

АНТИГЕННОЕ СХОДСТВО РОДИТЕЛЕЙ И СМЕРТНОСТЬ ПОТОМСТВА: ТОЛЬКО ФАКТЫ

В.М. Кузнецов

Зональный НИИСХ Северо-Востока им. Н.В. Рудницкого

Введение. В июне 2009 года в Сыктывкаре в НИПТИ АПК Республики Коми (РАСХН) состоялся межрегиональный научно-практический семинар «**Генетические маркеры и экстерьерные признаки в селекции сельскохозяйственных животных**». Нами был подготовлен ретроспективный проблемный обзор: «*Ассоциации групп крови с количественными признаками: факты и артефакты*» [5], в котором было показано развитие научной мысли по поиску маркеров, сцепленных с генами количественных признаков, и перспективы их использования в селекции. Были приведены мнения ряда западных ученых и известных российских иммуногенетиков, которые, проанализировав многочисленные публикации, в том числе и «результативные», признали, что нет «четких связей», нет доказательств «возможности использования полиморфных систем крови в прогнозировании продуктивных качеств животных». Отмечалось, что, несмотря на полувековые бесплодные исследования, поиск ассоциаций факторов групп крови и белкового полиморфизма с хозяйственно-полезными признаками упорно продолжается, причем их качество оставляет желать лучшего. Для подтверждения и иллюстрации, как ни из чего возникает «нечто», рассматривались работы В.С. Матюкова и др. по связи антигенного сходства родителей с жизнеспособностью потомства [6-9]. Было сделано заключение, что если и заниматься подобными изысканиями, то не «как могу», а профессионально: на большом объеме данных, с продуманной методикой, с использованием многофакторных статистических моделей, с научным анализом и аргументированными доказательствами, которые позволили бы исследователю сделать объективные выводы, а читателям - не сомневаться в полученных результатах, не досчитывать и не додумывать за автора.

В изданных материалах семинара (подписано к печати 22.12.09) В.С. Матюков дал «свою интерпретацию спорной информации» [11], которая удивительно отличалась от первоначального восприятия обзора. Так, в e-mail-письме от 11.07.09 он писал: «*Дорогой В.М.! Как ни горько, но я полностью согласен с Вашей оценкой моих изысканий последних лет. Я тоже знаю им цену, и не моя идея была представить отчет на конкурс...*».

Там же (в материалах) опубликована другая статья В.С. Матюкова под названием «*Зависимость смертности потомства от антигенного сходства родителей*» [10]. В ней автор продолжил настаивать на наличии статистически значимой связи индекса сходства со смертностью (жизнеспособностью) приплода. Статья имела подзаголовок «*Фантом или загадка природы?*». Ниже мы попытались дать аргументированный ответ на поставленный вопрос.

Выборки. В табл. 1 представлены исходные данные из [6].

1. Смертность телят в зависимости от индекса сходства по антигенам групп крови родителей

Индекс сходства	1999		2000		2001		Итого	
	n	p _i , %	n	p _i , %	n	p _i , %	n	p _i , %
Телки								
≤0,3	34	23,5	33	15,1	18	0,0	85	15,3
0,31-0,5	93	17,2	66	26,7	31	25,8	190	21,6
≥0,5	8	25,0	5	60,0	3	0,0	16	31,3
Итого	135	19,3	104	24,1	52	15,4	291	20,3
Бычки								
≤0,3	50	38,0	38	55,2	20	30,0	108	42,6
0,31-0,5	80	45,0	58	44,8	25	24,0	163	41,7
≥0,5	11	63,6	11	45,4	5	0,0	27	44,4
Итого	141	44,0	107	48,6	50	24,0	298	42,3
В целом								
≤0,3	84	32,1	71	36,6	38	15,8	193	30,6
0,31-0,5	173	30,0	124	34,7	56	25,0	353	30,6
≥0,5	19	47,4	16	50,0	8	0,0	43	39,5
Итого	276	31,9	282	27,3	102	19,6	589	31,4

Примечание. n – общее число телят; p_i, % – смертность в процентах.

