менше залежало від умов середовища і було більш стабільним у різні роки. Це ж справедливо й для інших параметрів.

Для всіх показників ознак висоти рослин прояв неповного ступеня домінування був стабільним, як і відсутність гетерозису, крім довжини 2-го зверху міжвузля у тритикале в 1998 році ($\sqrt{H_1/D} = 1,09$). Незалежно від умов року для обох культур середній ступінь домінування виявився неоднаковим у різних локусах, оскільки величина $\frac{1}{2}F/\sqrt{D(H_1-H_2)}$ була істотно менше одиниці. І тільки у пшениці для ознаки довжини верхнього міжвузля й у тритикале для ознаки довжини 2-го зверху міжвузля в 1998 році можна стверджувати відносно однаковий ступінь домінування, параметри що його характеризують, дорівнювали -0,87 й -0,82, відповідно.

**Генетичні параметри (за Хейманом) вегетативних кількісних ознак у тритикале та озимій пшениці
(1998-1999)**

Генетичні параметри	Висота рослин				Довжина верхнього міжвузля				Довжина 2-го зверху міжвузля				Довжина колосу			
	тритикале		пшениця		тритикале		пшениця		тритикале		пшениця		Тритикале		пшениця	
	1998	1999	1998	1999	1998	1999	1998	1999	1998	1999	1998	1999	1998	1999	1998	1999
D	767,0	1072,0	412,0	264,7	134,1	200,6	88,5	62,2	32,4	36,1	25,40	8,11	1,39	3,37	0,36	0,74
H_1	503,0	413,9	76,2	120,1	118,2	76,8	13,1	21,8	38,23	19,42	5,52	4,97	1,67	1,77	0,86	0,70
H_2	369,8	311,2	67,5	90,4	83,6	62,52	11,3	14,3	30,23	13,63	5,22	4,11	1,49	1,23	0,78	0,64
$\frac{H_1}{D}$	0,66	0,39	0,18	0,45	0,88	0,38	0,15	0,35	1,18	0,54	0,22	0,61	1,20	0,52	2,37	0,93
$\sqrt{\frac{H_1}{D}}$	0,81	0,62	0,43	0,67	0,94	0,62	0,38	0,59	1,09	0,73	0,47	0,78	1,10	0,72	1,54	0,96
$\frac{1}{2} \frac{F}{\sqrt{D(H_1 - H_2)}}$	-0,64	-0,49	-0,25	0,08	-0,59	-0,37	-0,87	-0,31	-0,82	-0,41	0,07	0,26	-0,07	0,21	-0,36	-0,09
$\frac{h^2}{H_2}$	-0,02	0,23	2,11	2,48	0,06	-0,01	1,81	1,21	0,07	0,04	1,18	2,59	2,97	3,57	2,59	2,04
F	-411,7	-328,4	-30,5	13,5	-81,6	-39,6	-22,1	-13,4	-26,4	-11,8	0,41	1,37	-0,07	0,57	-0,12	-0,04
$\frac{H_2}{4H_1}$	0,18	0,19	0,22	0,19	0,18	0,20	0,22	0,16	0,20	0,18	0,24	0,21	0,22	0,17	0,23	0,23
$r_{((W+V)r)yx}$	0,75	0,83	-0,58	-0,59	0,87	0,93	-0,45	-0,40	0,93	0,74	-0,68	-0,85	-0,37	-0,03	-0,92	-0,27
B	0,89	0,89	0,93	0,99	0,85	0,97	0,92	0,93	0,74	0,86	0,82	0,90	0,71	0,81	0,71	0,82
$t_{(1-b)}$	1,93	1,85	0,89	0,10	2,34	0,44	1,07	0,83	2,46	2,20	1,74	1,16	1,61	2,34	2,24	1,33
$t_{(b)}$	15,54	15,13	11,79	8,23	13,08	14,88	13,20	10,22	7,12	13,80	8,15	10,44	3,91	10,23	6,05	5,86
$t_{0,05}$	2,36	2,36	2,36	2,36	2,36	2,36	2,36	2,36	2,57	2,36	2,44	2,36	2,36	2,36	2,36	2,36

У сортів обох культур стабільно проявилася нерівність оцінок H_1 і H_2 , тобто, розподіл домінантних і рецесивних алелей у батьківських генотипів був нерівномірним. Правда, ця нерівномірність незначна, оскільки параметр $H_2/4H_1$ досить близький за величиною до 0,25. Співвідношення домінантних і рецесивних алелей виявилось досить стабільним з перевагою рецесивних - F-параметр майже у всіх випадках негативний.

Істотне розходження між тритикале й пшеницею виявилось по загальній кількості блоків генів, що контролюють ознаки висоти рослин (параметр h^2/H_2), хоча у кожній культурі ці оцінки стабільні по роках. Так, розходження за ознаками висоти рослин обумовлено тим, що у тритикале вони контролюються одним блоком генів, а в пшениці двома, і тільки довжина колосу обох культур - трьома блоками.

За спрямованістю домінування r (W_r-V_r) результати оцінок у тритикале і пшениці виявилися протилежними. Позитивні кореляції у тритикале показують, що незалежно від року випробування домінування спрямоване в бік збільшення ознаки, а у пшениці вони негативні, що свідчить про домінування в бік зменшення ознаки. І тільки за довжиною колосу у тритикале виявилось ненаправлене домінування.

В успадкуванні генеративних ознак (табл. 6) головна роль належить домінантним генам. Крім ознаки кількості зерен у колосі, що у тритикале в умовах обох років випробування контролювалася адитивними генами (H_1/D менше одиниці 0,64 й 0,34), для всіх інших ознак обох культур головна роль у генетичному контролі відмінностей належала генам з ефектами домінування. Причому величини цих ефектів коливалися від повного домінування $\sqrt{H_1/D}=1$ до наддомінування ($\sqrt{H_1/D}>1$).

У тритикале й пшениці в успадкуванні генеративних ознак характерна сильно виражена нестабільність у прояві середнього ступеня домінування. Так, в умовах 1998 р. середній ступінь домінування в різних локусах за ознаками кількості колосків у колосі тритикале й кількості зерен з колосу пшениці була однаковою в різних локусах, параметр $SF \sqrt{D(H_1-H_2)}$ був більше одиниці, в умовах 1999 року – неоднакова в різних локусах (відповідний параметр був менше одиниці).

Загальною закономірністю для тритикале й пшениці виявилось те, що в умовах 1998 року спостерігався рівномірний розподіл домінантних і рецесивних алелей у батьківських генотипів за всіма ознаками, оскільки $H_1 \approx H_2$, а $H_2/4H_1 \square 0,20$ і вище, на відміну від 1999 року. Співвідношення домінантних і рецесивних алелей коливається для обох культур за всіма ознаками від року до року – параметр F приймає значення від позитивних до негативних величин. Низькі коефіцієнти кореляції $r(Wr+Vr)$ указують на відсутність спрямованого домінування.

