

Нели Тодорова Керанова

**ПРИЛОЖЕНИЕ
НА МАТЕМАТИКО-
СТАТИСТИЧЕСКИ МЕТОДИ
ПРИ АГРОБИОЛОГИЧНИ
ИЗСЛЕДВАНИЯ**

Монография

Академично издателство на Аграрния университет

Пловдив, 2022

Настоящата монография е посветена на приложението на някои математико-статистически методи при агробиологични изследвания. Представени са конкретни анализи в различни области от аграрната наука и по-специално в растениевъдството, овощарството, лозарството, винарството, тютюнопроизводството, птицевъдството и др.

Направени са кратки теоретични бележки, свързани с последващото изложение в съответния параграф, даващи възможност на читателя, дори той да не е математик или статистик, да придобие по-ясна и категорична представа за подходите на изследване и резултатите от тях.

Формулирани са обобщения и изводи за съответните изследвани проблеми, както през призмата на математиката, така и от гледна точка на аграрната наука. Изследвани са перспективите за бъдещи приложения на получените резултати.

© *Нели Тодорова Керанова, 2022*

© *Академично издателство на Аграрния университет – Пловдив, 2022*

Нели Тодорова Керанова
ПРИЛОЖЕНИЕ НА МАТЕМАТИКО-СТАТИСТИЧЕСКИ МЕТОДИ ПРИ
АГРОБИОЛОГИЧНИ ИЗСЛЕДВАНИЯ
Монография

Рецензенти
Проф. дмн Веселин Видев
Проф. д-р Васко Герзилов

Редактор. Никола Цайкин, Недялка Петкова
Дизайн на корицата Недялка Петкова

Печатни коли 4,5
Формат 32/70x100

Академично издателство на Аграрния университет
Пловдив, 2022

ISBN 978-954-517-318-9

Neli Todorova Keranova

**APPLICATION
OF MATHEMATICAL AND
STATISTICAL METHODS IN
AGROBIOLOGICAL RESEARCH**

Monograph

**Academic Publishing House of the Agricultural University
Plovdiv, 2022**

The present monograph is devoted to the application of mathematical and statistical methods in agrobiological research. Specific analyzes are presented in various fields of agricultural science and in particular in plant growing, fruit growing, viticulture, winemaking, tobacco production, poultry farming, etc.

Brief theoretical remarks are made in connection with the subsequent exposition in the relevant paragraph, enabling the reader, even if he/she is not a mathematician or statistician, to acquire a clearer and more definite idea of the research approaches and their results.

Summaries and conclusions are formulated for the respective studied problems, both through the prism of mathematics and from the point of view of agricultural science. The perspectives for future applications of the obtained results are studied.

©Neli Todorova Keranova, 2022

©Academic Publishing House of the Agricultural University – Plovdiv, 2022

Neli Todorova Keranova
APPLICATION
OF MATHEMATICAL AND STATISTICAL METHODS IN AGROBIOLOGICAL
RESEARCH
Monograph

Reviewers
Prof. Veselin Videv, DSci
Prof. Vaslo Gerzilov, PhD

Editor: Nikola Tsaikin, Nediaalka Petkova....

Cover design: Nediaalka Petkova

Printed quires 4,5...
Format 32/70x100....

Academic Publishing House of the Agricultural University – Plovdiv
Plovdiv, 2022

ISBN 978-954-517-318-9

СЪДЪРЖАНИЕ

Съдържание	5
Въведение	7
Цели и задачи на монографията	21
ГЛАВА I. Дисперсионният анализ, като инструмент за научни изследвания в агрономството	
1.1. Някои бележки, свързани с теоретичните основи на дисперсионния анализ.....	22
1.2. Приложение на еднофакторен дисперсионен анализ за изследване производството на плодове в България и Европейския съюз от 1961 г. до 2014 г.....	28
1.3. Сравнителна оценка на държавите от Европейския съюз според средните добиви от спанак за периода 1961-2014 г.....	30
1.4. Сравнителна оценка на районите на България според среден добив от някои земеделски култури от 2001 г. до 2015 г.....	32
1.5. Приложение на еднофакторен дисперсионен анализ за оценка и анализ на екологичната валентност на средните добиви от някои земеделски култури в България от 2001 г. до 2015 г.....	34
1.6. Изследване производството на тютюн в България и ЕС чрез еднофакторен дисперсионен анализ.....	41
1.7. Анализ на динамиката на пазара на земя в България от 2010 г. до 2015 г.....	34
1.8. Сравнителна биометрична оценка на ампелографски показатели при безсеменни хибридни форми лози.....	47
ГЛАВА II. Приложение на кълъстерния анализ в изследвания от аграрната сфера	
2.1. Същност и особености за кълъстерния анализ.....	52
2.2. Приложение на кълъстерния анализ за групиране на районите на България според среден добив на някои земеделски култури от 2001 г. до 2015 г.....	56
2.3. Приложение на кълъстерния анализ за групиране на новоселектирани генотипове тютюн Виржиния според някои химични показатели.....	58