Выборки, в которых, по утверждению самих авторов, не было зависимости между индексом антигенного сходства родителей и смертностью телят, затонированны. Их было 11 из 12! Это значит, что при проведении 100 подобных исследований, только в 8 может быть установлена искомая зависимость (если в 12-ой выборке она была). Вероятность небольшая. Применительно к селекции это можно интерпретировать так: из 100 спариваний по антигенному сходству 92 спаривания не оправдают надежд. Даже если не учитывать данных по бычкам, «неудачных» спариваний будет 75%. **Такая «более высокая точность подбора» никоим образом не может устроить селекционеров.**

Уровень значимости или ошибка (α). Выбор величины α до некоторой степени произволен. Решение о достаточности эксперимента (уровне ошибки) - есть акт интеллектуальной смелости и **осознанной ответственности**. Полвека назад П.Ф. Рокицкий в книге «Основы вариационной статистики для биологов» писал: «...Так как при научном исследовании надо не только получать те или другие результаты, но и сделать выводы, очень важно, чтобы получаемые выводы имели достаточно высокую достоверность... . 5%-ный уровень значимости (0,05) указывает, что возможна в силу случайности ошибка в 5% случаев. В некоторых случаях можно удовлетвориться и таким результатом. Но если нужна бóльшая доказательность результатов, то уровень значимости должен быть повышен до 1% (0,01). ... Такую значимость считают уже высокой и широко ею пользуются. ... Сравнительно редко в научных работах по биологии

можно удовлетвориться уровнем значимости 0,05, ибо тогда уверенность в правильности вывода составляет лишь 95 случаев из 100, а в 5 возможен не-правильный вывод» [14].

Е.К. Меркурьева 40 лет назад в книге «Биометрия в селекции и генетике сельскохозяйственных животных» утверждала, что если $\alpha > 0,05$, то выборочная оценка «...не может служить характеристикой генеральной совокупности и в этом случае полученные в опыте данные не имеют ценности... . В таких случаях необходимо увеличить число наблюдений в выборке и заново ставить опыт» [12]. Она рекомендовала использовать:

- $\alpha = 0,05$ - при изучении биологических вопросов, в научно-хозяйственных опытах и поисковых экспериментах;
- $\alpha = 0,01$ - при изучении вопросов экономического и производственного характера (по которым будут даны рекомендации), детализации биологических явлений и закономерностей;
- $\alpha = 0,001$ - при изучении действия опасных для жизни препаратов и заключениях о дозах безвредности.

Н.В. Глотов и др. [2] отмечали, что вначале научное сообщество использовало $\alpha = 0,0027$, исходя из «правила трех сигм»: можно пренебречь долей площади под нормальной кривой, удаленной от среднего значения более, чем на $\pm 3\sigma$. Но было показано, что при этом часто принималась неверная нулевая гипотеза (H_0). Затем была принята максимальная значимость $\alpha = 0,05$. Однако при этом часто неправильно отвергалась H_0 . Поэтому было предложено следующее правило:

- если $\alpha > 0,05$, то H_0 принимают;
- если $\alpha < 0,01$, то H_0 отклоняют и принимают альтернативную;
- если $0,01 < \alpha < 0,05$, то результат считают **неопределенным**.

В компьютерных статистических программах при выборочной оценке *любого* параметра рассчитывается точное значение α (обозначается, как «*p-valio*», или «*p-value*», или «*p-level*»; для двусторонних гипотез, повышающих надежность выводов, значение p удваивают). Поэтому за рубежом для проверки гипотезы H_0 используют следующую шкалу:

- при $\alpha > 0,10$ гипотезу H_0 принимают;
- при $0,10 \geq \alpha > 0,05$ результат считают неопределенным или говорят о «имеющей место тенденции»;
- при $\alpha \leq 0,05$ гипотезу H_0 отклоняют, причем
 - если $0,05 \geq \alpha \geq 0,010$, то оценку считают **значимой**;
 - если $0,01 > \alpha > 0,001$, то оценку считают **умереннозначимой**;
 - если $\alpha \leq 0,001$, то оценку считают **высокозначимой**.

По данной шкале гипотезу H_0 отклоняют при $\alpha \leq 0,05$. Из всего изложенного выше следует, что наш «формальный» подход, как в [5], так и в данной статье базировался на принятых в биологической науке правилах.

