

**На правах рукописи**

**НГУЕН Тхань Туан**

**ПОДБОР ПАР ДЛЯ ГИБРИДИЗАЦИИ ЯРОВОЙ ПШЕНИЦЫ  
НА ОСНОВЕ МОРФОФИЗИОЛОГИЧЕСКОГО И  
БИОМЕТРИКО-ГЕНЕТИЧЕСКОГО МЕТОДОВ**

**Специальность 06.01.05 – Селекция и семеноводство  
сельскохозяйственных растений  
03.02.07 – Генетика**

**АВТОРЕФЕРАТ**

**диссертации на соискание ученой степени  
кандидата биологических наук**

**Москва – 2010**

**Диссертационная работа выполнена на кафедре селекции  
и семеноводства полевых культур Российского государственного  
аграрного университета – МСХА имени К.А. Тимирязева**

**Научные руководители:**

доктор биологических наук, профессор **А.В. Смиряев**  
кандидат сельскохозяйственных наук, доцент **С.С. Баженова**

**Официальные оппоненты:**

доктор сельскохозяйственных наук, член-корреспондент РАСХН,  
профессор **А.М. Медведев**

кандидат биологических наук **А.А. Николаев**

**Ведущая организация:** Московский НИИСХ «Немчиновка»

Защита состоится “ 23 ” декабря 2010 г. в 15 часов на заседании диссертационного совета Д.220.043.10 при Российском государственном аграрном университете – МСХА имени К.А. Тимирязева, по адресу: 127550, г. Москва, ул. Тимирязевская, 49. Ученый совет РГАУ-МСХА имени К.А. Тимирязева. Факс: (499)9762492

С диссертацией можно ознакомиться в Центральной научной библиотеке Н.Н. Железнова РГАУ – МСХА имени К.А. Тимирязева.

Автореферат разослан “ 19 ” ноября 2010 г.  
и размещен на сайте <http://www.timacad.ru>

Ученый секретарь  
диссертационного совета  
кандидат биологических наук

**Л.С. Большакова**

## ОБЩАЯ ХАРАКТЕРИСТИКА РАБОТЫ

**Актуальность работы** обусловлена низкой надежностью методов подбора пар для гибридизации в селекции зерновых культур и необходимостью совершенствования методики полевых селекционно-генетических экспериментов.

**Цель работы:** экспериментальная оценка эффективности различных методов подбора пар в селекции зерновых культур.

Для достижения поставленной цели необходимо решить следующие задачи:

- селекционная проработка семей  $F_2$ ,  $F_3$ ,  $F_4$ , полученных в модельном опыте диаллельного скрещивания 6 родительских форм мягкой яровой пшеницы;

- анализ генетической дивергенции в семьях по хозяйственно ценным признакам;

- экспериментальная оценка по модельным данным эффективности новых морфофизиологического и биометрико-генетического методов подбора пар, а также традиционного метода, основанного на продуктивности родительских форм.

- разработка и применение метода оптимизации объема выборки растений, измеряемых на делянке в полевых сравнительных испытаниях, на примере расщепляющихся популяций (семей  $F_2$ ,  $F_3$ ,  $F_4$ ) мягкой яровой пшеницы.

### **Научная новизна и практическая значимость:**

- впервые на основе селекционно-генетических опытов оценена эффективность новых методов (морфофизиологического и биометрико-генетического) для подбора родительских пар на примере мягкой яровой пшеницы;

- впервые разработана и проверена на мягкой яровой пшенице модификация биометрико-генетической методики оптимизации объема выборки растений, измеряемых на делянке в полевых испытаниях, для сравнения расщепляющихся популяций по дисперсиям количественного признака.

**Апробация работы.** Основные материалы диссертации были представлены на Международной научной конференции молодых ученых и специалистов (РГАУ – МСХА имени К.А. Тимирязева, 2010), на Международной научно-практической конференции «Вавиловские чтения – 2010» (Саратов, 2010), на межкафедральных семинарах в РГАУ – МСХА имени К.А. Тимирязева (2009, 2010).

**Публикации.** По материалам диссертации опубликовано 5 печатных

работ, в т.ч. 2 – в журнале «Известия ТСХА».

**Структура и объем диссертации.** Диссертация состоит из введения, обзора литературы, целей и задач, материалов и методик исследования, результатов и их обсуждения, выводов, методических рекомендаций, библиографического списка и предложений. Диссертационная работа изложена на 122 страницах машинописного текста, включает 21 таблиц, 6 рисунков и 7 приложений. Библиографический список включает 230 источников, из них 75 на иностранном языке.

## **МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДИКА ИССЛЕДОВАНИЙ**

Настоящая работа выполнена на кафедре селекции и семеноводства полевых культур Российского государственного аграрного университета – МСХА имени К.А. Тимирязева в 2008 – 2010 гг.

В качестве экспериментального материала в работе использовали 6 родительских форм мягкой яровой пшеницы из коллекции системы ВИР имени Н.И. Вавилова: 1) к 58152, 2) Сибирская 3, 3) РГ 81220, 4) Planet, 5) st Mercheisto, 6) SV Sonett и 15 гибридных комбинаций диаллельного скрещивания между этими родительскими формами: F<sub>2</sub> (2008), F<sub>3</sub> (2009) и F<sub>4</sub> (2010).

При изучении влияния числа растений, измеренных на каждой делянке, в анализе участвовали дополнительно две расщепляющиеся популяции F<sub>2</sub>, F<sub>3</sub>, F<sub>4</sub>. То есть общее число форм в этом случае было – 17.

Опыты проводили на полях лаборатории селекции и семеноводства полевых культур РГАУ – МСХА имени К.А. Тимирязева. Посев родительских форм и популяций был проведен вручную, по 20 зерен в каждом из пяти учетных и двух защитных рядков делянки, по схеме рандомизированных блоков. Размер делянки: 1м×1,26м. Посев проводили поперёк полосы шириной 1м с междурядьями 18см, между соседними делянками расстояния 36см, межполосная дорожка – 50см. Повторность опыта – 3-кратная. Каждая родительская форма и гибридная популяция представлена в повторении делянкой, на которой измеряли значения 8 признаков – элементов структуры урожайности у 20-30 растений. Это высота растения (далее признак имеет номер 1), длина колосового стержня главного колоса (2), продуктивная кустистость (3), число продуктивных колосков главного колоса (4), число зерен главного колоса (5), масса зерна главного колоса (6), число зерен боковых колосьев (7), масса зерна боковых колосьев (8). Кроме того, анализировали три расчетных признака: число зерен с растения (9), масса зерна с растения (10), масса 1000 зерен (11).