Стабільність генетичних кореляцій у гібридних популяціях озимої пшениці й тритикале за умовами середовища. Дослідження генетичного контролю кількісних ознак було б неповним без виявлення генетичних взаємозв'язків між кількісними ознаками. Оскільки середні ознак представляють їх

Таблиця 6

**Генетичні параметри (за Хейманом) генеративних кількісних ознак у тритикале й озимій пшениці
(1998-1999)**

Генетичні параметри	Кількість колосків у колосі				Кількість зерен з колосу				Маса зерна з колосу				Маса 1000 зерен			
	тритикале		пшениця		тритикале		пшениця		тритикале		пшениця		тритикале		пшениця	
	1998	1999	1998	1999	1998	1999	1998	1999	1998	1999	1998	1999	1998	1999	1998	1999
D	7,33	14,43	0,85	1,86	41,15	82,14	53,30	59,59	0,26	0,38	0,06	0,29	45,58	23,08	17,83	22,34
H_1	4,69	4,84	1,32	1,81	197,6	172,8	68,45	176,4	0,83	0,58	0,19	0,29	33,14	26,20	30,58	24,63
H_2	4,16	3,05	1,05	1,29	188,5	107,7	60,84	106,8	0,72	0,32	0,19	0,23	24,88	19,38	26,16	21,75
$\frac{H_1}{D}$	0,64	0,34	1,24	0,97	4,80	2,10	1,28	2,96	3,17	1,51	3,09	1,00	0,73	1,14	1,71	1,10
$\sqrt{\frac{H_1}{D}}$	0,80	0,58	1,12	0,98	2,19	1,45	1,14	1,72	1,78	1,23	1,75	1,00	0,85	1,07	1,31	1,05
$\frac{1}{2} \frac{F}{\sqrt{D(H_1 - H_2)}}$	-1,09	-0,08	0,001	0,38	0,17	0,45	-1,16	0,77	-0,22	0,44	-0,06	0,72	0,35	0,65	-0,15	0,56
$\frac{h^2}{H_2}$	1,92	1,41	0,42	-0,18	0,04	-0,21	0,38	0,65	-0,06	0,71	1,34	0,69	0,28	-0,25	2,06	1,59
F	-4,28	-0,78	-0,103	0,75	6,53	66,44	-0,47	98,88	-0,08	0,28	-0,002	0,19	13,42	16,28	-2,57	9,00
$\frac{H_2}{4H_1}$	0,22	0,16	0,20	0,18	0,24	0,16	0,22	0,15	0,22	0,14	0,25	0,20	0,19	0,18	0,21	0,22
$r_{(Wr+Vr):x}$	0,05	0,57	0,20	-0,76	0,70	-0,01	-0,38	-0,51	0,68	-0,61	-0,78	-0,48	0,74	-0,02	-0,57	-0,85
b	0,64	0,83	0,68	0,68	0,59	0,59	0,53	0,66	0,66	0,65	0,55	0,98	0,75	0,62	0,66	0,77
$t_{(1-b)}$	2,34	1,80	1,89	1,87	2,17	2,11	2,54	1,87	2,14	2,01	2,11	0,11	1,61	1,75	1,83	2,01
$t_{(b)}$	4,21	8,77	4,02	3,93	3,16	3,10	2,81	3,69	4,11	3,66	2,56	6,41	4,74	2,87	3,50	6,82
$t_{0,05}$	2,36	2,57	2,56	2,44	2,57	2,36	2,77	2,36	2,36	2,45	2,57	2,45	2,45	2,45	2,77	2,36

генотипові значення, а ефекти ЗКЗ і СКЗ відображають типи дії генів (адитивний і неадитивний, домінування і епістаз), то кореляції між середніми ознак будуть показувати генотипові коефіцієнти кореляції, а кореляції між ефектами ЗКЗ і СКЗ відобразити зв'язки породжені адитивними генами й генами домінування й епістазу.

Як і для генотипових кореляцій, так і для кореляцій ефектів ЗКЗ і СКЗ можна виділити аналогічні кореляційні плеяди, що явно вказує на їх схожість. Статистично ця подібність структур кореляцій генетичних параметрів підтверджується наявністю високих коефіцієнтів кореляцій між z - величинами кореляцій генотипових, ефектів ЗКЗ і СКЗ у тритикале (табл. 7). Дані цієї таблиці вказують на стабільність як генотипових кореляцій, так і кореляцій ефектів ЗКЗ і СКЗ за роками. Їх структура для трьох типів генетичних параметрів зберігається в різні роки. Так, коефіцієнт кореляції z -величин генотипових кореляцій між роками склав $0,73^{\#}$, ефектів ЗКЗ - $0,77^{\#}$ і ефектів СКЗ - $0,74^{\#}$. Така стабільність кореляцій зумовлена стабільністю самих генетичних параметрів ознак.

Таблиця 7.

Кореляції z - величин коефіцієнтів кореляції різних генетичних ефектів в озимих тритикале й пшениці

z-величини ефектів		СКЗ		ЗКЗ		Генотипові	
		1998	1999	1998	1999	1998	1999
СКЗ	1998	1,00	0,52*	0,22	0,25	-0,02	-0,03
	1999	0,74 [#]	1,00	0,24	0,41*	-0,10	-0,11
ЗКЗ	1998	0,83 [#]	0,69 [#]	1,00	0,87 [#]	0,43*	0,53 [#]
	1999	0,67 [#]	0,90 [#]	0,77 [#]	1,00	0,30	0,33
Генотипові	1998	0,91 [#]	0,78 [#]	0,96 [#]	0,79 [#]	1,00	0,90 [#]
	1999	0,64 [#]	0,93 [#]	0,67 [#]	0,96 [#]	0,73 [#]	1,00

Примітка 1: * - вірогідно при $P \leq 0,05$; [#] - вірогідно при $P \leq 0,01$.

Примітка 2: під діагоналлю – озима тритикале; над діагоналлю – озима пшениця.

Схожість структур кореляцій ефектів ЗКЗ і СКЗ вказує на скорельованість системи адитивних генів, дію яких характеризують ефекти ЗКЗ, і системи взаємодії генів, що відображають ефекти СКЗ. Подібний зв'язок може вказувати на жорстку детермінацію кореляцій генотипом у цілому, що ускладнює порушення установлених зв'язків у процесі селекції. Як можна бачити з даних таблиці 7, кореляції між z - величинами генетичних ефектів одного року випробування вищі, ніж між різними роками, це перевищення доводиться на статистичному рівні. Середнє значення коефіцієнта кореляції між генетичними ефектами одного року становить $0,92$ з довірчим інтервалом $0,90-0,94$ при $P \leq 0,05$, а різного років - $0,72$ з інтервалом $0,70-0,74$ при тому ж рівні значимості. Таким чином, можна стверджувати про істотний вплив умов року на структуру генетичних кореляцій генетичних параметрів у тритикале.

Структура СКЗ кореляцій у пшениці істотно відрізнялася за роками у бік зменшення кореляції z -величин СКЗ до $0,52^*$ у порівнянні з $0,74^{\#}$ у тритикале. (табл. 7), хоча самі коефіцієнти кореляції СКЗ ознак у переважній більшості були

на достовірному рівні значимості. Високу стабільність у різні роки виявляють генотипові кореляції й кореляції ефектів ЗКЗ, на це вказують високі значення кореляцій їх z-величин 0,90[#] й 0,87[#] відповідно. На відміну від тритикале у пшениці виявляється або ж дуже мала подібність у структурі кореляцій між СКЗ, ЗКЗ та генотиповими ефектами, або ж вона відсутня зовсім. Так, кореляція між z-величинами СКЗ й ЗКЗ ефектів 1999 становила 0,41* і ЗКЗ ефектів 1998 року з генотиповими z-величинами кореляцій 1998, 1999 роках 0,43* й 0,53[#] відповідно. У всіх інших випадках такі зв'язки були відсутні.

На істотну відмінність за структурою генотипових, ефектів ЗКЗ і СКЗ кореляцій пшениці в порівнянні з такими в тритикале вказують кореляції їх од-нойменних z-величин між собою (табл.8). Як видно з даних цієї таблиці, кореляції z-величин коефіцієнтів кореляції генетичних ефектів між пшеницею й тритикале практично відсутні, за винятком лише невисокого рівня зв'язку між z-величинами кореляцій ЗКЗ пшениці з генотиповою кореляцією тритикале (0,57[#] й 0,53*), з кореляцією ЗКЗ тритикале (0,45*) і з кореляцією СКЗ тритикале (0,62, 0,49) у 1999 році.