Выборка с тремя группами. По данным объединенной выборки телок (табл. 1) без какой-либо статобработки авторы [6] сделали вывод: «Таким образом, в целом с большой натяжкой зависимость жизнеспособности от сходства (различия) родителей по антигенам групп крови можно признать подтвержденной». В последующих публикациях «большая натяжка» трансформировалась в корреляцию [8], а затем - в «выявленную зависимость» [9]. Проверка нами $H_0: p_i=r$, при $H_1: p_i \neq r$ методами χ^2 , ANOVA и критерием Стьюдента при уровне значимости $\alpha=0,05$ **не выявила** влияния индекса антигенного сходства на жизнеспособность телок [5]. В ответной статье [11] В.С. Матюков «творчески» отклонил H_0 при $\alpha < 0,2$ и заключил, что «индекс антигенного сходства и выживаемость телок являются **сопряженными** величинами».

Поразительно, но говоря о «сопряженности» В.С. Матюков в то же время писал в [11]: «...не будь лечения, полагаю, **недостоверная тенденция связи индекса антигенного сходства с выживаемостью трансформировалась бы в достоверную**». И даже в [10] читаем: «...подразделение выборки телок по интервалам индекса сходства родителей на три группы **не позволило получить статистически значимые различия между группами по жизнеспособности**»? Процитированное - это самоличное признание **существова** того, о чем мы писали в [5]. Что же тогда подвинуло В.С. Матюкова отстаивать «честь мундира», не гнушась даже инсинуациями? Полагаем, что не только его неутоленные амбиции.

Иммуногенетические тесты проводят, чтобы минимизировать ошибки в родословных и, тем самым, повысить эффективность оценки, отбора и подбора животных. Москвичи гордятся, что сократили ошибки в записях до 4,7% (требования ЕС – не более 5%) [1]. И вот В.С. Матюков предложил метод подбора пар, при использовании которого вероятная ошибка может составлять 20% и более!?

Выборка с пятью группами. В [10] В.С. Матюков добавил 63 телки 2002 года рождения и объединенную по годам выборку разделил по индексу сходства на 5 групп. Мы проверили гипотезу о независимости (однородности) этих групп методами χ^2 и ANOVA [4]. Результаты по χ^2 представлены в табл. 2.

2. Структура данных за 1999-2002 г.р. и промежуточные расчеты методом χ^2

Группа	Индекс сходства	Телок живых, голов		Телок забито, голов		Всего факт. n_i	$p_i =$ забито/ всего
		факт., q	теор., q'	факт., q	теор., q'		
1	0,225	49	45,762720	11	14,237280	60	0,183
2	0,3	45	42,711872	11	13,288128	56	0,196
3	0,4	138	141,101720	47	43,898280	185	0,254
4	0,5	16	16,779664	6	5,220336	22	0,273
5	0,6	22	23,644072	9	7,355928	31	0,290
Итого	-	270	-	84	-	354	$p=0,237$
%	-	76,2712	-	23,7288	-	100	-

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^w \sum_{i=1}^v \frac{(q_{ij} - q'_{ij})^2}{q'_{ij}} = 0,229007 + \dots + 0,367455 \approx 2,4,$$

где q_{ij} - наблюдаемая и q'_{ij} - ожидаемая численность животных.

Эквивалентное решение:

$$\chi^2 = \frac{1}{p(1-p)} \sum_{i=1}^5 n_i (p_i - p)^2 = \frac{1}{0,237(1-0,237)} 0,438152 \approx 2,4.$$

При числе степеней свободы $df=4$ табличное $\chi_{0,05;4}^2 = 9,49$, что превышало фактическое значение почти в 4 раза. Следовательно, гипотезу H_0 о независимости двух событий нет оснований отвергать, группы однородны, влияние индекса антигенного сходства на смертность телок не выявлено.

Заметим, что по имеющимся данным гипотеза H_0 может быть отвергнута только при $\alpha=0,70$ (допустимая ошибка в 70%!).

Результаты по ANOVA сведены в табл. 3.