Для определения морфофизиологических показателей: массы побега в

фазу полного формирования зерна и коэффициента использования массы побега, в отдельном опыте высевали родительские формы на делянках 1,5 м<sup>2</sup>. Повторность трехкратная, расположение вариантов (форм) рандомизированное. Посев кассетной сеялкой СКС-6-10 с нормой 5,5 млн. всхожих семян на га. Делянка шестирядковая. По периметру делянки выделялась защитная зона 20 см (краевые рядки и растения на торцах делянки), исключенная из учета.

Уборку производили вручную. Растения выдергивали с корнями в фазу полной спелости, защитные и учетные рядки убирали отдельно.

Всего за 3 года проведено 48000 измерений признаков.

## 1. Принцип оценки эффективности методов подбора родительских пар

**Первый метод** – один из традиционно применяемых в селекции, когда для скрещивания подбирают 2 родительские формы с наиболее высоким  $(P_1+P_2)/2$  – средним выражением хозяйственно ценного признака. Далее в работе этот метод называется классическим.

**Второй метод** – морфофизиологический, предложенный Ю.Б. Коноваловым (Коновалов, 2002; Коновалов и др., 1990). В методе предлагается использовать не признаки и свойства сортов, а **П** – показатель продукционного процесса (показатель взаимного дополнения физиологических процессов двух родительских сортов при формировании продуктивности растений).

**Третий метод** – биометрико-генетический, предложенный А.В. Смиряевым (Смиряев, 2008; Смиряев, Пыльнев, 2008). Для получения максимального генетического разнообразия в расщепляющейся популяции потомства предлагается подбирать сорта с максимально несходной формой реакции ростового количественного признака, оцененной в экологических градиентах и онтогенезе. Показатель несходства формы реакции пар родителей далее обозначен **Н**.

С помощью  $r$  – коэффициента корреляции показатели  $(P_1+P_2)/2$ , **П** и **Н** пар родителей сопоставляли с характеристиками количественных признаков в гибридных популяциях  $F_2$ ,  $F_3$  и  $F_4$ . В качестве таких характеристик выступали  $m$  – среднее значение признака и  $\sqrt{D}$  – среднеквадратическое отклонение, характеризующее реальное генетическое разнообразие признака в тех же гибридных популяциях.

Например, оценивали  $r$  – коэффициент корреляции показателя **П** у пар родительских форм, во-первых, с  $m$  – средними значениями продуктивности главного колоса в их гибридных популяциях  $F_2$ ,  $F_3$  и  $F_4$ , во-вторых – с показателем  $m+1,76\times\sqrt{D}$  в них. Последний показатель оценивает среднее значение продуктивности колоса в 10%-ной доле растений, лучших по этому

показателю, в каждой гибридной популяции. Подобные корреляции оценивали также для остальных 10 количественных признаков.

Ранее удалось установить связь между несходством сортов озимой пшеницы по форме реакции и их аллельным несходством (Смиряев, Пыльнев, Тао Юн-Шен, 1997). В последствии с помощью этого метода было оценено парное несходство генотипов (**H**) у 6 родительских форм яровой пшеницы, использованных в настоящем исследовании (Смиряев, Пыльнев, 2008). В соответствии с биометрико-генетическим методом (Смиряев, 2008) для прогноза генотипического разнообразия в 15-ти популяциях F<sub>2</sub>, F<sub>3</sub> и F<sub>4</sub> яровой пшеницы в нашем исследовании использованы эти значения показателя **H**. Прямую оценку генотипической изменчивости каждой популяции по каждому признаку проводили на основе показателя  $\sqrt{D}$  – среднего квадратического отклонения признака в популяции F<sub>2</sub> и, отдельно, в F<sub>3</sub> и F<sub>4</sub>. Окончательно оценивали *r* между показателем **H** и  $\sqrt{D}$  в F<sub>2</sub>, F<sub>3</sub> и F<sub>4</sub>.

Для оценки генотипических корреляций (*r<sub>g</sub>*) по фенотипическим (*r<sub>p</sub>*) использована известная формула (Рокицкий, 1973):

$$r_p = H_x H_y r_g + e_x e_y r_e,$$

где *r<sub>e</sub>* – средовая корреляция;  $H = \sqrt{H^2}$ , т.е. корень из коэффициента наследуемости в широком смысле;  $e = \sqrt{1 - H^2}$ .

Для проверки статистической значимости различий двух оценок корреляций (*r<sub>1</sub>* и *r<sub>2</sub>*) использован известный критерий (Закс, 1976):

$$\check{z} = \frac{|z_1 - z_2|}{\sqrt{\left(\frac{1}{n_1 - 3} + \frac{1}{n_2 - 3}\right)}},$$

где *n<sub>1</sub>* и *n<sub>2</sub>* – объемы выборок, использованных при оценивании *r<sub>1</sub>* и *r<sub>2</sub>*;  
*z<sub>1</sub>* и *z<sub>2</sub>* – z-преобразования коэффициентов корреляции *r<sub>1</sub>* и *r<sub>2</sub>*, которые рассчитывают по формуле:

$$z = \frac{1}{2} \ln \frac{1+r}{1-r}.$$

Если  $\check{z} > t_{\text{табл.}}$ , то *r<sub>1</sub>* и *r<sub>2</sub>* значимо различаются.

## **2. Влияние объема выборки растений на точность сравнения генотипов в полевом опыте**

Ранее была разработана и проверена на тритикале методика оценки влияния размера выборки (*m*) растений, измеренных на каждой делянке, на

относительную точность сравнения средних значений признака у генотипов в полевом опыте (Комарова, Смирязев, Пыльнев, 2007). Нами разработана модификация этой методики для сравнения дисперсий (**D**) признака как меры генетического разнообразия сравниваемых популяций (Нгуен и др., 2010).

Методика основана на оценке параметра ошибки сравнительного опыта при любом конкретном значении  $m$  растений, измеренных на делянке:

$$K = \sqrt{\frac{SI^2_{\text{ош}}(m)}{SI^2_{\text{ош}}(30)}},$$

Формула дана для случая измерения 30 случайно отобранных растений на каждой делянке опыта, т.е. 30–опорное число растений. В ней  $SI^2_{\text{ош}}(30)$  – средний квадрат ошибки опыта ( $MS$  остатка), взятый из таблицы дисперсионного анализа.  $SI^2_{\text{ош}}(m)$  – также средний квадрат ошибки опыта, но прогнозируемый по специальным формулам при любом числе ( $m$ ) растений, измеренных на делянке. Для случаев сравнения средних значений признака параметр  $K$  далее имеет обозначение  $K_{\text{ср}}$ , для сравнения дисперсий признака –  $K_D$ .