Таблиця 8

Взаємозв'язки z-величин коефіцієнтів кореляції генетичних ефектів між озимою пшеницею й тритикале

z-величини ефектів		z-величини в озимій пшениці						
		Роки	Генотипові		ЗКЗ		СКЗ	
			1998	1999	1998	1999	1998	1999
Генотипові	z-величини в озимого тритикале	1998	0,04	-0,18	0,19	0,28	-0,00	-0,01
		1999	0,13	0,09	0,57 [#]	0,53*	0,19	0,13
ЗКЗ		1998	0,00	-0,14	0,15	0,09	-0,13	-0,22
		1999	-0,01	-0,02	0,45*	0,31*	0,05	-0,00
СКЗ		1998	-0,03	-0,17	0,22	0,24	-0,05	-0,09
		1999	0,07	0,07	0,62 [#]	0,49*	0,19	0,13

Примітка: * - вірогідно при $P \leq 0,05$; [#] - вірогідно при $P \leq 0,01$.

Удосконалення оцінок комбінаційної здатності при різних схемах неповних діалельних схрещувань. Необхідність скорочення обсягів схрещування шляхом виключення малоцінних комбінацій зумовили дослідження оцінки комбінаційної здатності одного набору батьківських ліній у поодиноких (неповних) діалельних схрещуваннях. Застосування таких методів вимагає проведення схрещувань за суворо певними схемами, а статистичний аналіз – рішення неповних статистичних комплексів. Відмінною рисою неповної комбінаційної таблиці є невиконання правила про підсумовування квадратів. Тому нами були проведені аналітичні дослідження щодо розробки методів оцінки комбінаційної здатності в неповних діалельних схрещуваннях, які дозволяли б одержувати незміщені оцінки генетичних параметрів. В результаті таких досліджень нами запропоновано чотири алгоритми для різних типів неповних діалельних схем схрещувань (табл. 9), які потім були перевірені експериментально.

Таблиця 9

Алгоритми розрахунку ефектів комбінаційної здатності для неповних (різних типів) схем діалельних схрещувань

Типи матриць	№ алгоритму	Алгоритми розрахунку ефектів		СКЗ
		ЗКЗ		
		P ₁	P ₂	
Збалансовані	1	$g_i = \frac{rX_{i.} - \sum c_j X_{.j}}{P_1 L^i}$	$g_i = \left(\bar{x}_j - x_0 \right) - \left[\frac{1}{r_j} \sum r_j g_i \right];$	$s_{ij} = x_{ij} - g_i - g_j - \frac{1}{N} X_{..}$
Частково збалансовані	2	$g_i = \bar{x}_j - x_0 - \frac{\sum r_j}{\left(\sum c_i \right)^2 - N} \left(\sum c_i X_{.j} - \frac{1}{c_i} \sum c_i \sum r_j X_{i.} \right);$	$g_j = \bar{x}_j - x_0 - \frac{\sum c_i}{\left(\sum r_j \right)^2 - N} \left(\sum r_j X_{i.} - \frac{1}{r_j} \sum r_j \sum c_i X_{.j} \right);$	
Нерегулярні незбалансовані	3	$g_i = \bar{x}_i - x_0 - \frac{\sum r_j}{\left(\sum r_j \right)^2 - N} \left(\sum c_i X_{.j} - \sum c_i \sum r_j \bar{x}_i \right)$	$g_j = \bar{x}_j - x_0 - \frac{\sum c_i}{\left(\sum c_i \right)^2 - N} \left(\sum r_j X_{i.} - \sum r_j \sum c_i \bar{x}_j \right)$	
	4	Рішення системи рекурентних рівнянь	Рішення системи рекурентних рівнянь	

Експериментальна перевірка алгоритмів оцінки комбінаційної здатності в неповних діалельних схрещуваннях. Опис експериментального дослідження. Експериментальну перевірку алгоритмів оцінки комбінаційної здатності при неповних схемах схрещувань здійснювали за даними ознак висоти рослин і продуктивності підгонів гібридів F_1 напівдіалельних схрещувань дев'яти сортів озимої м'якої пшениці (тільки прямі схрещування без батьківських форм), отриманих у 1998 році. Для безпосереднього тестування алгоритмів напівдіалельну матрицю трансформували в повну вихідну матрицю (без батьківських генотипів) розмірністю 9×9 , приписуючи дані прямих схрещувань зворотним. Надалі її використали для одержання ряду похідних неповних незбалансованих матриць. Щораз, із вихідної матриці гібридних комбінацій, одержували ряд похідних матриць із різним наповненням комбінаційної таблиці. У такий спосіб були створені матриці з наповненням 27 гібридів (33,3%), 36 гібридів (44,4%), 45 гібридів (55,5%), 54 гібридів (66,7%) і 63 гібридів F_1 (77,8%). Тестом для перевірки запропонованих алгоритмів 1-4 (табл. 9) слугував стандартний метод Грифінга. У випадку коректної оцінки ефектів загальної й специфічної комбінаційної здатності запропонованими алгоритмами вони мають співпадати хоча б за рангами з еталонними оцінками, отриманими за методом Грифінга. Для визначення ступеня такого співпадання обчислювали коефіцієнти кореляції між розрахованими та еталонними оцінками комбінаційної здатності.

Тестування алгоритмів оцінки загальної комбінаційної здатності при неповних діалельних схемах схрещувань озимої м'якої пшениці. Результати розрахунків ефектів ЗКЗ гібридів F_1 , отриманих від схрещування 9 сортів озимої м'якої пшениці за ознакою висоти рослин усіма алгоритмами при різному наповненні комбінаційних таблиць (від 33,3 до 88,9%) показали дуже високий ступінь співпадання розрахованих значень ЗКЗ батьківських наборів з еталонними, отриманими за методом Грифінга (табл. 10). Цей висновок підтверджується відповідними коефіцієнтами кореляції між зазначеними параметрами, величини яких коливалися від 0,94 до 0,99 незалежно від рівня наповнення комбінаційної таблиці. А оцінки ЗКЗ, отримані за алгоритмами 2 й 3, вже повністю співпали з їх еталонними значеннями, навіть при наповненні комбінаційної таблиці лише на 33,3%, коефіцієнти кореляції між ними були рівні одиниці.

Не виявлено значних розходжень за величиною стандартних відхилень ефектів ЗКЗ при різному рівні наповнення таблиць, що вказує на співпадання масштабів розрахованих і еталонних оцінок. Тільки для повністю збалансованих матриць із застосуванням алгоритму 1 у першому батьківському наборі (P_1) були отримані в ряді випадків занижені стандартні відхилення відносно їх еталонних значень. Так, при величині еталонного стандартного відхилення 10,5 при наповненні 33,3%, 44,4%, 55,5%, 77,8% розраховані значення були рівні 9,74, 9,10, 9,00, 8,00, відповідно.