3. ANOVA (фактор «индекс сходства»)

Источник изменчивости	df	Сумма квадратов	Средний квадрат	F-критерий
Общая скорр.	353	64,068	-	-
Индекс	4	0,436	0,109	1,67
Остаток	349	63,632	0,182	-
Коэффициент детерминации $R^2 = 0,0068$				

При $\alpha=0,05$ $F_{\text{табл}} = 5,63 > F = 1,67$. Гипотеза H_0 не противоречила имеющимся наблюдениям, групповые средние «в целом» различались незначительно. **Различия между средними обусловлены случайными причинами (неучтенными факторами).** Влияние индекса антигенного сходства родителей на смертность телок не установлено. Заметим, что гипотезу H_0 можно было бы не проверять, так как средний квадрат межгрупповой был меньше остаточного.

R^2 в данном анализе есть сила влияния фактора по Плохинскому. $R^2=0,7\%$ - величина не представляющая практического значения при разведении животных.

Внутриклассовая корреляция. Алгоритм ANOVA позволяет вычислять коэффициенты внутриклассовой корреляции (r_w) – долю (силу) влияния изучаемого фактора по Фишеру. По данным табл. 2 оценить r_w нам не удалось, т.к. межгрупповая вариация имела отрицательный знак ($\hat{\sigma}_g^2 = -0,0012$). В таких случаях принято приравнивать межгрупповую вариацию и r_w к нулю.

Таким образом, **результаты анализа «расширенных» данных, дифференцированных на 5 групп, также не дают оснований утверждать о наличии влияния индекса антигенного сходства родителей на смертность телок.**

В [10] В.С. Матюков привел *якобы* статистически значимые $\hat{r}_w \approx 0,02$ (или 2%-ное влияние индекса на смертность - не помог даже «инфекционный стресс»), вычисленные по выборкам, разделенным на две группы каждая (что с нашей точки зрения некорректно). Мы не стали проверять значения \hat{r}_w (они говорят сами за себя), но рассчитали её ошибку:

$$s_{\hat{r}_w} = \frac{(1-\hat{r}_w)[1+(n_0-1)\hat{r}_w]}{\sqrt{0,5n_0(n_0-1)(g-1)}} = \frac{(1-0,02)[1+(177-1)0,02]}{\sqrt{0,5 \times 177(177-1)(2-1)}} \approx \frac{4,43}{124,8} \approx 0,035.$$

Ошибка оказалась больше самой оценки! Заметим, что принято считать оценку статистически значимой при $\alpha=0,05$, если её ошибка меньше в 2 раза. Следовательно, оценки $\hat{r}_w \approx 0,02$ статистически не значимы ($H_0: r_w=0$ принимается). **Утверждать по $\hat{r}_w \approx 0,02 \pm 0,035$ о каком-то влиянии индекса антигенного сходства родителей на смертность телок нет никаких оснований.**

Выборки с двумя группами. Имея большое желание получить значимое влияние индекса антигенного сходства на смертность телок, В.С. Матюков поразному манипулировал с данными, изменял масштаб шкалы и интервалы с «одновременным перераспределением» численности в группах. Сначала было три группы, затем пять, затем пять+63 телки 2002 г.р. и, в конце концов, «опустился» до двух групп (табл. 2 в [10]), анализ которых, наконец-то, привел его к «желаемому» результату. Данные были нами пересчитаны (табл. 4 выборки **А** и **В**).

4. Тесты Стьюдента выборок, подразделенных на две группы

Показатели	1999-2001 гг. (А)		1999-2002 гг. (В)		1999-2002 гг. (С)	
	1 гр.	2 гр.	1 гр.	2 гр.	1 гр.	2 гр.
Число телок	145	146	177	177	116	53
Смертность	0,159±0,033	0,247±0,033	0,186±0,032	0,288±0,032	0,190±0,039	0,283±0,058
Разность	0,088±0,047		0,102±0,045		0,093±0,070	
t-факт.	1,86		2,25		1,33	
t-табл.	1,96		1,96		1,96	
Гипотеза H_0	принимается		отклоняется		принимается	
α	0,063		0,024		0,184	

H_0 отвергалась только по выборке **В**. Однако, напомним, что выборка **В** включала 63 телки 2002 г.р. Расчеты показали, что средний индекс антигенного сходства их родителей составлял 0,392 - на 4,5% выше, а смертность была 39,7% - против 20,3% в выборке **А**. Включение в анализ телок 2002 г.р. увеличило различие между группами 1 и 2 на 16%! **Из данного факта возникает неустраняемое сомнение в том, что это была «случайная выборка телок».**

Кроме того, возникает вопрос относительно самого метода: почему в хозяйстве, где в течение ряда лет использовался «эффективный» подбор на снижение индекса сходства и, следовательно, смертности, он (индекс), тем не менее, повысился, а смертность телок возросла без малого в 2 раза!?