Квадратный корень используется в показателе  $K$ , т.к. в НСР для сравнения вариантов опыта входит именно корень из  $SI^2_{\text{ош}}$ . Тогда увеличение числа  $m$  вызывает снижение параметра ошибки  $K$ , что означает увеличение точности опыта, и наоборот.

Средний квадрат ошибки ( $SI^2_{\text{ош}}$ ), который определяет НСР для парного сравнения форм, можно разложить на компоненты:

$$SI^2_{\text{ош}}(30) = S^2_{\infty} + S^2(30), \quad (1)$$

где  $S^2_{\infty}$  - дисперсия ошибки для теоретического большого числа растений, измеренных на каждой делянке. Она обусловлена пестротой почвенного плодородия опытного поля. Предполагается, что на  $S^2_{\infty}$ , мы влиять не можем. Второе слагаемое в правой части формулы (1) – дополнительная дисперсия ошибки выборочности, возникающая из-за ограниченного объема выборки растений  $m$ , измеренных на делянке (в данном случае  $m=30$ ). Из формулы (1) следует:

$$S^2_{\infty} = SI^2_{\text{ош}}(30) - S^2(30), \quad (2)$$

Обозначим через  $SI^2_{\text{ош}}(m)$  – прогнозируемый средний квадрат той же ошибки, но для  $m$  – любого заданного числа измеряемых растений. В случае сравнения средних значений признака в опыте параметр  $SI^2_{\text{ош}}(m)$  вычисляется по формуле:

$$SI_{\text{ош}}^2(m) = S_{\infty}^2 + \frac{S^2(30) \times 30}{m}, \quad (3)$$

Если значение параметра ошибки  $0,9 \leq K \leq 1,1$ , то считается, что измерение объема выборки ( $m$ ) по отношению к опорному числу  $m=30$  не влияет существенно на относительную точность сравнительной оценки образцов в опыте. В противном случае ( $K > 1,1$ ) снижение объема  $m$  не желательно. Если же  $K < 0,9$  – точность сравнения образцов при увеличении  $m$  повысится существенно (НСР сократится минимум на 10%).

В модификации метода для парного сравнения дисперсий признака у 17 гибридных популяций использована формула дисперсий ошибки выборочной оценки  $D$  из справочника Ллойда и Ледермана (1989):  $2D^2/(m-1)$ .

Для усреднения дисперсий ошибки выборочности растений по 51 ( $17 \times 3$  повторения) делянке с гибридными популяциями  $F_2$ ,  $F_3$  или  $F_4$  использована формула:

$$S^2(m) = \frac{\sum_1^{17 \text{ генотипов}} \sum_1^{3 \text{ повт.}} [2D_i^2 / (m-1)]}{17_{\text{генотипов}} \times 3_{\text{повт.}}}, \quad (4)$$

где  $D_i$  – дисперсия признака на  $i$ -ой гибридной делянке опыта при оценке ее по  $m$  растениям.

Тогда:

$$K_D = \sqrt{\frac{SI_{\text{ош}}^2(m)}{SI_{\text{ош}}^2(30)}} = \sqrt{\frac{S_{\infty}^2 + S^2(m)}{SI_{\text{ош}}^2(30)}}, \quad (5)$$

где  $S_{\infty}^2$  – теоретическая дисперсия ошибки оценки  $D$  при очень большом числе растений, измеренных на одной делянке, полученная на основе опытных данных по формуле (2).

Для последующих расчетов зависимости параметра ошибки  $K$  от объема выборки понадобилась так же формула  $K$  для очень большого числа  $m$  растений по сравнению с опорным числом, например 30. Из формул (3), (5) следует:

$$K_D(m \rightarrow \infty) = \sqrt{\frac{S_{\infty}^2}{SI_{\text{ош}}^2(30)}}. \text{ Аналогичная формула справедлива для } K_{\text{ср}}(m \rightarrow \infty).$$

## РЕЗУЛЬТАТЫ И ИХ ОБСУЖДЕНИЕ

### 1. Экспериментальная оценка эффективности трех методов подбора родительских форм в селекции яровой пшеницы

В таблице 1 представлены коэффициенты корреляции для популяций  $F_2$ ,



F<sub>3</sub> и F<sub>4</sub> по всем 11 признакам (номера признаков из раздела «материалы и методика исследований») для трех методов подбора родительских пар. Из данных таблицы 1 видно, что для большинства признаков коэффициенты корреляции *m* – средних значений признаков в популяциях F<sub>2</sub>, F<sub>3</sub> и F<sub>4</sub> со средними значениями тех же признаков у двух родителей [(P<sub>1</sub>+P<sub>2</sub>)/2] – достоверно положительны, т.е. первый метод подбора родительских форм выглядит надежным.

Таблица 1

Коэффициент корреляции ( $r \times 100$ )  $m$  - средних значений каждого признака в популяциях  $F_2$  (2008),  $F_3$  (2009) и  $F_4$  (2010) с  $(P_1+P_2)/2$  – средними значениями признаков двух родителей

Признак	1-й метод – $r \times 100$ $(P_1+P_2)/2$ с $m$			2-ой метод – $r \times 100$ $\Pi$ с $m$ и с $m+1,76 \times \sqrt{D}$ (после /)			3-й метод – $r \times 100$ $H$ с $\sqrt{D}$		
	2008 г.	2009 г.	2010 г.	2008 г.	2009 г.	2010 г.	2008 г.	2009 г.	2010 г.
1	93*	89*	93*	-13/-33	-49*/-45	20/7	14	-2	-30
2	60*	55*	83*	-4/-8	-8/-14	17/9	-6	-32	9
3	56*	67*	45	-16/-22	18/-2	18/-22	25	-12	-59*
4	44	53*	67*	-18/-13	35/-19	20/-47	14	-1	-1
5	71*	88*	7	38/22	4/-4	6/1	2	-4	-4
6	25	73*	18	<b>22/-32</b>	<b>-6/-13</b>	<b>2/-6</b>	28	-17	-52*
7	33	75*	51*	18/21	4/-7	-2/-37	-11	-23	-53*
8	6	75*	26	-12/-4	-3/-13	-5/-41	-12	-28	-52*
9	44	81*	59*	24/22	4/-5	4/-27	-10	-24	-57*
10	-17	72*	20	1/-5	-4/-25	1/-29	-7	-64*	-63*
11	88*	57*	92*	-31/-51*	-32/-4	-2/-6	48*	-25	52*