2.4. Йерархичен клъстерен анализ за групиране на районите в България според цени на земеделските земи.....	62
2.5. Групиране на безсеменни хибридни форми лози според ампелографските им показатели.....	63
2.6. Групиране на линии кокошки според някои показатели за продуктивност	69
2.7. Групиране и оценка на сортове дрян според някои помологични показатели	76
ГЛАВА III. Корелационният анализ като инструмент за изследвания в агрономството	
3.1. Същност и особености на корелационния анализ.....	78
3.2. Корелационни зависимости между органите на цвета при безсеменни хибридни форми лози и стопански важни ампелографски показатели.....	80
3.3. Изследване зависимости между по-важни помологични показатели при генотипове дрян чрез корелационен анализ.....	88
ГЛАВА IV. Приложение на регресионния анализ в лозарството, овощарството и птицевъдството	
4.1. Същност и особености на регресионния анализ	91
4.2. Регресионни модели, представящи зависимостите между органите на цвета при безсеменни хибридни форми лози и стопански важни ампелографски показатели в аналитичен вид.....	94
4.3. Моделиране на зависимости между по-важни помологични показатели при генотипове дрян чрез регресионен анализ	99
4.4. Изследване влиянието на срока на съхранение на пуйчи яйца върху техните качества	104
ГЛАВА V. Факторен анализ	
5.1. Същност и особености на факторния анализ	113
5.2. Приложение на факторния анализ за провеждане на агробиологична оценка на сортове лози за бели и червени вина ...	115
Заклучения и изводи	123
Приложения и перспективност на получените резултати.....	126
Приноси.....	127
Списък с публикациите към монографията	129
Библиография	130

Въведение

Математиката като наука възниква с появата на цивилизования начин на живот през IV-III в. пр. н. е. По-късно, през XIV-XV век, в Европа се появяват търговията и икономиката, което дава тласък на нейното развитие.

През XVIII и началото на XIX век са положени основите на функционалния анализ от Ойлер и братята Бернули, теорията на групите – от Абел и Галоа, вариационното смятане – от Ойлер и Лагранж, статистиката и теорията на вероятностите – от Лаплас, диференциалната геометрия – от Риман и Гаус. Влияние върху развитието на математиката през XX век оказва докладът на Давид Хилберт, в който той формулира двадесет и три нерешени проблема.

След появата на компютъра, интернет пространството предоставя неограничени възможности, както от страна на информация, свързана с приложенията на математиката, така и условия за съвместна работа на изследователи от различни области на науката.

Типични примери за приложение на някои математически константи в други сфери са:

- Константата „ π “, представяща отношението между дължината на дадена окръжност и нейния диаметър, която намира място в изследвания в областта на механиката и физиката.

- Ойлерото (неперовото) число „ e “ се използва в сферата на финансите за изчисляване на сложна лихва, а в химията – при радио-въглеродното датироване.

- Златното сечение „ ϕ “ (равно е например на отношението на диагонал към страна в правилен петоъгълник) се прилага при финансови анализи, когато се провеждат опити за определяне, дали даден пазар ще продължи своя темп на развитие или ще се промени. Има важно значение още в архитектурата и изкуството.

- Имагинерната единица „ i “, позволяваща множеството на реалните числа да се разшири до множеството на комплексните числа. Тя дава възможност за намирането на корени на всеки полином с реални коефициенти, а самата имагинерна единица има приложение още във физиката и в инженерните науки.

В приложната математика се използват редица математико-статистически методи, чрез които могат да се решават конкретни задачи от различни области не само на науката, а и на живота. Тези методи намират широко приложение във всички сфери на науката: аграрни науки, икономика, екология, физика, химия, психология, социология, спорт и други. Те са разработени, за да направят възможно цялостното количествено изследване на вариациите на обектите, както и за анализ и интерпретация на данни от експерименти от вариационен характер (Mead et al., 2003).

В биологията честотата на вариациите и важността на факторите, водещи до вариране, често са от особен интерес за учените. Авторите разглеждат множество ситуации, в които се прилага вариационен анализ. Потвърждават, че значението на измененията при биологичния материал е много по-голямо, отколкото в неживия. По-голямата вариабилност на живия материал подчертава особената необходимост от методи за справяне с процесите на изменение на обектите в биологичните науки, медицината и селското стопанство.

Целта на селскостопанските изследователи обикновено е да се измери ефектът от променливите фактори. Често прилагането на математико-статистическите подходи в аграрните науки води до спестяване както на време, така и на финансови ресурси.

Земеделието е основен отрасъл в икономиката на България. Неговата продукция осигурява както храна за населението, така и суровини за леката и хранително-вкусовата промишленост. Един от главните сектори на земеделието у нас е зърнопроизводството. Като производител на пшеница България е задоволявала нуждите си и е била в различна степен нетен износител. В страната производството на ечемик обслужва предимно фуражопроизводството и пивоварната промишленост. В зависимост от получената реколта за различни периоди от време България е изнасяла и различни количества слънчоглед и царевица (Витков, 2013).

Зърнопроизводството е основен подотрасъл на растениевъдството в България и поради факта, че зърното е основната част от хранителните запаси на страната. Зърнените култури осигуряват храни за животните и хората. Зърното и неговите производни заемат значителен дял в износа на България (Kostadinov and Mollov, 2015; Ivanov, 2014). У нас съществуват благоприятни почвени и климатични условия за отглеждането на разнообразни зърнени

култури – пшеница, ечемик, царевица и др. Отглеждането им зависи до голяма степен и от релефа, надморската височина, плодородието на почвите и тяхната влажност.

Зеленчукопроизводството, лозарството и овощарството са традиционни подотрасли на растениевъдството в България, което е предопределено от благоприятните природни условия в страната и производствения опит на населението, натрупан през вековете. Всеки от посочените подотрасли се характеризира със специфични особености, както по отношение на изискванията към почвено-климатичните условия, така и по отношение на биологичните особености в развитието на отделните култури.

Климатичните условия са благоприятна предпоставка за отглеждането на разнообразни плодове в страната чрез относително високите температури през лятото и продължителното слънчево греење.

Овощарството има важно значение за населението не само на България, а и по света. От една страна, плодовете са неизменна част от пълноценното хранене на хората. Те са богати на захар, фруктоза, пектин, фосфор, желязо, калций и др. От друга страна, осигуряват суровини за консервната промишленост. Производството на плодове е основно средство за препитание на много хора, както в България, така и по света. Част от произведената продукция в нашата страна се пласира във вътрешните пазари, а друга – на международните.