Дані наведені в таблиці 10 показують нижчу точність оцінки ефектів ЗКЗ ознаки продуктивності підгонів для всіх чотирьох алгоритмів. Так, при 33,3% наповнення комбінаційної таблиці не отримано достатнього співпадання

Стандартні відхилення ефектів ЗКЗ і коефіцієнти кореляції розрахованих ефектів ЗКЗ із ефектами ЗКЗ Грифінга при різному наповненні трьох типів матриць розмірністю 9x9 у озимій пшениці

Ознаки	Параметри	Алгоритми розрахунку	Кількість схрещувань і % наповнення діалельної таблиці												Грифінг
			27 (33,3%)		36 (44,4%)		45 (55,5%)		54 (66,7%)		63 (77,8%)		72 (88,9%)		
			Батьки		Батьки		Батьки		Батьки		Батьки		Батьки		
			P_1	P_2	P_1	P_2	P_1	P_2	P_1	P_2	P_1	P_2	P_1	P_2	
Висота рослин	Стандартне відхилення	1	9,74	10,82	9,1	10,6	9,0	10,9	10,1	10,5	8,0	10,6	11,0	11,0	10,5
		2	11,10	10,58	10,74	10,75	10,05	10,65	9,96	10,54	10,47	10,64	11,04	12,04	
		3	11,10	10,58	10,74	10,47	10,02	10,50	9,96	10,54	10,47	10,65	10,78	10,78	
		4	10,73	10,74	10,78	10,62	10,12	10,78	10,11	10,70	10,53	10,71	10,79	10,79	
	Кореляція ЗКЗ Р із ЗКЗ Грифінга	1	0,95 [#]	0,97 [#]	0,99 [#]	0,98 [#]	0,99 [#]	0,98 [#]	0,94 [#]	0,99 [#]	0,99 [#]	0,97 [#]	0,98 [#]	0,98 [#]	1,00
		2	1,00 [#]	0,97 [#]	0,98 [#]	0,95 [#]	0,99 [#]	0,99 [#]	0,99 [#]	0,99 [#]	1,00 [#]	1,00 [#]	0,98 [#]	0,98 [#]	
		3	1,00 [#]	0,97 [#]	0,97 [#]	0,98 [#]	0,99 [#]	1,00 [#]	0,99 [#]	1,00 [#]	1,00 [#]	1,00 [#]	1,00 [#]	1,00 [#]	
		4	0,98 [#]	0,99 [#]	0,98 [#]	0,97 [#]	0,99 [#]	0,99 [#]	0,99 [#]	0,99 [#]	1,00 [#]	1,00 [#]	1,00 [#]	1,00 [#]	
Продуктивність підгонів	Стандартне відхилення	1	3,30	4,17	3,63	3,17	3,58	3,23	3,87	4,01	2,54	3,70	2,96	3,33	3,23
		2	4,32	4,29	4,30	3,06	4,11	3,17	4,01	4,02	3,32	3,75	3,38	3,38	
		3	4,32	4,29	4,30	3,06	4,10	3,17	4,01	4,02	3,32	3,75	3,38	3,38	
		4	4,16	4,45	4,32	3,08	4,11	3,17	4,04	4,06	3,33	3,76	3,39	3,39	
	Кореляція ЗКЗ Р із ЗКЗ Грифінга	1	0,62	0,59	0,83 [#]	0,84 [#]	0,83 [#]	0,90 [#]	0,83 [#]	0,87 [#]	0,90 [#]	0,90 [#]	0,94 [#]	0,94 [#]	1,00
		2	0,50	0,54	0,79*	0,82 [#]	0,80 [#]	0,89 [#]	0,89 [#]	0,87 [#]	0,90 [#]	0,90 [#]	0,94 [#]	0,94 [#]	
		3	0,50	0,54	0,79*	0,82 [#]	0,80 [#]	0,89 [#]	0,83 [#]	0,87 [#]	0,90 [#]	0,90 [#]	0,94 [#]	0,94 [#]	
		4	0,49	0,50	0,81 [#]	0,83 [#]	0,81 [#]	0,90 [#]	0,83 [#]	0,87 [#]	0,90 [#]	0,90 [#]	0,94 [#]	0,94 [#]	

розрахованих значень ЗКЗ із еталонними для всіх алгоритмів, при якому кореляція між ними була б статистично достовірною (табл 10). Однак починаючи вже з 44,4% наповнення, всі алгоритми виявляють високу схожість оцінок, при якій ранги сортів повністю співпадають. Дуже висока точність співпадання досягається вже при 55,5% наповнення. При цьому кореляції розрахованих оцінок з еталонними коливаються від 0,80 для набору P_1 до 0,90 для набору P_2 .

Нижчий рівень співпадання розрахованих оцінок ЗКЗ із еталонними для ознаки продуктивності підгонів можна пов'язувати з її меншою варіабільністю в порівнянні з такою для висоти рослин. Так, середні квадратичні відхилення ефектів ЗКЗ продуктивності підгонів в середньому в 2,5 рази менше порівняно з висотою рослин. У цьому разі при одній і тій же випадковій похибці розрахунків статистична точність цілком буде залежати від величини відмінностей генотипів за ефектами ЗКЗ.

Тестування алгоритмів оцінки специфічної комбінаційної здатності при неповних діалельних схемах схрещувань у озимій м'якої пшениці. Наведені в таблиці 11 коефіцієнти кореляції ефектів СКЗ ознаки висоти рослин, отриманих при різному наповненні комбінаційних таблиць, показують вихідну коректність

Таблиця 11

Стандартні відхилення ефектів СКЗ і коефіцієнти кореляції розрахованих ефектів СКЗ із ефектами СКЗ Грифінга при різному наповненні трьох типів матриць розмірністю 9x9

Ознаки	Статистичні параметри	Алгоритми розрахунку	Кількість схрещувань й % наповнення діалельної таблиці					СКЗ по Грифінгу	
			27(33,3%)	36(44,4%)	45(55,5%)	54(66,7%)	63 (77,8%)		72(88,9%)
Висота рослин	Стандартне відхилення	1	3,31	3,18	3,42	3,18	4,00	3,30	3,26
		2	3,36	2,76	2,97	2,94	3,08	3,26	3,26
		3	3,36	2,76	2,97	2,94	3,08	3,26	3,26
		4	3,04	2,76	2,95	2,93	3,08	3,26	3,26
	Кореляція СКЗ P із СКЗ Грифінга	1	0,62 [#]	0,77 [#]	0,70 [#]	0,80 [#]	0,68 [#]	1,00 [#]	1,00
		2	0,73 [#]	0,84 [#]	0,88 [#]	0,90 [#]	0,97 [#]	1,00 [#]	1,00
		3	0,73 [#]	0,84 [#]	0,87 [#]	0,90 [#]	0,97 [#]	1,00 [#]	1,00
		4	0,70 [#]	0,81 [#]	0,89 [#]	0,92 [#]	0,97 [#]	1,00 [#]	1,00
Продуктивність підгонів	Стандартне відхилення	1	4,38	6,85	6,26	7,03	6,94	6,69	6,67
		2	4,29	6,83	6,24	7,03	6,91	6,68	6,68
		3	4,29	6,83	6,24	7,03	6,91	6,68	6,68
		4	4,26	6,82	6,24	7,03	6,91	6,68	6,68
	Кореляція СКЗ P із СКЗ Грифінга	1	0,80 [#]	0,95 [#]	0,95 [#]	0,98 [#]	0,99 [#]	1,00 [#]	1,00
		2	0,73 [#]	0,93 [#]	0,93 [#]	0,98 [#]	0,99 [#]	1,00 [#]	1,00
		3	0,73 [#]	0,93 [#]	0,93 [#]	0,98 [#]	0,99 [#]	1,00 [#]	1,00
		4	0,73 [#]	0,94 [#]	0,93 [#]	0,97 [#]	0,99 [#]	1,00 [#]	1,00

алгоритмів, що підтверджується повним співпаданням їх обчислених значень за даними вихідної матриці (наповнення 88,9%) і за методом Грифінга. Коефіцієнти кореляції розрахованих оцінок СКЗ із їх еталонними величинами в цьому випадку для всіх типів матриць були рівні одиниці. Однак при наповненні комбінаційної таблиці від 33,3% до 77,8% ступінь співпадання розрахованих й еталонних оцінок СКЗ була нижче, ніж за тими самими умовами для ефектів ЗКЗ. Так, найменше значення коефіцієнта кореляції розрахованих значень ЗКЗ за алгоритмом 1 з еталонними становило 0,95 для Р₁ набору при наповненні 33,3%, а при тому ж рівні наповнення матриці кореляція ефектів СКЗ із їх еталонним становила 0,62. Розходження величин кореляцій ЗКЗ і СКЗ із їх еталонними величинами можна пояснити більш низькою варіацією ефектів СКЗ у порівнянні з ефектами ЗКЗ. Так, дані таблиці 10 показують, що мінімальне значення стандартного відхилення ЗКЗ було не нижче 8,0, а для СКЗ його величина за даними таблиці 11 не перевищувала 4,0. Природно, що при деякій постійній випадковій похибці розрахунку кожного з алгоритмів за інших рівних умов величина коефіцієнтів кореляції буде прямо пропорційна величині стандартного відхилення.