Примечание. \* – здесь и в других таблицах значимо при  $p < 0,05$

Однако отметим, во-первых, различия коэффициентов корреляции одних и тех же признаков в  $F_2$ ,  $F_3$  и  $F_4$ . Возможно, это связано с различием условий выращивания в разные годы (учитывая экстремально засушливый 2010 г.), а также с высоким уровнем гетерозиготности популяций  $F_2$  и  $F_3$ . Во-вторых, для наиболее важных признаков (масса зерна главного колоса, масса зерна с растения) коэффициенты корреляции низкие. В третьих, сам принцип сравнения параметра  $(P_1+P_2)/2$  с  $m$  в один и тот же год недостаточно обоснован: прогноз эффективности подбора пар логично проводить по данным испытания родительских форм в другие (например, предыдущие) годы.

В связи с этим дополнительно оценили коэффициенты  $r$  характеристики  $m$  гибридных популяций за каждый из трех лет со значениями  $(P_1+P_2)/2$  пар их родительских форм, усредненными за два другие года эксперимента. Этот способ 2 оценки  $(P_1+P_2)/2$  по сравнению со способом, представленным в таблице 1 показал некоторое снижение коэффициентов  $r$  для большинства признаков (табл. 2). Тем не менее, большинство коэффициентов  $r$  значимо положительны, но для некоторых важных признаков – незначимо отличаются от нуля.

Причины низких корреляций для наиболее важных признаков становятся ясными при оценке изменений самих значений  $m$  каждого признака гибридов по трем годам (2008, 2009, 2010). Пример приведен на рисунке 1. По годам существенно меняются ранги значений  $m$  для одних и тех же гибридов. Классический метод при более обоснованном способе 2 оценки параметра

$(P_1+P_2)/2$  родительских форм не дает достаточно надежного прогноза для подбора пар по этим признакам.

Таблица 2

Коэффициенты корреляции ( $r \times 100$ ) для метода 1, оцененные способом 2

№	Признак	$m$ за 2008 г., $(P_1+P_2)/2$ за 2009 – 2010 гг.	$m$ за 2009 г., $(P_1+P_2)/2$ за 2008 – 2010 гг.	$m$ за 2010 г., $(P_1+P_2)/2$ за 2008 – 2009 гг.
1	Высота растения	90*	88*	93*
2	Длина колосового стержня главного колоса	56*	56*	87*
3	Продуктивная кустистость	-41	3	-13
4	Число продуктивных колосков главного колоса	15	53*	75*
5	Число зерен главного колоса	68*	81*	81*
6	Масса зерна главного колоса	5	56*	11
7	Число зерен боковых колосьев	6	68*	64*
8	Масса зерна боковых колосьев	-48*	24	33
9	Число зерен с растения	25	73*	74*
10	Масса зерна с растения	-47	61*	20
11	Масса 1000 зерен	82*	63*	79*

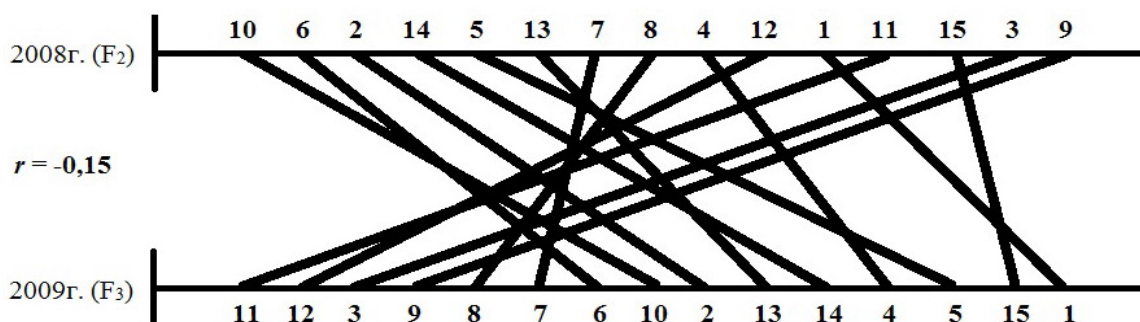


Рисунок 1. Пример изменения показателя  $m$  гибридных популяций по признаку масса зерна с растения за 2 года. Приведено к одному масштабу

В таблице 3 приведены коэффициенты корреляций  $R_{8-9}$ ,  $R_{8-10}$  и  $R_{9-10}$  средних  $m$  и, отдельно,  $\sqrt{D}$  у 15 гибридных популяций для всех 11 признаков. Можно сделать вывод, что различия условий выращивания за три года, вызывают сильное взаимодействие «генотип-среда». Кроме того, остаточная гетерозиготность гибридных популяций  $F_2$ ,  $F_3$ ,  $F_4$ , а также, возможно, аллоконкуренция между растениями на каждой делянке искажает целевую характеристику – среднее значение признака в будущих гомозиготных

популяциях яровой пшеницы.

Таблица 3

Коэффициенты корреляций ( $r \times 100$ ) характеристик гибридных популяций за пары лет

№	Признак	2008 – 2009		2008 – 2010		2009 – 2010	
		<i>m</i>	$\sqrt{D}$	<i>m</i>	$\sqrt{D}$	<i>m</i>	$\sqrt{D}$
1	Высота растения	95*	93*	85*	62*	88*	80*
2	Длина колосового стержня главного колоса	43	33	63*	4	59*	51*
3	Продуктивная кустистость	4	5	2	-2	-8	26
4	Число продуктивных колосков главного колоса	31	1	27	-20	63*	42
5	Число зерен главного колоса	70*	36	57*	47	64*	33
6	Масса зерна главного колоса	8	-8	15	24	15	22
7	Число зерен боковых колосьев	27	59*	19	12	54*	43
8	Масса зерна боковых колосьев	-11	33	-3	10	14	10
9	Число зерен с растения	36	57*	28	12	62*	41
10	Масса зерна с растения	-15	15	2	9	20	17
11	Масса 1000 зерен	65*	18	64*	50	52*	32

Таблица 4

Коэффициенты корреляций ( $r \times 100$ ) характеристик родительских форм за пары лет