Предпоставка за повишаване добивите от различни плодове са благоприятните природни и климатични условия. Проблемът за подобряване качествата на плодовете е предизвикателство пред редица учени. Съществуват множество изследвания, свързани с качествата на плодовете в България (Denev, et al., 2013, Djouvinov and Vitanovap 2002, Ivanova et al., 2002, Topchiiska et al., 2002, Zhivondov, 2009).

В световен мащаб също се провеждат научни изследвания с цел оптимизиране количествата и качествата на продукцията на овощарството. Hernandez et al. (2006) изследват съдържанието на витамин С в различни тропически плодове: банани, папая, манго и ананас.

Alothaman et al. (2009) изследват ефекта от ултравиолетовото третиране върху съдържанието на фенол, флавоноид и витамин С в ананас, банан и гуава чрез математически подходи. Установяват, че общото съдържание на фенол и флавоноид в гуавата и бананите се увеличава значително с увеличаването на

времето на облъчването. При ананас увеличаването на общото съдържание на фенол е незначително, но съдържанието на флавоноид се увеличава значително след 10-минутно лъчение. Третирането с ултра-виолетови лъчи намалява съдържанието на витамин С в трите плода.

Galizzi et al. (2004) изследват влиянието на почвите върху добивите и качеството на различни плодове. След определяне на корелационните коефициенти, установяват, че съществува положителна корелация между добива и концентрацията на калий в почвата, както и отрицателна корелация между добива и съдържанието на цинк и манган.

Дрянът е растение, разпространено в Източна и Южна Европа, Кавказ, Югозападна Азия. Известни са данни за съществуването му още от древността в Гърция. В България се среща най-често в предпланински територии. Известен е с лечебните си качества, поради което намира приложение както в народната медицина, така и във фармакологията (Dinda et al., 2016). Фитохимичните изследвания на различни части на растението доказват съдържанието на десетки съединения, като антоцианини, флаво-ноиди, витамин С и други. Поради антимикробните, антидиабетните, анти-атеросклеротични, бъбречнозащитни и други качества, намира широто приложение във фармакологията.

Съществуват редица изследвания, свързани с антиоксидантните му свойства (Ersoy et al., 2011; Celep et al., 2012; Popovic et al., 2012).

Всичко това обуславя интереса на учените към изследвания, свързани с особеностите на това растение. Съществуват редица проучвания, свързани с определяне на взаимодействието между някои негови показатели (Savikin et al., 2009; Pawlowska et al., 2010; Hassanpour et al., 2013; Mratinic et al., 2015). Всички те са основани на приложението на математико-статистически методи. Класически в това отношение са корелационният и регресионният анализи.

Zhivondov et al. (2007) установяват, че при трите най-разпространени сортове дрян в България средната маса на плодовете варира в границите от 7.25 g за сорт Панчаревски цилиндричен, до 9.00 g при сорт Шуменски продълговат. Средната маса на плодовете от сорт Казанлъшки крушовиден е 8.03 g. Съдържанието на витамин С в свежите плодове варира от 70.18 mg при Панчаревски цилиндричен, до 74.34 mg при Шуменски продълговат. Установено е също, че след четиридневно съхраняване на плодовете, съдържанието на витамин С намалява с 5-7 mg.

Tural and Koca (2008) изследват сортове дрян, разпространени в Турция, според техните физични, химични и антиоксидантни свойства. Масата на костилката е от 0.39 g до 1.03 g, дължината на плода е между 14.24 mm и 22.20 mm, а ширината на плода - 9.59-13.21 mm.

Namid et al. (2011) анализират сортове дрян според някои химични показатели. Доказват, че най-силно влияние върху антиоксидантните качества на растението оказва общият флавоноид.

В Сърбия, провинция Войводина, се анализират над 200 генотипа дрян и се установява висока степен на генетична нестабилност по морфологични и химични показатели (Bijelić et al., 2011).

Gunduz et al. (2013) изследват различни генотипове дрян според някои биометрични (ширина, дължина и маса на плода) и химични показатели. Установяват, че средните стойности на ширината, дължината и масата на плодовете са съответно 17.4 mm, 23.5 mm и 4.9 g. Антиоксидантната активност е висока и се изменя през различните етапи на зрялост на плода. Значителна нестабилност се доказва по отношение на цвета, фотохимичните свойства и някои поромологични показатели.

Keatley and Hudson (2007) изследват изменението в датата на цъфтеж на 65 генотипа дрян, разпространени в Австралия. Установяват, че при тринадесет от тях върху нея оказват влияние измененията в климата. Считат, че вероятно климатичните промени въздействат на репродуктивните характеристики на растенията. Доказаните зависимости са представени чрез регресионни уравнения.

Yilmaz et al. (2009) изследват масата на плодовете на дрян, антиоксидантите му характеристики и химични показатели (аскорбинова киселина, общи феноли, захар, киселини). Доказват съществуването на линейни зависимости между антиоксидантната активност и количеството на общите феноли.

Kostecka et al. (2017) проучват съдържанието на витамин С в четиринадесет новоселекционирани генотипове дрян, плодовете от които са събрани в края на август и септември. Установяват, че новите хибриди се отличават в значителна степен от съществуващите до момента, по отношение на количеството на витамин С. Изследвано е сухото вещество в съответните образци и установяват редица зависимости, които моделират чрез линейни регресионни модели. Не са получени статистически доказани корелации между

съдържанието на сухо вещество, масата на плодовете и съдържанието на витамин С.