На відміну від ЗКЗ розраховані ефекти СКЗ продуктивності підгонів у вихідній матриці (наповнення 88,8%) практично повністю співпадають з їх еталонними оцінками Грифінга, коефіцієнт кореляції між ними дорівнює одиниці (табл. 11). Аналогічні кореляції при обчисленні СКЗ всіма запропонованими алгоритмами коливаються від 0,73 (33,3% наповнення) до 0,99 (77,8% наповнення), указуючи на високе співпадання розрахованих і еталонних оцінок. Ступінь співпадання розрахованих ефектів СКЗ продуктивності підгонів, на відміну від ознаки висоти рослин вище, ніж ефектів ЗКЗ, про що свідчать більш високі кореляції відповідних параметрів. Однак ефекти СКЗ мають і більш високу варіабільність у порівнянні з такими ефектами ЗКЗ, стандартні відхилення СКЗ вищі більш ніж у два рази в порівнянні з аналогічним параметром ЗКЗ.

Також виявлена більш висока точність оцінок ефектів СКЗ продуктивності підгонів в порівнянні з оцінками СКЗ висоти рослин, тому що при всіх рівнях наповнення комбінаційної таблиці коефіцієнти кореляції розрахованих значень СКЗ із еталонними для ознаки продуктивності підгонів були вищі, ніж в ознаки висоти рослин. Відповідно до цього й варіабільність ефектів СКЗ у першому випадку була також більша.

Таким чином, тестування алгоритмів оцінки комбінаційної здатності при неповних діалельних схрещуваннях з різним рівнем наповнення комбінаційних таблиць виявило високий ступінь співпадання розрахованих оцінок ефектів ЗКЗ і СКЗ із їх еталонними значеннями, отриманими за методом Грифінга, що надає право рекомендувати їх для практичного використання. Перевагу при цьому варто віддати алгоритмам 3 й 4, які дозволяють оцінювати комбінаційну здатність у неповних незбалансованих матрицях і не вимагають спеціальних схем схрещувань. Установлено, що рівень співпадання розрахованих оцінок з еталонними є пропорційним величині варіабільності ефектів комбінаційної здатності.

ВИСНОВКИ

Вивчення успадкування кількісних ознак у зв'язку із взаємодією генотип-середовище дозволило формалізувати поняття екологічної пластичності в рамках регресійної моделі кількісної ознаки, розробити експресний метод оцінки цієї властивості без проведення екологічних випробувань і метод генетичного визначення однорідних за умовами екологічних зон, виявити взаємозв'язки між найважливішими показниками еколого-генетичних характеристик генотипів, установити прояв генетичних параметрів кількісних ознак у системі діалельних схрещувань для споріднених видів пшениці й тритикале, а також запропонувати методи їх оцінки при неповних діалельних схрещуваннях без втрати якості одержуваної генетичної інформації. Отримані результати дозволяють зробити наступні висновки.

1. Екологічна пластичність визначається загальною пристосованістю генотипу до умов кліматичної зони і його реакцією їх зміни. Формалізація цього поняття в рамках лінійної регресійної моделі дозволяє здійснювати оцінку цієї властивості з використанням параметрів лінійного рівняння, у якому вільний коефіцієнт відображає загальну пристосованість, а коефіцієнт регресії - реакцію генотипу на умови середовища.
2. На основі виявленого у пшениці генетичного взаємозв'язку між реакцією генотипів на умови середовища і регресією зерно/біомаса, а також збиральним індексом розроблено метод експресної оцінки екологічної пластичності з одного пункту випробування в даній екологічній зоні.
3. Встановлено, що взаємозв'язки між еколого-генетичними параметрами: дисперсією ознаки, ековалентом Вріке, оцінками Плейстеда й Шукли, стабільністю й реакцією на умови середовища Еберхарта й Рассела залежать від екологічної кореляції генотипів у вибірці. Для одержання оцінок параметрів екологічної пластичності незалежно від величини та співвідношення екологічних коефіцієнтів кореляції запропоновано метод головної осі, в основу якого покладено відношення середніх квадратичних відхилень генотипів.
4. Успадкування кількісних ознак у тритикале й у пшениці схожі. Ознаки висоти рослин та її компонентів: довжини 1-го й 2-го верхніх міжвузел, а також довжина колосу контролюються адитивними генами зі стабільним проявом у різних умовах. Для ознак продуктивності: кількості колосків у колосі, кількості зерен з колосу, маси зерен з колосу характерно перевизначення генетичних формул за умовами середовища. Ознака маси 1000 зерен контролюється за адитивним типом незалежно від умов середовища.
5. У тритикале виявлена подібність структури генетичних кореляцій, кореляцій ЗКЗ і СКЗ, тоді як у пшениці така схожість виявляється тільки в окремих випадках, що може бути наслідком різної інтегрованості складових геномів досягнутої у процесі селекції. В той же час для пшениці кореляції генотипові, ЗКЗ і СКЗ у різні роки випробувань відносно більш стабільні, ніж у тритикале.
6. Генетичний аналіз неповних діалельних схрещувань запропонованими алгоритмами з поправками на неврегульованість середніх квадратів дозволяє одержати незміщені оцінки загальної та специфічної комбінаційної здатності з високим

ступенем їх співпадання з їх теоретичними або еталонними значеннями, отриманими методом Грифінга.

7. Дослідження неповних діалельних схем схрещування показали, що для практичного застосування найбільш суттєвими є незбалансовані нерегулярні схеми, що не вимагають спеціального планування експерименту, а алгоритми оцінок комбінаційної здатності для даних схем дають найбільш точні значення.
8. Розроблені ЕОМ-програми для оцінки комбінаційної здатності при неповних схемах діалельних схрещувань дозволяють оперативно проводити розрахунки незважаючи на складність і громіздкість алгоритмів.