№	Признак	2008 – 2009		2008 – 2010		2009 – 2010	
		<i>m</i>	$\sqrt{D}$	<i>m</i>	$\sqrt{D}$	<i>m</i>	$\sqrt{D}$
1	Высота растения	99*	1	99*	11	99*	46
2	Длина колосового стержня главного колоса	94*	32	98*	56*	91*	23
3	Продуктивная кустистость	-14	-34	-34	-79*	-13	15
4	Число продуктивных колосков главного колоса	47	92*	78*	46	80*	71*
5	Число зерен главного колоса	84*	1	97*	-68*	83*	25
6	Масса зерна главного колоса	70*	20	73*	66*	40	-29
7	Число зерен боковых колосьев	59*	63*	30	-5	46	36
8	Масса зерна боковых колосьев	13	-15	-58*	-67*	39	-4
9	Число зерен с растения	66*	63*	57*	-16	59*	27
10	Масса зерна с растения	38	-38	-48*	-48*	15	-11
11	Масса 1000 зерен	94*	20	82*	22	85*	6

Отметим также, что у шести родительских форм (без гибридов) коэффициенты корреляций  $R_{8-9}$ ,  $R_{8-10}$  и  $R_{9-10}$  для всех 11 признаков по средним (*m*) оказались достаточно высокими, а по  $\sqrt{D}$  – низкими (табл. 4).

В результате подобных изменчивых данных недостаточно для методически надежной оценки прогностической способности первого метода подбора пар для наиболее важных признаков. Желательно продолжить исследование в расщепляющихся поколениях.

Для оценки эффективности метода 2 подбора пар вначале на основе характеристик родительских форм по годам оценили  $K_{исп}$  и  $M$  (табл. 5), а также средние значения по признаку масса зерна (продуктивность) главного колоса и показатели продукционного процесса в гибридных популяциях (табл. 6). Номера родительских форм – из раздела «материалы и методика исследований».

Таблица 5  
Показатели массы побега и коэффициенты использования массы побега родительских форм по годам

№	Родитель	2008 (F <sub>2</sub> )		2009 (F <sub>3</sub> )		2010 (F <sub>4</sub> )	
		$K_{исп}$	$M$	$K_{исп}$	$M$	$K_{исп}$	$M$
1	К - 58152	0,49	46,15	0,52	35,09	0,29	30,25
2	Сибирская 3	0,40	59,62	0,46	50,01	0,28	36,34
3	РГ 81200	0,35	49,65	0,36	50,08	0,25	38,46
4	Planet	0,50	53,12	0,55	42,81	0,28	38,01
5	St Mercheisto	0,48	54,17	0,49	46,81	0,28	39,89
6	SV Sonett	0,45	67,99	0,47	47,79	0,30	31,84

Таблица 6  
Показатели:  $m$  – средних значений признака масса зерна главного колоса,  $\Pi$  – продукционного процесса (метод 2) для 15 гибридных популяций F<sub>2</sub>, F<sub>3</sub> и F<sub>4</sub> по годам, а также  $H$  – парного несходства родительских форм (метод 3)

№	Номер гибрида	2008 (F <sub>2</sub> )		2009 (F <sub>3</sub> )		2010 (F <sub>4</sub> )		$H$
		$m$	$\Pi$	$m$	$\Pi$	$m$	$\Pi$	
1	1×2	1,94	119,95	1,73	98,99	1,32	72,78	1,29
2	1×3	2,15	109,98	1,44	99,06	1,43	74,90	0,85
3	1×4	2,19	114,69	2,00	94,62	1,32	74,45	1,68
4	1×5	1,90	114,50	1,78	95,79	1,18	76,33	1,45
5	1×6	2,28	128,32	1,67	96,77	1,14	69,54	0,93
6	2×3	2,11	108,87	1,46	93,41	1,18	73,64	1,60
7	2×4	2,02	121,19	1,76	101,82	1,37	73,19	1,39
8	2×5	2,14	118,72	1,88	96,17	1,29	75,07	0,98
9	2×6	2,11	123,40	1,77	94,28	1,25	74,04	1,09
10	3×4	2,13	114,69	1,67	101,89	1,13	73,64	1,75
11	3×5	1,87	113,27	1,61	96,24	1,04	75,07	1,56
12	3×6	2,33	123,40	1,52	94,35	1,21	76,16	1,01
13	4×5	2,17	115,74	1,79	98,62	1,37	75,07	0,76

14	4×6	1,85	129,56	1,75	99,60	1,18	75,71	1,44
15	5×6	2,44	127,09	1,91	93,95	1,21	77,59	1,19

Показатель **П** (метод 2 подбора пар) не имел значимых корреляций ни с  $m$  – средними значениями, ни с показателями  $m+1,76\sqrt{D}$  признака масса зерна (продуктивность) главного колоса (отмечено жирным шрифтом в табл. 1). То же относится к остальным 10 признакам.

Кроме того, методическая проблема оценки эффективности метода 2 аналогична методу 1: с учетом низких корреляций по годам характеристик гибридных популяций (см. табл. 3) важно отметить, что оценки показателя **П** были получены за те же годы, что и  $m$ ,  $m+1,76\sqrt{D}$  (см. табл. 1 и 6). Поэтому дополнительно для каждой пары родительских форм оценили показатель **П**, усредненный за 4 года, предшествующие диаллельному скрещиванию форм. Новые коэффициенты корреляции усредненных **П** для 11 признаков в популяциях  $F_2$ ,  $F_3$ ,  $F_4$  представлены в таблице 7. Они также оказались низкими за исключением популяций  $F_2$ .

Таблица 7

Коэффициенты корреляции ( $r \times 100$ ) показателей **П** пар родительских форм, усредненных за 4 года, и 2-х характеристик гибридных популяций ( $m$  и  $m+1,76\sqrt{D}$ ), представляющих интерес для метода 2 подбора пар по годам

№	Признак	2008 ( $F_2$ )		2009 ( $F_3$ )		2010 ( $F_4$ )	
		$m$	$m+1,76\sqrt{D}$	$m$	$m+1,76\sqrt{D}$	$m$	$m+1,76\sqrt{D}$
1	Высота растения	27	7	33	6	46	17
2	Длина колосового стержня главного колоса	17	26	39	28	50*	27
3	Продуктивная кустистость	-42	-44	11	-6	7	-23
4	Число продуктивных колосков главного колоса	41	59*	37	27	41	12
5	Число зерен главного колоса	-37	-49*	5	-18	6	-30
6	Масса зерна главного колоса	-27	-42	13	-6	33	6
7	Число зерен боковых колосьев	-57*	-58*	14	-7	-6	-29
8	Масса зерна боковых колосьев	-55*	-54*	21	-4	8	-18
9	Число зерен с растения	-57*	-58*	12	-8	0	-26
10	Масса зерна с растения	-44	-49*	19	-40	19	-12
11	Масса 1000 зерен	24	-4	12	8	26	16