«Дивергенция». Простое деление выборок **A** и **B** на две группы представляется нам некорректным: в приграничных областях будут животные, которые по величине индекса могут быть отнесены к обеим группам. Возникает соблазн «перераспределения» животных, особенно в «патовой ситуации».

Поэтому нами из выборки **B** была сформирована выборка **C** без группы 3 (см. табл. 2 индекс сходства 0,4) и с объединенными группами 1+2→1, 4+5→2. Тест Стьюдента «дивергировавших» групп показал, что гипотеза H_0 может быть отклонена при $\alpha=0,184$. Такой уровень ошибки недопустим. Поэтому гипотезу H_0 относительно равенства средних следует признать в данном случае справедливой. **Наблюдаемое различие в смертности «дивергировавших» по индексу сходства групп обусловлено случайными причинами.**

Регрессия. Вернемся к выборке с пятью группами (табл. 2). Анализ этих данных методом χ^2 и ANOVA не позволил нам отклонить H_0 , которая допускала, что $p_1=p_2=p_3=p_4=p_5=p$ (где p - частота смертности в генеральной совокупности). Группы однородны, различия между ними обусловлены случайными причинами. Следовательно, оценку частоты смертности в i -ой группе можно записать так: $\hat{p}_i=\hat{p}+\hat{e}_i$ (где \hat{e}_i - оценка эффектов случайных факторов в i -ой группе, т.е. ошибка). Регрессируя \hat{p}_i , В.С. Матюков фактически регрессировал \hat{e}_i (т.к. \hat{p} константа) и получил тренд ошибок, который преподнёс непросвещённому читателю, как: «...четкую, почти прямолинейную зависимость между индексом антигенного сходства родителей и смертностью приплода» [10]. **Регрессия ошибок породила «чудо природы»!** Заметим попутно, что употребляя термин «приплод» В.С. Матюков, тем самым, распространил «зависимость» и на бычков. Этим он не только ввел читателя в заблуждение, но и запутал его, т.к. в [11] писал: «У бычков не обнаружили противоположной зависимости, потому что не обнаружили никакой!».

Фактор «год». В [10] «смертность» определена автором как «качественный альтернативный признак». В контексте статьи - это *пороговый* признак. Последние детерминируются полигенами и подвержены воздействию **многочисленных факторов внешней среды**. При проведении своих изысканий В.С. Матюков с сотрудниками полностью игнорировали этот факт (как и большинство российских иммуногенетиков). Вместе с тем, ANOVA показал (табл.5), что влияние фактора «год» было хотя и небольшим, но значимым ($\alpha<0,05$).

5. ANOVA (фактор «год рождения»)

Источник изменчивости	df	Сумма квадратов	Средний квадрат	F-факт. (F-табл.)
Общая скорр.	353	64,068	-	-
Год рождения	3	2,236	0,745	4,21(2,6)
Остаток	350	61,832	0,177	-
$R^2 = 0,035$ или 3,5%				

Простое объединение данных за все годы могло быть причиной автокорреляции и связанной с нею ложной зависимости смертности от индекса антигенного сходства родителей. Нет сомнений и в том, что на смертность влияла разная по годам эффективность лечения телок. По существу, в данном «эксперименте» смешались три фактора: «индекс», «год рождения» и «лечение». **Научный (и практический) интерес представляет оценка силы и значимости влияния каждого фактора в отдельности и их взаимодействия.** В.С. Матюков не попытался сделать это ни в первой, ни во второй, ..., ни в шестой работах. Зато в последних избыток «фантазий», «дедукций и экстраполяций».

«Выпады». В работе [6] авторы отмечали: *«Если рассматривать данные по годам, то видно, что по тёлкам никаких взаимосвязей индекса сходства родителей по антигенам групп крови с жизнеспособностью телят не установлено. По объединенной выборке за три года с возрастанием индекса сходства родителей смертность телок повышается».* Спрашивается, если по годам зависимости не было, то от чего она появилась в объединенной выборке?