Taktak and Ilbay (2016) извършват екстракция на полифеноли от листата на дрян и доказват, че съдържанието на рН е най-важният фактор, въздействащ на този химичен показател. Най-висока степен на абсорбция е получена при стойност на рН, равна на 10.

Hassanpour and Ali Shiri (2014) изследват размножаването при дряна чрез анализиране на показатели, свързани с кореновата му система: процент вкоренени резници от генотип, коренова маса, дължина на корена и др. Доказаните зависимости моделират чрез квадратна функция, за която установяват, че в максимална степен приближава експерименталните данни. Не е доказано влияние на различните видове почви за вкореняването.

Alijanpour (2017) прави количествена и икономическа оценка на генотип дрян за тригодишен период от време. Отчита изменението на височината на растението, височината на короната, диаметър на короната, брой издънки, годишно производство на плодове. За определяне зависимостите между вегетативните характеристики и произведеното количество плодове е приложен множествен регресионен анализ. Изчисляват, че за 2012-2014 г. общият обем на производство е съответно 17500 кг, 10705 кг и 8169 кг.

Матев (2012) изследва влиянието на напояването на слънчогледа при различни поливни норми върху неговата продуктивност чрез корелационен и регресионен анализ. Съставени са нелинейни регресионни модели, определени са коефициентите на детерминация. Доказва, че в условията на Пловдив слънчогледът дава максимален добив при поддържане на почвената влажност над 75%. Редуцирането на поливните норми води до намаляване на продуктивността между 11% и 18%.

Matev et al. (2013) извършват сравнителна оценка на въздействието на поливния режим върху добивите от соя, като представя установените зависимости в аналитичен вид чрез регресионни уравнения.

Влиянието на напояването върху добива и качествените характеристики при два испански сорта грозде Manto Negro и Tempranillo е проучено от Medrano et al. (2003). Основавайки се на десетгодишни наблюдения, доказват съществуване на тясна връзка между количеството на водата и добива на грозде най-вече чрез въздействието на водния стрес върху фотосинтезата.

Dutta et al. (2003) въвеждат интегриран модел за оценка на загубите от наводнения в речен басейн. Моделът е комбинация от физически базиран разпределен хидрологичен модел и разпределен модел за оценка на загубите от наводнения. Хидроложкият модел разглежда основните процеси на водния цикъл чрез физически базирани управляващи уравнения, които се решават, за да се симулира разпространението на вода във всеки от тези процеси. Той е предназначен за отчитане на създадените от човека структури за контрол на наводненията, като речни насипи, басейни за забавяне и др., които засягат характеристиките на наводненията. Моделът за оценка на загубите е формулиран на базата на взаимовръзките между етапите на наводнение между различните параметри на наводненията и характеристиките на земята. Той изчислява икономическата загуба за различните характеристики на земеползването въз основа на симулираните параметри на наводнение, получени от хидроложкия модел за всяко наводнение.

Aregbesola et al. (2015) извършват тънкослойно сушене на ядките от *Irvingia gabonensis* при четири различни температури: 50°, 60°, 70° и 80°C. Прилагат нелинеен регресионен анализ и определят параметрите на модела, както и коефициент на детерминация и стандартна грешка. Доказват, че моделът на Хендерсън-Пабис дава най-оптимални резултати.

Erenturk and Erenturk (2007) изследват процеса на сушене на моркови, поставени при различни условия в зависимост от температурата на въздуха и скоростта на въздушния поток. Съставени са четири математически модела, представящи изследвания процес. Сравнявайки корелационните коефициенти на променливите, коефициентите на детерминация, както и сумата от квадратите на разликите, определят най-оптималния модел.

Shi et al. (2006) представят резултати от проучване качеството на почвата на зеленчукови насаждения чрез мониторинг на течните метали в нея. Създават модел за оценка на цялостното замърсяване на почвата. Резултатите от анализите показват, че съдържанието на разглежданите тежки метали е в рамките на допустимото и че почвата е безопасна.

Селското стопанство е в основата на националната икономика, тъй като осигурява храна за населението и суровини за промишлеността. В разработката си авторите разглеждат развитието на селското стопанство през призмата на математически понятия и приложения.

Широко разпространени в растителния свят са етеричномаслените култури. Голямо е разнообразието на отглежданите в България етеричномаслени култури. Такива са: маслодайна роза, лавандула, мента, анасон, кориандър, кимион, невен, босилек, жълт кантарион, жасмин, мащерка, валериана, бял равнец, маточина, риган, розмарин и т.н. Част от тях са диворастящи, други – полски, а трети – градински. Етеричните масла намират широко приложение. Във фармацията се използват за производство на лекарства, поради бактерицидните свойства на маслата. В хранително-вкусовата промишленост се употребяват под формата на подправки или консерванти, а в парфюмерийната и козметичната промишленост – за производството на парфюми, кремове и др.

Съществуват редица изследвания, свързани с производството и характеристиките на етеричномаслени растения. В голяма част от тях се прилагат математически подходи за изследване и анализ, както на средния добив от тези култури, така и за установяване взаимодействието на различни показатели върху химичните компоненти на съответното растение.

В Cimanga et al., (2002) са изследвани връзките и влиянието на различни химични компоненти на *Eucalyptus alba*, *Eucalyptus citriodora*, *Eucalyptus deglupta*, *Eucalyptus globulus*, *Eucalyptus saligna*, *Eucalyptus robusta*, *Aframomum stipulatum*, *Cymbopogon citratus*, *Ocimum americanum* чрез корелационен анализ.

Проведен е лабораторен експеримент за анализ на съдържанието на етерични масла в Tansy от две напълно различни места (Stavovich et al., 2011). Първата проба е взета от незамърсена природна област, а втората – от замърсена промишлена зона. Съставните части на етеричните масла са диференцирани GC-MS-хроматография. Резултатите показват, че растенията реагират на екологичния стрес чрез по-високо производство на етерични масла.