Следует напомнить, что показатели **Н** несходства пар родителей для метода 3 – биометрико-генетического подбора пар (см. табл. 6) были оценены

по данным за 4 года, предшествующих экспериментам по оценке эффективности методов подбора пар (Смирязев, Пыльнев, 2008). Для популяций  $F_2$  корреляции  $\sqrt{D}$  с  $H$  низкие (см. табл. 1). Неожиданные результаты получены при сопоставлении  $H$  с генетической изменчивостью в популяциях  $F_3$  и  $F_4$ . В  $F_3$  единственный значимый коэффициент корреляции  $H$  проявился с продуктивностью растений, причем он был отрицателен (-0,64\*). В  $F_4$  он также достоверно отрицателен (-0,63\*) как и корреляции с несколькими другими признаками, т.е.  $r$  имеет противоположный знак по сравнению с ожидаемым. Исключение составил признак 11 – масса 1000 зерен, где корреляция с  $H$  достоверно положительная.

Отметим, что в таблице 1 приведены оценки фенотипических корреляций  $H$  и  $\sqrt{D}$ . Эти оценки невысоки, хотя и значимы. Истинные генотипические корреляции должны быть несколько выше, т.к. корреляции модификационной изменчивости признаков могут только снижать истинные значения. Используя формулу связи фенотипической с генотипической корреляцией (Рокицкий, 1973), приведенную в разделе «материалы и методика исследований», были получены уточненные генотипические корреляции. При этом учитывали, что коэффициент наследуемости для параметра  $H$ , оцененного по данным за 4 года, близок к 1 и, следовательно,  $e_H = 0$ . Тогда, например, для  $F_4$  (2010 г.) получаем следующие оценки генотипических корреляций:  $r_G(H, \text{признак } 3) = -0,69$ ,  $r_G(H, \text{признак } 6) = -0,69$ ,  $r_G(H, \text{признак } 7) = -0,57$ ,  $r_G(H, \text{признак } 8) = -0,62$ ,  $r_G(H, \text{признак } 9) = -0,62$ ,  $r_G(H, \text{признак } 10) = -0,74$ ,  $r_G(H, \text{признак } 11) = 0,59$ .

Отметим, также, что признак 10 (продуктивность) равен сумме массы зерна главного колоса (6) и массы зерна боковых колосьев (8). Поэтому два последних признака лишь «дублируют» вывод об отрицательной корреляции  $H$  с  $\sqrt{D}$  для главного признака (10). Аналогично, анализ исходных данных показывает, что основное влияние на корреляцию  $H$  с  $\sqrt{D}$  для числа зерен с растения (9) оказывает изменчивость числа зерен боковых колосьев (7). Поэтому для обобщенного вывода о связи  $H$  с дивергентностью в расщепляющихся популяциях естественно анализировать корреляции  $H$  с 9 и 10 признаками (отрицательные), а также с важным признаком массы 1000 зерен (11), который равен частному от деления 10-го признака на 9-й. Последняя корреляция [ $r_G(H, \text{признак } 11) = 0,59$ ] положительна. Этот пример показывает, что нельзя ожидать положительной корреляции  $H$  с  $\sqrt{D}$  для всех главных признаков.

Вопрос о том, как соотносятся оценки общего аллельного несходства родителей (их генетическая дивергенция) и параметры наблюдаемого разнообразия (например,  $\sqrt{D}$ ) для отдельных признаков в расщепляющихся популяциях, требует дальнейшей теоретической проработки.

С учетом остаточной гетерозиготности в популяциях  $F_3$  и экстремальных условий 2010 г. для получения более надежных оценок эффективности методов подбора пар следует продолжить эксперимент в последующих поколениях расщепляющихся популяций яровой пшеницы.

## **2. Изучение вариабельности корреляции между признаками**

Оценены коэффициенты парных корреляций всех 11 признаков по  $m$  – их средним значениям у 15 гибридных популяций и по  $\sqrt{D}$  – среднеквадратическим отклонениям этих признаков. В  $F_2$ ,  $F_3$  и  $F_4$  некоторые коэффициенты корреляции для  $m$  между признаками оказались достаточно высокими и значимо отличающимися от нуля. В частности, между такими важными признаками, как число зерен главного колоса (5), масса зерна главного колоса (6), число зерен боковых колосьев (7), масса зерна боковых колосьев (8), число зерен с растения (9) и масса зерна с растения (10). По некоторым признакам корреляций изменчивы по годам вплоть до отсутствия значимости.

По среднеквадратическим отклонениям ( $\sqrt{D}$ ), отражающим генетическую дивергенцию в популяциях, значимых корреляций меньше, чем для  $m$ . Интересно, что среди них только одна корреляция значимо меньше нуля – в 2008 г. между числом продуктивных колосков главного колоса и числом зерен главного колоса.

Причины обнаруженной изменчивости многих коэффициентов корреляции по годам – постепенная гомозиготизация популяций, связанная с ней изменчивость аллоконкуренции между растениями, а также резкие изменения условий выращивания по годам. Отмеченное варьирование по годам корреляционных связей признаков – элементов структуры урожайности отражает реальные генетические процессы в расщепляющихся поколениях и взаимодействие «генотип-среда». Подобное варьирование затрудняет экспериментальную проверку эффективности методов подбора пар в селекции яровой пшеницы.

## **3. Оптимизация объема выборки растений, измеренных на делянке**

В процессе работы по оценке эффективности методов подбора родительских пар возникла необходимость оптимизировать объем выборки растений, измеренных на делянке. Определение оптимального объема выборки важно для достижения высокой точности оценки средних значений и дисперсий количественных признаков при минимальных затратах труда.



Для каждого из 3-х лет исследования ( $F_2$ ,  $F_3$  и  $F_4$ ), а также по данным  $F_1$  (2007 г.), предоставленным профессором Смиряевым А.В., был проведен дисперсионный анализ оценок средних и дисперсии ( $D$ ) – результатов опыта для 17 гибридных образцов (см. раздел «материалы и методика исследований») по 7 признакам (высота растения, длина колосового стержня главного колоса, продуктивная кустистость, число продуктивных колосков главного колоса, число зерен с растения, масса зерна с растения, масса 1000 зерен).