СПИСОК ОПУБЛІКОВАНИХ РОБІТ ЗА ТЕМОЮ ДИСЕРТАЦІЇ

1. Дремлюк Г.К., Герасименко В.Ф. Приемы анализа комбинационной способности и ЭВМ-программы для нерегулярных скрещиваний.– М.: Агропромиздат, 1991; Одесса: СГИ, 1992.– 144 с.
Доля участі – 60%. Особистий внесок здобувача: дисертант є співавтором ідеї виконання даної роботи, ним здійснено аналітичні дослідження неповних діалельних схем схрещувань, виконано моделювання різних ситуацій з використанням, написаних дисертантом, ЕОМ-програм, розроблені ЕОМ-програми для оцінки комбінаційної здатності різними методами при неповних діалельних схрещуваннях.
2. Герасименко В.Ф. Конкурентные и экологические зависимости между признаками продуктивности в популяциях озимой мягкой пшеницы // Генетико-цитологические аспекты селекции сельскохозяйственных растений: Сб.научн.тр. / ВСГИ.–Одесса, 1984.–С. 77-84.
3. Герасименко В.Ф., Исаров Л.С. Факторы коррелированности урожайности генотипов озимой пшеницы в экологии // Биология и агротехника зерновых культур в условиях интенсивного производства.–Одесса, 1987.–С. 47-50.
Доля участі – 95%. Особистий внесок: ідея виконання даної роботи, аналітичні дослідження, моделювання ситуацій взаємодії генотип-середовище в популяціях, аналіз отриманих результатів і публікація статті.
4. Герасименко В.Ф. Анализ взаимодействия генотип-среда в связи с приспособленностью // Взаимодействие генотип-среда у растений и его роль в селекции: Сб.научн.тр. / КНИИСХ.–1988.–С. 94-103.
5. Герасименко В.Ф. Предварительная оценка селекционного материала по параметрам экологической пластичности // Сельскохозяйственная биология.–1981.–Т.16, № 6.–С. 938-941.
6. Герасименко В.Ф. Исследование алгоритмов сравнительной оценки генотипов по реакции на среду // Науч.-техн. бюл. / ВСГИ.– 1983.– № 1 (47).– С. 61-65.
7. Герасименко В.Ф. Причины снижения точности оценок параметров экологической пластичности // Цитология и генетика.– 1983.– № 5.– С. 61-65.
8. Герасименко В.Ф. Генетические механизмы экологической пластичности у озимой мягкой пшеницы: Экологическая модель количественного признака и критерии оценки реакции генотипов на среду // Цитология и генетика.–1985.–Т.19, № 5.–С. 359-364.
9. Герасименко В.Ф. Изменчивость параметров экологической пластичности у озимой мягкой пшеницы // Науч.-техн. бюл. / ВСГИ.– 1987.–№ 3 (63)– С. 47-51.

10. Герасименко В.Ф., Исаров Л.С. Связь между эквалентом Врике и параметрами пластичности Эберхарта и Рассела // Науч.-техн. бюл. / ВСГИ.– 1987.– № 3 (65).– С. 66-69.
Доля участі – 95%. Особистий внесок: ідея виконання даної роботи, аналітичні дослідження, моделювання ситуації взаємодії генотип-середовище в популяціях, аналіз отриманих результатів і публікація статті.
11. Герасименко В.Ф. Генетические механизмы экологической пластичности у озимой мягкой пшеницы: Генотип-средовые характеристики параметров экологической пластичности // Цитология и генетика.–1988.–Т. 22, № 1.– С.62-66.
12. Герасименко В.Ф. Генетический сдвиг главных факторов урожайности у озимой пшеницы // Научн.-техн. бюл. ВСГИ.– Одесса, 1988.– № 2 (68).– С. 9-13.
13. Герасименко В.Ф. Ограничения параметрических методов статистического анализа урожая зерна у озимой пшеницы // Науч.-техн. бюл. / ВСГИ.– 1989.– № 3 (73).– С. 42-47.
14. Герасименко В.Ф., Литвиненко Н.А., Абакуменко А.В. Взаимодействие генотип - среда и эффективность отбора на завершающем этапе селекционного процесса озимой мягкой пшеницы // Науч.-техн. бюл. / ВСГИ.– 1990.– Т. 2. (76)– С. 7-11.
Доля участі – 90%. Особистий внесок: ідея виконання даної роботи, опрацювання та узагальнення експериментального матеріалу, підготовка до друку статті.
15. Герасименко В.Ф., Нефедов А.В. Изучение соотношений различных параметров оценки взаимодействия генотип среда // Науч.-техн. бюл. / ВСГИ.– 1990.– № 3 (77).– С. 35-37.
Доля участі – 95%. Особистий внесок: ідея виконання даної роботи, розробка ЕОМ-програми оцінки генетико-статистичних параметрів, опрацювання та узагальнення експериментального матеріалу і публікація даної статті.
16. Герасименко В.Ф. Факторы генетической специфичности параметров экологической пластичности // Цитология и генетика.– 1991.–Т. 25, № 1– С. 30-35.
17. Герасименко В.Ф., Драгавцев В.А., Нефедов А.В. Оценки компонентов взаимодействия генотип-среда в дисперсионном анализе // Науч.-техн. бюл. / ВСГИ.– 1991.– № 2 (79).– С. 36-39.
Доля участі – 90%. Особистий внесок: ідея виконання даної роботи, розробка ЕОМ-програми оцінки генетико-статистичних параметрів, опрацювання та узагальнення експериментального матеріалу і публікація даної статті.
18. Корлюк С.С., Герасименко В.П., Бондар Л.П. Ретроспективний генетичний аналіз висоти рослини в наборі сортів озимої пшениці // Аграрний вісник Причорномор'я: Зб. наук. праць / ОДСГІ.–Одеса, 1999.–Вип. 3 (6).–С.410-416.
Доля участі – 80%. Особистий внесок: ідея виконання даної роботи, планування експериментів, за ЕОМ-програмами, створеними дисертантом, здійснено генетико-статистичний обрахунок експериментальних даних, за його участю підготовлена наукова стаття.
19. Бондар Л.П., Корлюк С.С., Герасименко В.П. Генетичний аналіз довжини колосу у озимої м'якої пшениці // Аграрний вісник Причорномор'я: Зб. наук. праць / ОДСГІ.–Одеса, 2001.–Вип.12.–С.4-9.
Доля участі – 80%. Особистий внесок: ідея виконання даної роботи, планування експериментів, за ЕОМ-програмами, створеними дисертантом, здійснено генетико-статистичний обрахунок експериментальних даних, за його участю підготовлена наукова стаття.
20. Бондар Л.П., Корлюк С.С., Герасименко В.П. Успадкування числа колосків з головного колосу у сортів озимої м'якої пшениці різних років створення // Аг-

рарний вісник Причорномор'я: Зб. наук. праць / ОДСГІ.–Одеса, 2001.–Вип. 4 (14).–С. 17-22.

Доля участі – 80%. Особистий внесок: ідея виконання даної роботи, планування експериментів, за ЕОМ-програмами, створеними дисертантом, здійснено генетико-статистичний обрахунок експериментальних даних, за його участю підготовлена наукова стаття.

21. *Крайнов О.О., Корлюк С.С., Герасименко В.П.* Успадкування маси 1000 зерен в озимого тритикале // Аграрний Вісник Причорномор'я: Зб. наук. праць / ОДСГІ.–Одеса, 2001.–Вип.12.–С.19-25.

Доля участі – 80%. Особистий внесок: ідея виконання даної роботи, планування експериментів, за ЕОМ-програмами, створеними дисертантом, здійснено генетико-статистичний обрахунок експериментальних даних, за його участю підготовлена наукова стаття.

22. *Бондар Л.П., Корлюк С.С., Герасименко В.П.* Кореляційні зв'язки між господарськими ознаками озимої м'якої пшениці // Аграрний вісник Причорномор'я: Зб. наук. праць / ОДАУ.–Одеса, 2002.–Вип.18.–С.4-8.

Доля участі – 80%. Особистий внесок: ідея виконання даної роботи, планування експериментів, за ЕОМ-програмами, створеними дисертантом, здійснено генетико-статистичний обрахунок експериментальних даних, за його участю підготовлена наукова стаття.

23. *Корлюк С.С., Крайнов О.О., Пильнєв В.М., Герасименко В.П.* Кореляції господарських і біологічних ознак та їх варіювання в різних морфотипів озимого тритикале // Аграрний вісник Причорномор'я: Зб. наук. праць / ОДАУ.–Одеса, 2002.–Вип.18.–С.9-14.