Внимательно присмотревшись к данным по смертности в разрезе лет и групп (табл. 1), можно заметить «выпад»: в 2000 г. в группе с индексом $\geq 0,5$ смертность телок была 60%! В предыдущий и последующий годы этот показатель был, соответственно, 25 и 0%. Этот «выпад» случайный и обусловлен малочисленностью группы.

Второй «выпад» - это смертность телок 2002 г.р. (39,7%). В 1999-2001 г.р. она была, соответственно, 19,3, 24,1 и 15,4%. **Мы считаем, что именно эти «аномальные» явления и стали главной причиной наблюдаемой В.С. Матюковым «зависимости» в объединенных выборках.**

Цитирование. Для доказательства «зависимости» В.С. Матюков сослался на С.К. Охупкина и др. [13] - якобы они получали подобные результаты. Но вот что отмечали авторы в своей книге: *«Однако гетерогенный подбор с учетом аллельных вариантов групп крови разных локусов, или контролируемых ими антигенных факторов лишь способствует получению потомков с повышенным уровнем индивидуальной гетерозиготности, но не гарантирует его. При одном и том же генетическом (антигенном) сходстве родителей возможно получение потомков с разным уровнем гетерозиготности».* Последняя фраза практически лишила «метод подбора по Матюкову» теоретической базы. Выходит, что от родителей с высоким индексом антигенного сходства *можно* получить более гетерозиготного потомка, чем от родителей с низким индексом!

С.К. Охупкин и др. рекомендовали подбирать родителей не на основе индекса антигенного сходства, а *«с разным количеством гетерозиготных локусов».* Они утверждали, что по этому типу подбора *«...отход молодняка в раннем возрасте сокращается в среднем на 25-30%».* Насколько это соответствовало действительности - мы не знаем. Но ученица С.К. Охупкина, кандидат биологических наук, заведующая лабораторией иммуногенетики ВНИИплем'а А.И. Хрунова, презентовавшая нам монографию «Селекция и эволюционный про-

цесс», склонна считать, что никаких ассоциаций факторов групп крови с хозяйственно-полезными признаками, в том числе и с жизнеспособностью, нет (в личной беседе 27 января 2010 года).

В качестве доказательства статистической значимости связи индекса сходства и смертности, В.С. Матюков в [10 и 11] привлек также работу Г.Л. Шестаковой [15]. В частности, он отметил: «...из девяти межгрупповых сравнений ... только в одном установлена статистически значимая разница» (заметьте, расчеты были сделаны самим В.С. Матюковым). Разве может подобное соотношение, 11 из 100, говорить о **наличии** какой-либо связи?

Подобных работ множество. Вот, например, статья М.А. Ереминой «Генетические особенности коров с большим сроком продуктивного использования» [3]. Автор резюмировал: «Установлено снижение показателя гомозиготности с 12,3 до 9,9% с повышением удоя у коров с большим сроком продуктивного использования». Одно хозяйство, 109 коров, никаких статистических доказательств. Простые расчеты показали, что оценка разности в гомозиготности крайних групп более чем в 3 раза ниже ее ошибки! **Ни о чём, кроме подтверждения данной нами в [5] оценки низкого качества российских иммуногенетических изысканий, подобные публикации не свидетельствуют.**

Закключение. Ни соотношение выборок с «отвергнутыми» нулевыми гипотезами, ни результаты проверки групп на однородность методом χ^2 , ни результаты ANOVA, ни тесты Стьюдента и даже регрессионный анализ не дают нам оснований говорить о наличии статистически значимых связей индекса антигенного сходства родителей и смертности (жизнеспособности) потомства в публикациях В.С. Матюкова. Так как при обработке данных не учитывалось влияние иных, чем индекс сходства, факторов (год рождения, лечение), то проведенные «исследования» вообще являются методически невыдержанными. Кроме того, как отмечали проф. С.К. Охалкин и др. [13], подбор родителей по антигенному сходству даже теоретически не гарантирует успеха.

Основные причины «выявленных» в [6-11] «закономерностей» - это «выбросы» и очень большое желание В.С. Матюкова её (закономерность) «открыть». Именно эти два фактора породили «чудо природы», которое при внимательном рассмотрении оказалось фантомом (призраком).