В опыте 2007 г. дисперсионный анализ  $D$  показал недостоверность различий между этими значениями у сравниваемых форм по всем 7 изучаемым признакам. Различия несущественны, так как дисперсия ( $D$ ) в  $F_1$ , обусловлена только модификационной изменчивостью, которая незначительно различается у образцов  $F_1$ . Анализ влияния объема выборки  $m$  на  $K_{cp}$  – ошибку сравнения средних значений признаков показал, что достаточно провести измерения на 20 растениях с каждой делянки (см. раздел «материалы и методика исследований»).

Дисперсионный анализ параметра  $D$  и средних был произведен для данных 2008 г. (17 гибридных популяций  $F_2$ ). Из 7 признаков значимые различия  $D$  выявлены по 6 признакам (кроме признака продуктивная кустистость), а для средних по 4 признакам (высота растения; длина колосового стержня главного колоса; число продуктивных колосков главного колоса; масса 1000 зерен). Отличием опытных данных 2008 по сравнению с 2007 г. стало то, что в качестве опорного было взято 20 измеренных на делянке растений.

Причины значимых различий  $D$  по 6 признакам уже при 20 растениях, измеренных на делянке, в том, что кроме модификационной изменчивости проявляется изменчивость генотипическая, которая существенно различается в разных популяциях  $F_2$ .

Таблица 8

Зависимость  $K_D$  при сравнении оценок дисперсий  $D$  в опыте от  $m$  – объема выборки растений на делянке (2008 г.)

Показатель	$m=5$	$m=10$	$m=20$	$m=30$	$m=40$	$m \rightarrow \infty$
Высота растения	1,64	1,25	1	0,90	0,85	0,66
Длина колосового стержня главного колоса	1,43	1,16	1	0,94	0,91	0,81
Продуктивная кустистость	1,36	1,13	1	0,95	0,93	0,85
Число продуктивных колосков главного колоса	1,53	1,20	1	0,92	0,88	0,75
Число зерен с растения	1,42	1,16	1	0,94	0,91	0,81
Масса зерна с растения	1,87	1,35	1	0,85	0,76	0,41
Масса 1000 зерен	1,68	1,17	1	0,94	0,90	0,80

На основе данных таблицы 8 можно заключить, что уменьшение числа растений, измеренных на каждой делянке, по сравнению с 20 крайне нежелательно, так как это судя по  $K_D$  привело бы к увеличению НСР для  $D$  у гибридов  $F_2$  на 36–87% при уменьшении до 5 растений и на 13–35% при уменьшении до 10 растений. Увеличение же числа растений до 30 для всех признаков приводит к увеличению точности на 6–15%.

Из таблицы 9 видно, что в случае со средними значениями признака увеличение числа растений, измеренных на делянке с 20 до 30 и даже до 40 не принесет значимого выигрыша в точности опыта. Снижение объема выборки до 10 растений приведет к увеличению НСР лишь в одном случае из семи. Снижение объема выборки до 5 приводит к снижению точности сравнения более чем на 10% в четырех случаях из семи. Для трех признаков вполне достаточно пяти измеренных растений.

Таблица 9

Зависимость  $K_{ср}$  от  $m$  – объема выборки растений на делянке (2008 г.)

Показатель	$m=5$	$m=10$	$m=20$	$m=30$	$m=40$	$m \rightarrow \infty$
Высота растения	1,01	1	1	1	1	1
Длина колосового стержня главного колоса	1,36	1,13	1	0,95	0,93	0,85
Продуктивная кустистость	1,21	1,07	1	0,97	0,96	0,92
Число продуктивных колосков главного колоса	1,17	1,06	1	0,98	0,97	0,94
Число зерен с растения	1,03	1,01	1	1	1	1
Масса зерна с растения	1,14	1,05	1	0,98	0,97	0,95
Масса 1000 зерен	1,02	1	1	1	1	1

По данным 2008 г. можно заключить, что для сравнения средних по всем признакам вполне достаточно 20 растений, а увеличение числа растений до 30 является желательным для анализа  $D$  в расщепляющихся популяциях. Поэтому в опыте 2009 г. было использовано опорное число в 30 измеренных растений.

Дисперсионный анализ 17 популяций  $F_3$  (2009 г.) при  $m=30$  показал значимые различия  $D$  по 5 признакам (кроме признаков продуктивная кустистость и масса зерна с растения) и средних по 6 признакам (кроме признака продуктивная кустистость). Данные таблицы 10 подтверждают, что 30 растений достаточно для сравнения параметра  $D$ .

Результаты для средних значений признаков представлены в таблице 11, из

которой видно, что снижение объема выборки до 10 растений приведет к значимому снижению точности опыта лишь в двух случаях из семи. Даже снижение объема выборки до 5 приводит к снижению точности сравнения более чем на 10% только в четырех случаях из семи. А увеличение числа растений с одной делянки до 40 в случае со средними значениями признака не принесет значимого выигрыша в точности опыта.

Таблица 10

Зависимость  $K_D$  от  $m$  – объема выборки растений на делянке (2009 г.)

Показатель	$m=5$	$m=10$	$m=20$	$m=30$	$m=40$	$m \rightarrow \infty$
Высота растения	1,84	1,40	1,11	1	0,94	0,72
Длина колосового стержня главного колоса	1,50	1,22	1,06	1	0,97	0,87
Продуктивная кустистость	1,36	1,16	1,04	1	0,98	0,91
Число продуктивных колосков главного колоса	1,48	1,21	1,06	1	0,97	0,87
Число зерен с растения	1,49	1,22	1,06	1	0,97	0,87
Масса зерна с растения	1,59	1,27	1,07	1	0,96	0,83
Масса 1000 зерен	1,51	1,23	1,06	1	0,97	0,86

Таблица 11

Зависимость  $K_{ср}$  для сравнения оценок средних от  $m$  – объема выборки растений на делянке (2009 г.)

Показатель	$m=5$	$m=10$	$m=20$	$m=30$	$m=40$	$m \rightarrow \infty$
Высота растения	1,01	1	1	1	1	1
Длина колосового стержня главного колоса	1,50	1,22	1,06	1	0,97	0,87
Продуктивная кустистость	1,27	1,11	1,03	1	0,98	0,94
Число продуктивных колосков главного колоса	1,16	1,07	1,02	1	0,99	0,96
Число зерен с растения	1,04	1,02	1	1	1	1
Масса зерна с растения	1,19	1,08	1,02	1	0,99	0,96
Масса 1000 зерен	1,03	1,01	1	1	1	0,99

По данным 2009 г. можно заключить, что  $m=20$  достаточный объем выборки для сравнения средних, а для сравнения дисперсий в популяциях  $F_3$  лучше оставить число растений, равное 30.