Целта на Zheljazkov et al. (2013) е да изследват влиянието на продължителността на дестилацията върху добива и състава на етерично масло от лавандула. Резултатите показват, че добивът не може да се увеличи след 60-та минута. Измененията в добива на етерично масло, както и концентрациите на различните химични компоненти в него, са моделирани чрез прилагане на множествена регресия.

Rezende et al. (2013) проучват влиянието на факторите на околната среда върху химичния състав на етерични масла, придобити от листата на *Syzygium*. Такива анализи представляват интерес за научната общественост, тъй като дават информация за пълноценното им отглеждане, високата продуктивност и установяват параметри за компонентите на етеричното масло. Данните са анализирани с помощта на стъпаловиден множествен регресионен и клъстерен анализ, а резултатите сочат, че основният фактор, способен да повлияе на химичния състав на етеричните масла от листата, е периодът на събиране. Мястото на събиране оказва незначителен ефект.

Морфологичните особености на етеричното масло и продуктивните качества на различни етерично-маслени култури са изследвани чрез математико-статистически подходи от Omer et al., (2014).

Целта на Hazzoumi et al., (2015) е да изследва изменението в добива и състава на етеричното масло през различните фази на растеж в ароматно растение, широко използвано в Мароко, *Pelargonium* sp. Изследвано е влиянието на изменението на водното съдържание върху добива и е изчислен корелационният коефициент (-0,840**), доказващ силния му отрицателен ефект върху продуктивността.

Математически подходи са приложени за изследвания в областта на селекцията и производството на тютюн (Дюлгерски и Радукова, 2013, Дюлгерски и Диманов, 2014; Друмева-Йончева, Йончев, 2016; Друмева-Йончева и др., 2017).

За да се насърчи контролът върху храните и екосистемите са идентифицирани няколко иновативни земеделски системи (Crowder and Reganold, 2015). Най-бързо развиваща се и перспективна от тези системи е био-логичното земеделие. Дали то може да продължи да се разраства вероятно ще се определи от това, доколко е икономически конкурентно на конвенционалното земеделие.

Авторите изследват финансовите резултати на органичното и конвенционалното земеделие чрез провеждане на мета-анализ на глобална база данни, обхващаща 55 култури, отглеждани на пет континента. Прилагат редица математически способности, включително регресионни модели. Изследването доказва, че биологичното земеделие може да продължи да се разраства, дори ако печалбите намалее. Освен това, с многобройните си ползи за

устойчивост, системите за биологично земеделие могат да допринесат за по-голям дял в храненето на света.

Hardaker et al. (2004) считат, че работата в аграрната сфера е рисков бизнес. Те извършват редица изследвания за оценка на риска в селското стопанство чрез прилагане на множество математико-статистически методи за неговата оценка.

Gunhan et al. (2005) представят изследване, базиращо се на математическото моделиране, за сушене на листата на *Laurus nobilis* L. Експериментите за сушене са извършени в лабораторна сушилня, конструирана в Университет Еге, Измир, Турция. Петнадесет различни математически модела на сушене са сравнени на базата на техния коефициент на корелация, средна квадратична грешка, средна грешка при отклонението, хи-квадрат и t-разпределение за оценка на кривите на сушене. Определен е моделът, който най-точно описва процеса на изсушаването на листата.

Lalev et al. (2014) и Hristakieva et al. (2009) прилагат дисперсионен анализ за изследване инкубационните качества на линии птици.

Използването на клъстерен анализ с цел групиране на линиите кокошки по определени показатели е широко разпространен инструмент за изследване в птицевъдството (Rosenberg et al., 2001, De Marchi et al., 2006, Granevitze et al., 2007). Някои автори използват йерархичен клъстерен анализ, за да групират линиите бройлери според техните бактериални характеристики в червата (Yang et al., 2008, Corrigana et al., 2015, Day et al., 2015). Savegnano и др. (2011) прилагат няколко математически подхода за изследване и анализ на връзките между разплодните стойности и яйчната продуктивност.

Tadano et al. (2012) изследват пет линии птици и ги групират чрез клъстерен анализ въз основа на показатели, свързани с техните генотипни характеристики.

Геномите на китайски местни популации от пилета се изследват с помощта на микросателити като молекулярни маркери (Chen et al., 2004). Чрез използване на клъстерен анализ, дванадесет китайски местни популации от пилета са разделени в три клъстера. Първият включва Taihe Silkies, Henan Game Chicken, Langshan Chicken, Dagu Chicken, Xiaoshan Chicken, Beijing Fatty Chicken и Luyuan Chicken. Вторият клъстер включва Chahua, Tibetan, Xianju и Baier. Gushi Chicken формира отделен клъстер и демонстрира голямо разстояние в сравнение с други популации от птици. Клъстеризацията може да

бъде обусловена от три фактора: географски, телесна форма и икономически цели.

Генетичното разнообразие на турските местни породи пилета Denizli и Gerze е оценено с 10 микросателитни маркера (Kaya M. и Yildiz, M., 2008). Филогенетичното дърво се конструира с помощта на генетично разстояние и метод за свързване на най-близкия съсед. Топологията му отразява общия модел на генетична диференциация сред породите Denizli и Gerze. Субпопулациите Denizli и Gerze имат богато генетично разнообразие. Информацията за породите Denizli и Gerze, оценена чрез микросателитен анализ, може също да бъде полезна като първоначално ръководство при определяне на целите за проектиране на бъдещи изследвания на генетични вариации и разработване на стратегии за опазване.