P.S. Выше не были рассмотрены затронутые в [11] вопросы о h^2 , BLUP и пр. не потому, что согласны с дилетантской «интерпретацией» В.С. Матюкова, а из-за того, что они не относятся к обсуждаемой теме. В.С. Матюкову и К^о советуем не «фантазировать», не слушать секретарей ЦК, а больше читать, в т.ч. иностранную литературу.

Литература

1. Букаров Н. *Контроль и управление воспроизводством генофонда молочных стад Подмосковья*. // Молочное и мясное скотоводство.-2007.-№ 1.-С. 28-29.
2. Глотов Н.В., Животовский Л.А., Хованов Н.В., Хромов-Борисов Н.Н. *Биометрия*. - Л.: Изд-во Ленингр. ун-та, 1982.-264 с.
3. Еремина М.А. *Генетические особенности коров с большим сроком продуктивного использования*. // Зоотехния, 2009.-№ 9.-С. 5-7.
4. Кузнецов В.М. *Основы научных исследований в животноводстве*. Киров: Зональный НИИСХ Северо-Востока, 2006.-568 с. (см. также www.vm-kuznetsov.ru/aspirantam.html).
5. Кузнецов В.М. *Ассоциации групп крови с количественными признаками: факты и артефакты*. // «Генетические маркеры и экстерьерные признаки в селекции сельскохозяйственных животных»: Сборник материалов научно-практического семинара (24-25 июня 2009 г.). Сыктывкар: ГУ НИПТИ АК Республики Коми РАСХН, 2009.- С. 103-117. (см. также www.vm-kuznetsov.ru/etute.html).
6. Матюков В.С., Бурнадзе Т.П., Окуловская Е.А. *Селекционно-генетические методы повышения жизнеспособности молодняка крупного рогатого скота*. // Проблемы развития и научное обеспечение животноводства Евро-Северо-Востока России: сборник материалов научно-практической конференции, Кострома, 23-25 июня 2003 г.: Кострома, 2005.-С. 235-241.
7. Матюков В.С., Окуловская Е.А., Бурнадзе Т.П. *Генетические аспекты жизнеспособности телят*. // Аграрная наука Евро-Северо-Востока.-2005.-№ 7.-С. 89-92.
8. Матюков В.С., Меркова Н.М., Лямытских О.А. *Оценка жизнеспособности молодняка крупного рогатого скота на основе использования морфологических признаков*. // Сельскохозяйственная биология.-2006.-№ 6.-С. 21-27.
9. Матюков В.С., Жариков Я.А., Миронов В.В., Лямытских О.А., Меркова Н.М., Чередова Е.В. *Разработать систему оценки племенной ценности крупного рогатого скота по биохимическим маркерам и экстерьерным признакам*. // Отчет о НИР за 2006-2008 гг.: 06.01.01. / НИПТИ АПК Республики Коми: Сыктывкар, 2008.-92 с.
10. Матюков В.С. *Зависимость смертности потомства от антигенного сходства родителей (Фантом или загадка природы)*. // «Генетические маркеры и экстерьерные признаки в селекции сельскохозяйственных животных»: Сборник материалов научно-практического семинара (24-25 июня 2009 г.). Сыктывкар: ГУ НИПТИ АК Республики Коми РАСХН, 2009.- С. 96-103.
11. Матюков В.С. *Индекс антигенного сходства родителей и жизнеспособность их потомства*. // «Генетические маркеры и экстерьерные признаки в селекции сельскохозяйственных животных»: Сборник материалов научно-практического семинара (24-25 июня 2009 г.). Сыктывкар: ГУ НИПТИ АК Республики Коми РАСХН, 2009.- С. 117-135.
12. Меркурьева Е.К. *Биометрия в селекции и генетике сельскохозяйственных животных*. М.: «Колос», 1970.-423 с.
13. Охалкин С.К., Дунин И.М., Рожков Ю.И. *Селекция и эволюционный процесс*. М.:ВНИИплем, 1995.-218 с.
14. Рокицкий П.Ф. *Основы вариационной статистики для биологов*. Минск, 1961.-223 с.
15. Шестакова Г.Л. *Влияние подбора и степени сходства родителей по группам крови на репродуктивные качества свиноматок*. // Вестник Россельхозакадемии, 2009.-№3.-С. 84-86.