В опыте 2010 г. при  $m=30$  был произведен дисперсионный анализ параметра  $D$  и средних для 17 гибридных популяций  $F_4$ . Из 7 признаков параметр  $D$  показал значимые различия по всем признакам, а для средних по 5 признакам (кроме признака продуктивная кустистость и масса зерна с растения). Данные таблицы 12 подтверждают, что 30 растений достаточно для сравнения параметра  $D$ .

Из таблицы 13 видно, что для средних значений признаков снижение объема выборки до 10 и даже до 5 растений приведет к значимому снижению

точности опыта лишь для трех признаков из семи. А в случае увеличения объема выборки до 40 растений с каждой делянки точность сравнения средних возрастет незначительно.

Таблица 12

Зависимость  $K_D$  от  $m$  – объема выборки растений на делянке (2010 г.)

Показатель	$m=5$	$m=10$	$m=20$	$m=30$	$m=40$	$m \rightarrow \infty$
Высота растения	2,63	1,83	1,26	1	0,84	0,78
Длина колосового стержня главного колоса	2,04	1,51	1,15	1	0,92	0,60
Продуктивная кустистость	2,45	1,73	1,22	1	0,87	0,90
Число продуктивных колосков главного колоса	1,86	1,41	1,12	1	0,94	0,71
Число зерен с растения	2,81	1,94	1,3	1	0,81	0,89
Масса зерна с растения	2,38	1,69	1,21	1	0,88	0,86
Масса 1000 зерен	3,10	2,11	1,36	1	0,75	0,88

Таблица 13

Зависимость  $K_{cp}$  для сравнения оценок средних от  $m$  – объема выборки растений на делянке (2010 г.)

Показатель	$m=5$	$m=10$	$m=20$	$m=30$	$m=40$	$m \rightarrow \infty$
Высота растения	1,01	1,01	1	1	1	1
Длина колосового стержня главного колоса	1,38	1,17	1,04	1	0,98	0,90
Продуктивная кустистость	1,55	1,25	1,07	1	0,96	0,85
Число продуктивных колосков главного колоса	1,1	1,04	1,01	1	0,99	0,98
Число зерен с растения	1	1	1	1	1	1
Масса зерна с растения	1,43	1,19	1,05	1	0,97	0,89
Масса 1000 зерен	1,07	1,03	1,01	1	1	0,99

Данные 2010 г. подтверждают вывод о том, что для сравнения средних достаточный объем выборки  $m=20$ , а для сравнения дисперсий в популяциях  $F_4$  лучше оценивать показатели на 30 растениях.

Можно сделать общий вывод, что предложенный метод позволяет установить зависимость точности сравнения селекционных образцов от объема выборки растений, измеренных на каждой делянке. Судя по 4-х летним данным для сравнения образцов яровой пшеницы по признакам, связанным со структурой урожая, для оценки средних достаточен объем выборки в 20 растений, измеряемых на делянке, а для дисперсий – 30 растений.

## **Выводы**

1. При оценке эффективности трех методов подбора родительских пар в селекции мягкой яровой пшеницы классический метод подбора продемонстрировал наибольшую эффективность, хотя его результаты недостаточно стабильны по годам, а по некоторым важным хозяйственно ценным признакам – недостоверны.

2. Результат экспериментальной проверки метода подбора пар на основании параметров, отражающих физиологические процессы, по трем ранним поколениям гибридных популяций мягкой яровой пшеницы не дает оснований признать его эффективным.

3. Проверка метода оценки генетической дивергенции родительских пар на основании биометрико-генетического анализа выявила необходимость дополнительного экспериментального исследования и более глубокой теоретической проработки результатов.

4. Методические проблемы, возникающие при экспериментальной проверке эффективности методов подбора родительских пар состоят в изменчивости биометрико-генетических параметров. Они вызваны естественными генетическими причинами, такими как взаимодействие «генотип-среда», аллоконкуренция растений и неполная гомозиготизация гибридных популяций в расщепляющихся поколениях.

5. Методика оптимизации объема выборки растений, измеренных на делянке для сравнения средних значений признаков, а также их дисперсий в расщепляющихся популяциях, применима в практических селекционно-генетических исследованиях.

## **Методические рекомендации**

1. Ранних поколений ( $F_2$ ,  $F_3$ ,  $F_4$ ) не достаточно для надежной экспериментальной проверки эффективности методов подбора пар в селекции мягкой яровой пшеницы. Следует продолжить проверку в поздних поколениях.

2. Для сравнения расщепляющихся популяций мягкой яровой пшеницы по средним значениям признаков – элементов структуры урожайности достаточно провести измерения на 20 растениях с каждой делянки, а для сравнения дисперсий признака оптимально измерять по 30 растений.

### Список публикаций по материалам диссертации

1. Нгуен Тхань Туан., Смиряев А.В., Баженова С.С. Влияние объема выборки растений на точность сравнения гибридных форм яровой пшеницы // Известия ТСХА, 2010. - Вып. 3. – С. 127-133.

2. Нгуен Тхань Туан., Смиряев А.В., Баженова С.С. Оценка эффективности методов подбора родительских пар на примере мягкой яровой пшеницы // Известия ТСХА, 2010.- Вып. 6. – С. 145-152.

3. Нгуен Тхань Туан. Методическая проблема оценка эффективности методов подбора родительских пар в селекции яровой пшеницы // Аспирант и соискатель. Москва, 2010. - № 5. – С. 68-71.

4. Нгуен Тхань Туан., Смиряев А.В., Баженова С.С. Оценка эффективности методов подбора родительских пар на примере яровой пшеницы // Материалы Межд. науч.-практ. конф. в 3 томах. Саратов: Изд-во КУБИК, 2010. – Т. 1. – С. 64-68.

5. Нгуен Тхань Туан. Экспериментальная оценка эффективности трех методов подбора родительских пар в селекции яровой пшеницы // Сборник статей межд. науч.-практ. конф. молодых ученых и специалистов, посвященной 145-летию академии имени К.А. Тимирязева в 2 томах. Москва: Изд-во РГАУ – МСХА имени К.А. Тимирязева, 2010. – Т. 1. – С. 73-77.