Чрез математико-статистическите методи се анализират редица проблеми в икономиката. Предоставя се възможност икономистите да осъществяват изследвания и на база получените резултати да формулират конкретни твърдения по различни теми (Varian, 1997). По настоящем голяма част от икономическата теория се представя чрез математически модели, представляващи различни функционални зависимости, съотношения и др. (Kenneth and Intriligator, 1981).

Определянето на начините, по които най-целесъобразно следва да се разпределят ресурси, както и разходите за разпространение и оценка на различни количествени показатели, са обект на математически изследвания. Различни са аспектите на приложението на математиката в икономиката. Алгебрата се използва за изчисляване на общи приходи, разходи, ресурси. Аналитично се определят производствени криви, както и кривите на максимизиране на печалба и тяхното графично визуализиране. Построяват се редица графични изображения (Blagoeva, 2019; Georgieva and Blagoeva, 2019; Georgieva and Blagoeva, 2020).

Математико-статистическите методи дават възможност за прогнозиране на бъдещи събития, при съхраняване на обективните фактори, влияещи върху променливите, както и степента на достоверност на съответните резултати. Икономистите имат възможност да определят риска и възможните изходи от дадено събитие. Те използват графики за максимизиране на печалбите си, за оптимизиране на бизнеса си, за дългосрочен успех, дори когато някои от

факторите, участващи в съответния процес, са непредвидими по своята същност.

Разполагаемият доход на домакинствата и покупателната способност на населението са в основата на икономическото развитие на всяка държава (Цанова и Цанова, 2012). В икономическата теория има различни становища относно ролята на потреблението и спестяването спрямо икономическия растеж. Потреблението стимулира пряко производството и допринася за икономическия подем в близък план. Спестяванията на домакинствата служат като средство за бъдещо потребление и са източник на инвестиции в икономиката, т.е. те са източник на дългосрочен икономически растеж. С помощта на дисперсионен анализ се доказва значимостта на тенденцията в изменението на общия доход на домакинство за периода 2000-2009 г. Авторите установяват зависимост между общия потребителски разход и располагаемия доход на домакинствата в съответния период. Колебанията в двата показателя могат да се обяснят с международната икономическа криза и нейното отражение върху българската икономика, а оттам и върху дохода и потреблението на населението.

Николов и Ангелов (2012) изследват сложните и динамични връзки, съществуващи между основни макроикономически показатели и факторите, явяващи се основни за тяхното формиране. Предмет на изследване са основните макроикономически фактори, въздействащи върху равнището и динамиката на брутният вътрешен продукт. Преките чуждестранни инвестиции в България са едни от основните генератори на икономически растеж. Приложени са корелационен и регресионен анализ. Съставен е модел, описващ силата и посоката на въздействие за отделните фактори, които имат основно значение за осигуряване на ресурсно-капиталовата осигуреност на икономиката. Някои от факторите, включени в изследването, са: брутен вътрешен продукт, бюджетен дефицит, вътрешен дълг, външен дълг, дълг на социално-осигурителните фондове, фискален резерв и други. Доказват, че размерът на външния дълг е фактор, който няма доказано влияние и може да бъде елиминиран. Аналогични заключения са направени и за размера на дълга на социално-осигурителните фондове. Доказва се, че вътрешният дълг и общинските дългове оказват негативен ефект върху БВП, а бюджетния дефицит – позитивен. Установяват негативното въздействие на преките

чуждестранни инвестиции на България в чужбина върху намаляване на разполагаемия ресурс.

Клъстерният анализ намира широко приложение и в икономическите изследвания (Hollenstein, 2003).

Dimova and Georgieva (2014) изчисляват определени икономически показатели и анализират изменението им чрез математико-статистически методи. Мургов и др. (2000) оценяват влиянието на разходите, които прави едно предприятие, за да не нарушава екологичното равновесие в резултат на собственото си функциониране, а също и за ликвидиране на последствията от щети, нанесени на околната среда, чрез възможностите на съвременните статистически и информационни инструменти.

Математико-статистическите методи за изследвания намират приложение и в спорта. Чрез вариационен анализ са установени закономерностите, "които носят информация за количествените и качествените параметри за състоянието на двигателните качества при ученици", както и "на някои основни психически показатели при студенти". (Маргаритов, 2019a, 2019b).

Фармацията е наука, в която също се прилага корелационен анализ (Urlick et al, 2020). Todorovic et al. (2017) изчисляват корелационните коефициенти за изследване на антимикробни и антибактериални свойства.

Han-Kuei Wu et al. (2017), Rejtő et al. (2019) прилагат в своите изследвания в областта на медицината корелационен анализ.

Основният програмен продукт, чрез който са извършени анализите в монографията, е IBM SPSS Statistics (Statistical Package for the Social Sciences) – пакет от програми за обработка, анализ и представяне на данни.

Това е един от най-разпространените пакети от приложни програми за обработка на статистическа информация. Неговата история започва през 1965 г., когато студенти от Станфордския университет в Сан Франциско, САЩ, се опитват да открият компютърна програма за анализ на статистическа информация. След като не намират такъв, сами го създават.

Това е мощен инструмент за обработка на данни и за математико-статистически анализи в графична среда. Той е реализиран чрез описателни менюта и прости диалогови менюта, така че да бъдат удовлетворени голяма част от потребностите, свързани с необходимостта от математико-

статистически анализ на данни от различни области не само на науката, но и на практиката.

Основният модул на пакета представлява SPSS Base, където се съдържат основните статистически процедури. Другите модули, наречени add-on, разширяват възможностите на базовия модул (Ганева, 2016).

Възможни са два режима на работа с този статистически пакет. Първият е чрез падащите менюта и прозорци. Той позволява нагледно, бързо и лесно да се осигури достъп до голяма част от практическите нужди при обработката и математико-статистическия анализ на данните. Вторият е чрез командния език. Чрез него се предоставя достъп до пълните му възможности за решаване на задачи, което не винаги е възможно чрез режима на прозорци и менюта.