Доля участі – 80%. Особистий внесок: ідея виконання даної роботи, планування експериментів, за ЕОМ-програмами, створеними дисертантом, здійснено генетико-статистичний обрахунок експериментальних даних, за його участю підготовлена наукова стаття.

24. *Корлюк С.С., Герасименко В.П., Бондар Л.П.* Взаємодія генотип x середовище господарських ознак у м'якої пшениці // Аграрний вісник Причорномор'я: Зб. наук. праць / ОДАУ.–Одеса, 2003.–Вып. 22, ч. 4.–С.659-665.

Доля участі – 80%. Особистий внесок: ідея виконання даної роботи, планування експериментів, за ЕОМ-програмами, створеними дисертантом, здійснено генетико-статистичний обрахунок експериментальних даних, за його участю підготовлена наукова стаття.

25. *Герасименко В.П.* Оцінка взаємодії генетичних факторів з умовами зовнішнього середовища у дев'яти сортів тритикале дисперсійним та кореляційним методами випробувань // Аграрний вісник Причорномор'я: Зб. наук. праць / ОДАУ.–Одеса, 2004.–Вып. 3, ч.2.–С.161-166.

26. *Герасименко В.П.* Стабільність генетичних параметрів у озимих пшениці і тритикале в різні роки випробувань // Аграрний вісник Причорномор'я: Зб. наук. праць / ОДАУ.–Одеса, 2005.–Вып. 31.–С.179-183.

27. *Пулатов М., Дремлюк Г.К., Герасименко В.Ф.* Оценки исходного материала по комбинационной способности в нерегулярных контролируемых скрещиваниях: Метод. Рекомендации.– Ташкент.– 1992.– 16 с.

Доля участі – 50%. Особистий внесок: обрахунки експериментальних даних здійснені за розробленими дисертантом ЕОМ-програмами, за його участю узагальнені результати та здійснена публікація.

28. *Герасименко В.Ф.* Генотипическая специфика поведения урожая пшеницы в экологии. // Экологическая генетика растений и животных.– Кишинев: Штиинца, 1981.– С. 181-182.

29. *Герасименко В.Ф.* Исследование взаимодействия генотип-среда в связи с

екологічної пластичністю сортів озимої м'якої пшениці. // Теоретическіе і прикладні аспекти селекції і семеноводства пшениці, ржи, ячменя і тритикале: Сб.научн.тр. / ВСГІ.–Одесса, 1981.–С. 150.

30. Герасименко В.Ф. Сравнительный анализ методов экологической пластичности. // Биологические аспекты изучения и рационального использования животного и растительного мира.– Рига, 1981.– С.22-23.

31. Герасименко В.Ф. Эколого-генетическая модель реализации адаптивности в онтогенезе // Управление генетической изменчивостью сельскохозяйственных растений (тезисы докладов международного симпозиума).– Ялта.– 1981.–С. 9.

32. Герасименко В.Ф. Влияние генотипической конкуренции на выражение признаков у озимой мягкой пшеницы в связи с отбором // Экологическая генетика растений и животных.– Кишинев: Штиинца, 1984.– С. 207-208.

33. Герасименко В., Исаров Л. Приспособленность и реакция генотипов на среду трех генотипов озимой мягкой пшеницы // Теоретические и прикладные аспекты селекції і семеноводства пшениці, ячменя і тритикале.– Прага-Рузыне: НИИР.– 1986.– С. 280.

Доля участі – 95%. Особистий внесок: ідея виконання даної роботи, аналітичні дослідження, моделювання ситуацій взаємодії генотип-середовище в популяціях, аналіз отриманих результатів і публікація тез.

34. Герасименко В.Ф., Исаров Л.С. Исследование информативности параметров экологической пластичности // Экологическая генетика растений и животных / Тезисы докладов III Всесоюзной конференции.– Кишинев: Штиинца, 1987.– С. 238-239.

Доля участі – 95%. Особистий внесок: ідея виконання даної роботи, аналітичні дослідження, моделювання ситуацій взаємодії генотип-середовище в популяціях, аналіз отриманих результатів і публікація тез.

35. Герасименко В.Ф. Модель реализации приспособленности в процессе онтогенетического развития // Тезисы докладов научной конференции.– Тверь.– 1991.– С. 8.

36. Bondar L.F., Gerasimenko V.F. Genetic analysis of some quantitative traits of winter soft wheat varieties developed in different years // Conf. on Genetics and Molecular Biology for students and young scientists devoted to 100 th anniversary of genetics.– Lviv (Ukraine), 2000.– P. 92.

Доля участі – 80%. Особистий внесок: ідея виконання даної роботи, планування експериментів, за ЕОМ-програмами, створеними дисертантом, здійснено генетико-статистичний обрахунок експериментальних даних, за його участю підготовлено тези.

37. Бондар Л.П., Корлюк С.С., Герасименко В.П. Генетичний аналіз кількісних ознак у сортів озимої пшениці // Тези доповідей VII конференції молодих вчених: Проблеми фізіології рослин і генетики на рубежі третього тисячоліття.– К., 2000.– С. 92.

Доля участі – 80%. Особистий внесок: ідея виконання даної роботи, планування експериментів, за ЕОМ-програмами, створеними дисертантом, здійснено генетико-статистичний обрахунок експериментальних даних, за його участю підготовлено тези.

38. Крайнов О.А., Корлюк С.С., Герасименко В.Ф. Наследование и генетический анализ количественных признаков у озимого тритикале // Тези доповідей VII конференції молодих вчених: Проблеми фізіології рослин і генетики на рубежі тре-

тього тисячоліття.– К., 2000.– С. 98.

Доля участі – 80%. Особистий внесок: ідея виконання даної роботи, планування експериментів, за ЕОМ-програмами, створеними дисертантом, здійснено генетико-статистичний обрахунок експериментальних даних, за його участю підготовлено тези.

39. **Бондарь Л.Ф., Герасименко В.Ф.** Изучение наследования количественных признаков в диаллельных скрещиваниях озимой пшеницы // Материалы научной конференции: Памяти Грегора Менделя.– М.: МСХА, 2001.– С. 19– 20.

Доля участі – 80%. Особистий внесок: ідея виконання даної роботи, планування експериментів, за ЕОМ-програмами, створеними дисертантом, здійснено генетико-статистичний обрахунок експериментальних даних, за його участю підготовлено тези.

40. **Бондарь Л.Ф., Герасименко В.Ф., Корлюк С.С.** Изучение комбинационной способности отдельных признаков продуктивности у озимой пшеницы // Материалы научной генетической конф., посвящ. 100-летию со дня рождения А.Р. Жебрака и 70-летию образования кафедр генетики в Московской сельскохозяйственной академии им. К.А. Тимирязева.– М.: Изд. МСХА, 2002.– С. 45– 46.

Доля участі – 80%. Особистий внесок: ідея виконання даної роботи, планування експериментів, за ЕОМ-програмами, створеними дисертантом, здійснено генетико-статистичний обрахунок експериментальних даних, за його участю підготовлено тези.

41. **Крайнов О.А., Герасименко В.Ф., Корлюк С.С.** Изменчивость комбинационной способности сортов озимого тритикале в условиях юга Украины // Материалы науч. генетической конф., посвящ. 100-летию со дня рождения А.Р. Жебрака и 70-летию образования кафедры генетики в МСХА им. К.А. Тимирязева.– М.: Изд. МСХА, 2002.– С. 183-185.

Доля участі – 80%. Особистий внесок: ідея виконання даної роботи, планування експериментів, за ЕОМ-програмами, створеними дисертантом, здійснено генетико-статистичний обрахунок експериментальних даних, за його участю підготовлено тези.