Цели и задачи на монографията

Целите и задачите на настоящия монографичен труд биха могли да се обобщят до:

- ✓ представяне значимостта и приложимостта на математико-статистическите методи в различни научни области и по-специално в селското стопанство, чрез литературен обзор на различни научни изследвания;
- ✓ представяне в систематизиран вид на теоретичните основи на математико-статистическите методи, използвани в изложението (без претенции за пълнота);
- ✓ моделиране влиянието между конкретни показатели чрез регресионни модели
- ✓ доказване приложимостта на математико-статистическите методи в агробиологични изследвания чрез конкретни примери;
- ✓ осъществяване на обосновано разделяне, групиране, филтриране на данни, характерни за даден агробиологичен процес, обект или система, позволяващи на аграрния специалист да оптимизира едни показатели и елиминира -други в бъдещата си експериментална дейност;
- ✓ формулиране на обобщения и изводи за съответните изследвани проблеми, както през призмата на математиката, така и от гледна точка на аграрната наука и практика;
- ✓ изследване перспективите за бъдещи приложения на получените резултати.

ГЛАВА I. ДИСПЕРСИОННИЯТ АНАЛИЗ КАТО ИНСТРУМЕНТ ЗА НАУЧНИ ИЗСЛЕДВАНИЯ В АГРОНОМСТВОТО

1.1. Някои бележки, свързани с теоретичните основи на дисперсионния анализ

Дисперсионният анализ е разработен от Р. А. Фишер и позволява едновременната проверка за равенство на средните при фиксирано ниво на значимост, което остава непроменено за цялото множество от сравнения. В изложението ще съсредоточим вниманието си върху теоретичните и практически особености на еднофакторния модел (One-way ANOVA).

Дисперсионният анализ (ANOVA—**A**nalysis of **V**ariance) е статистически метод, използван за проверка на хипотези за равенство между повече от две средни на дадени статистически величини. Проверката на хипотези дава възможност за преценка на статистическата значимост на влиянието на даден фактор или група фактори върху определен обект. Това е основание дисперсионният анализ да се счита за метод, позволяващ изследване на зависимости. Той е предпочитан при анализи, когато значенията на признака-фактор са представени на слабата (номиналната) скала, а значенията на резултативния признак имат числов израз.

В общия случай дисперсионният анализ се използва, за да се установи, дали влиянието на дадено явление-фактор върху друго явление-резултат, е статистически значимо (Калоянов, 1996).

Нулевата хипотеза при дисперсионния анализ гласи, че средните на съвкупностите, от които са излъчени извадките, са еднакви. Алтернативната хипотеза гласи, че между тези средни има статистически значима разлика и тя се дължи на влиянието на изследвания фактор.

Формалният израз на нулевата и алтернативната хипотези е:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$$

$$H_1: \mu_1 \neq \mu_2 \neq \dots \neq \mu_k$$

При дисперсионния анализ се предполага, че всяка от извадките е излъчена от съвкупност с нормално разпределение.

При този математико-статистически подход за сравняване на средно-аритметичните стойности на извадките се правят изводи за съотношенията между средните стойности на генералната съвкупност (Ганева, 2016). Думата

„дисперсионен“ показва, че се съпоставят компонентите на дисперсията на анализираната променлива.

Дисперсията се разлага на два компонента:

- Междугрупова (факторна) дисперсия – обосновава се от разликата между средните на групите
- Вътрешногрупова дисперсия (грешка) – обосновава се от случайни, неотчетени причини.

Анализът на двата компонента на дисперсията е в основата на дисперсионния анализ.

Тъй като при този анализ предполагаме, че към различните групи са приложени различни обработки, които имат ефект върху зависимата променлива, то може да се очаква по-голяма разлика между груповите средни. Следователно, междугруповата дисперсия отразява разсейването, което се дължи на оказаното въздействие плюс дисперсията, която се дължи на рандомизацията, т.е. на случайния процес, чрез който данните са извлечени от генералната съвкупност. Междугруповата дисперсия отразява естественото разсейване, което се дължи на индивидуалните различия и на схемата на извличане на случайната извадка. Следователно, тази дисперсия може да се разглежда като оценка на популационната дисперсия. Тя обикновено се нарича *дисперсия на случайната грешка*.

При дисперсионния анализ се осъществяват две оценки:

I. Оценка на вариацията на основата на вътрешногруповата девиация

Този метод осигурява валидна оценка независимо от това, дали нулевата хипотеза е вярна. Причината за това е, че вариацията в отделните извадки се определя чрез сравнение значението на признака за всяка единица със средната на нейната група. Следващите формули се прилагат за изчисляване на вътрешногруповата девиация и оценка на общата дисперсия на нейна основа:

$$SS_B = \sum_{j=1}^c \sum_{i=1}^{n_j} (X_{ij} - \bar{X}_j)^2$$
$$s_B^2 = \frac{\sum_{j=1}^c \sum_{i=1}^{n_j} (X_{ij} - \bar{X}_j)^2}{c(n-1)}$$

където:

- S_B^2 - оценка на извадковата вариация въз основа на вътрешно-груповата девиация SS_B
- X_{ij} – значение на признака на i -та единица в група j
- \bar{X}_j – средна за група j
- c – брой на групите /извадките/
- n – брой на единиците във всяка извадка.

II. Оценка на общата вариация на основата на междугруповата девиация

Този метод за оценка на неизвестната обща дисперсия осигурява валидна оценка, само ако нулевата хипотеза е вярна. Според централната пределна теорема разпределението на извадковите средни клони към нормалното разпределение при увеличаване размера на извадките, със средна μ и стандартна грешка, равна на σ/\sqrt{n} . Ако стандартната грешка на средната е σ/\sqrt{n} , тогава дисперсията на разпределението е равна на квадрата на стандартната грешка, т.е. σ^2/n .