42. **Бондарь Л.Ф., Пыльнев В.М., Корлюк С.С., Герасименко В.Ф., Крайнов О.А.** Ретроспективный генетический анализ сортов озимой мягкой пшеницы степи Украины // Материалы конференции посвященной 100-летию научной селекции в России.– М.: МСХА, 2003.– С. 32-33.

Доля участі – 80%. Особистий внесок: ідея виконання даної роботи, планування експериментів, за ЕОМ-програмами, створеними дисертантом, здійснено генетико-статистичний обрахунок експериментальних даних, за його участю підготовлено тези.

43. **Корлюк С.С., Крайнов О.А., Пыльнев В.М., Герасименко В.Ф.** Путевой анализ зерновой продуктивности у гексаплоидных тритикале разного типа использования // Материалы 2-й конференции московского общества генетиков и селекционеров им. Н.И. Вавилова “Актуальные проблемы генетики” посвященной 115-летию со дня рождения Н.И. Вавилова.– М.: Изд. МСХА, 2003.– С. 104-105.

Доля участі – 50%. Особистий внесок: ідея виконання даної роботи, планування експериментів, за ЕОМ-програмами, створеними дисертантом, здійснено генетико-статистичний обрахунок експериментальних даних, за його участю підготовлено тези.

Герасименко В.П. Генетичний аналіз кількісних ознак у зв'язку із взаємодією генотип-середовище у озимих тритикале і пшениці. – рукопис.

Дисертація на здобуття вченого наукового ступеня доктора біологічних наук за спеціальністю 03.00.15-генетика. – Селекційно-генетичний інститут – Національний центр насіннезнавства та сортівивчення УААН, м. Одеса, 2006.

Показано, що екологічна пластичність визначається загальною пристосованістю генотипу до умов кліматичної зони і реакцією на їх зміни. Створено метод її експресної оцінки та генетичного визначення однорідності кліматичних умов. Встановлено, що взаємозв'язки між дисперсією ознаки, ековалентом, стабільністю й реакцією на умови середовища залежать від екологічної кореляції генотипів у вибірці. Відзначена схожість генетичного контролю кількісних ознак у тритикале й у пшениці. У тритикале виявлено подібність структури генотипових кореляцій, ЗКЗ і СКЗ, тоді як у пшениці така схожість виявлялась тільки в окремих випадках, що може бути наслідком різної інтегрованості складових геномів досягнутої в процесі селекції. Дослідження неповних діалельних схем показали, що для практичного використання найбільш прийнятними є незбалансовані нерегулярні схеми, що не вимагають спеціального планування експерименту, а розроблені алгоритми оцінок комбінаційної здатності для даних схем дають найбільш точні значення. Створені ЕОМ-програми для використання пропонованих алгоритмів.

Ключові слова. Генетика, кількісні ознаки, середовище, озимі тритикале, пшениця, оцінки комбінаційної здатності.

Герасименко В.Ф. Генетический анализ количественных признаков в связи со взаимодействием генотип-среда у озимых тритикале и пшеницы. –рукопись.

Диссертация на соискание ученой степени доктора биологических наук по специальности 03.00.15 – генетика. – Селекционно-генетический институт – национальный центр семеноводства и сортоизучения, Одесса, 2006.

В диссертации на основании всестороннего критического анализа источников литературы, а также серии экспериментов изучены проблемы генетического анализа количественных признаков, взаимодействия генотип-среда и методов оценки параметров пластичности и стабильности. В частности показано, что методы Wrike, Plasted и Shukla дают абсолютно идентичные дисперсии взаимодействия генотип-среда, а их применение целесообразно в комплексе с другими методами оценок эколого-генетических параметров. Аналитически и экспериментально исследовано соотношение между критериями эколого-генетической специфичности: эковалентом Wrike (W), стабильностью (Sd^2), реакцией на среду (b) и Рассела и дисперсией признака (s^2). Впервые показано, что зависимость между ними и ее тип определяется величиной и соотношением коэффициентов корреляции между генотипами. В связи с этим в работе предложен метод главной оси для оценки реакции генотипов на условия среды, позволяющий получить точные оценки независимо от их величины.

На основе формализованного биологического понимания экологической пластичности в терминах регрессионной модели количественного признака. проведено исследование механизмов ее проявления. В частности, показано, что изменение адаптивности генотипа после переноса из одной климатической зоны в другую сопровождается изменением параметра общей приспособленности, а реакция на индекс условий среды имеет стабильное выражение независимо от варьирования климатических условий. На основании выявленных закономерностей предложен метод определения однородных эколого-генетических зон, для которых количество экологических испытаний сводится к минимуму. Применение данного

метода на территории Украины позволило установить наличие двух эколого-генетических зон. Исследованием механизмов экологической пластичности выявлено, что реакция генотипа на индекс условий среды практически полностью детерминируется регрессией зерно/биомасса и, как следствие, уборочным индексом, что позволило разработать метод экспрессной оценки экологической пластичности, позволяющий проводить оценки ее параметров по данным одного пункта испытания.

В результате изучения наследования количественных признаков путем диаллельного анализа в разных условиях среды у озимых тритикале и пшеницы для обеих культур выявлены сходные типы действия генов, однако у тритикале генетические формулы признаков имеют более стабильное проявление в меняющихся условиях среды. Для тритикале характерно сходство в структуре генотипических корреляций, корреляций ОКС и СКС, тогда как у пшеницы такое сходство проявляется только в частных случаях, что может быть следствием разной интегрированности составляющих геномов, достигнутой в процессе селекции.

Предложены принципиально новые методы оценки комбинационной способности для анализа различных схем неполных диаллельных скрещиваний, которые дают несмещенные оценки генетических параметров в отличие от существующих методов. Показано, что предложенные алгоритмы дают высокий уровень совпадения рассчитанных по ним эффектов общей и специфической комбинационной способности с их эталонными оценками рассчитанными по методу Гриффинга уже при наполнении комбинационной таблицы 44.4%. Коэффициент корреляции между ними в зависимости от изучаемого признака колебался от 0.77 до 0.98, а при более высоких уровнях наполнения комбинационной таблицы приближался к единице. На величину коэффициента корреляции оказывала влияние варибельность эффектов комбинационной способности. Чем она была выше, тем более высоким было совпадение расчетных и эталонных оценок. Для данных алгоритмов разработаны ЭВМ-программы.

Ключевые слова. Генетика, количественные признаки, стабильность, экологическая пластичность, среда, неполные схемы скрещиваний, озимая тритикале, озимая пшеница, оценки комбинационной способности.

Gerasimenko V.Ph. Genetic analysis of quantitative traits in connection with genotype-environment interaction in winter triticale and wheat. Manuscript.

The thesis for scientific degree of Doctor of Biology on speciality 03.00.15 – genetic. – Plant Breeding and genetics Institute – National Centre of Seed and Cultivar Investigation of UAAS, Odesa – 2006.

It was shown that ecological plasticity was formed with general adaptation of genotype to the environment of climatic zone and with reaction to their alteration. It was established that interrelations between trait variance, ecovalent, stability and reaction to environment were dependent on ecological correlation of genotypes in the set. The Likeness of quantitative traits genetic control was ascertained in triticale and wheat. The similarity of genetic correlation structure, GCA and SCA was revealed in triticale, whilst that similarity did rather rare in wheat as the consequence of different integration of subgenomes attained by breeding. Investigations of incomplete diallele schemes showed

that disbalanced irregular schemes were the most useful for the practical utilization. They did not demand the special planning of experiments and developed algorithms of combining ability evaluation gave the most exact values for those schemes. The ECM-programmes were worked out for the utalization of proposed algorithms.

Key words. Genetics, quantitative traits, environment, winter triticales and wheat, estimation of combining ability.