Оценката на вариацията на извадковото разпределение се изчислява чрез формулата:

$$s_{\bar{X}}^2 = \frac{\sum_{j=1}^c (\bar{X}_j - \bar{\bar{X}})^2}{c - 1}$$

където:

- $s_{\bar{X}}^2$ – оценка на вариацията на извадковото разпределение на средните
- \bar{X}_j – средна на група j
- $\bar{\bar{X}}$ - обща средна, изчислена от всички стойности и използвана като оценка на μ
- c – брой на групите.

От посочените формули и съответните замествания се получава, че оценката на общата дисперсия, изчислена на основата на междугруповата девиация, може да се намери чрез формулата:

$$s_M^2 = \frac{\sum_{j=1}^c (\bar{X}_j - \bar{\bar{X}})^2 n_j}{c - 1}$$

където:

- S_M^2 – оценка на общата дисперсия на основата на междугруповата девиация
- \bar{X}_j – средна на група j
- $\bar{\bar{X}}$ – обща средна, изчислена от всички стойности и използвана като оценка на μ
- c – брой на групите.
- n_j – брой единици в група j .

След получаване на двете оценки на неизвестната дисперсия, се изчислява отношението:

$$F = \frac{S_M^2}{S_B^2}$$

Ако нулевата хипотеза е вярна, числителят и знаменателят са валидни оценки на неизвестната дисперсия. Тогава отношението се подчинява на F-разпределението.

За да се приложи дисперсионен анализ, е необходимо наличието на следните предпоставки:

- установяване на взаимно-свързаните признаци;
- определяне кои от тях са фактори и кои – резултати;
- разпределението на единиците в генералната съвкупност по резултативния признак трябва да е нормално или близко до нормалното;
- извадките с данни да имат равни дисперсии, т.е. да са хомогенни. Това означава, че независимо, дали средните са равни или не, вариацията на единиците около съответната им средна трябва да бъде еднаква. Ако това допускане е изпълнено, нулевата хипотеза за равенство на средните може да се провери с помощта на F-разпределението.
- независимост на наблюденията, т.е. данните да са получени от независими случайни извадки и др.

Ако предпоставките на еднофакторния дисперсионен анализ не са изпълнени, тогава според броя на изследваните групи (извадки) може да се използва непараметричната му алтернатива:

- при две независими извадки (групи): тест на Ман-Уитни (Mann-Whitney).
- при три и повече независими извадки (групи): тест на Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis).

- при две свързани (корелирани) извадки: тест на Уилкоксън (Wilcoxon).
- при три и повече свързани (корелирани) извадки: тест на Фридман (Friedman).

При всеки дисперсионен анализ има два вида променливи: най-общо признакът-фактор се разглежда като независима променлива, а признакът-резултат – като зависима променлива.

В зависимост от броя на независимите и зависимите променливи дисперсионният анализ може да бъде еднофакторен или многофакторен.

Нулевата хипотеза при ANOVA се проверява чрез отношението на оценката на междугруповата дисперсия, която съдържа два компонента и вътрешногруповата дисперсия.

В случай, че вече е доказано съществуването на разлики между средните на изследваните величини, би могло да се проведе тест за хомогенност, подреждат средните така, че да се открие разликата между тях. Tukey's honestly significant difference test, Hochberg's GT2, Gabriel, и Scheffé са множествени сравнителни тестове и тестове с размах. Други достъпни тестове с размах са Tukey's b, S-N-K (Student-Newman-Keuls), Duncan, R-E-G-W F (Ryan-Einot-Gabriel-Welsch F test), R-E-G-W Q (Ryan-Einot-Gabriel-Welsch range test) и Waller-Duncan. Достъпни множествени сравнителни тестове са Bonferroni, Tukey's honestly significant difference test, Sidak, Gabriel, Hochberg, Dunnett, Scheffé и LSD (най-малка значителна разлика).

Някои особености на сравнителните тестове с равни дисперсии

- LSD: използва t-тестове, за да представи всички сравнения по двойки между групата средни. Нивото на грешката не се изменя, независимо колко сравнения са направени.
- Bonferroni: използва t-тестове, за да представи всички сравнения по двойки между групата средни, но контролира нивото на грешка, като има възможност да се променя за всеки тест по отделно.
- Sidak: множествените сравнителни тестове са базирани на t-статистиката /оценките/.
- Scheffe: представя едновременни сравнения за всички възможни двойки комбинации от средните. Използва F-извадкото разпределение. Чрез него може да се проверят всички възможни ли-нейни

комбинации на групата на средните, но просто ще ги сравнява по двойки.

- Tukey: използва the Studentized размах, за да сравни всички двойки по групи.
- Duncan: прави сравнения, използвайки стъпкова команда за сравнение, но поставя защитно ниво за нивото на грешка при сбор от сравнения, което е по-добро отколкото нивото на грешка при отделните тестове.
- Dunnett: множествен сравнителен тест, съчетаващ набор от инструменти срещу единична контролна средна.

При данни с различни дисперсии биха могли да се прилагат някои от тестовете: Tamhane's T2, Dunnett's T3, Games-Howell и други.

Математическата обработка на данните е осъществена чрез статистическия програмен продукт SPSS for Windows (Statistical Package for the Social Sciences).

1.2. Приложение на еднофакторен дисперсионен анализ за изследване производството на плодове в България и останалите страни от Европейския съюз от 1961 г. до 2014 г.

Съществуват редица методи и критерии за групиране на видовете плодове в световен мащаб. В България е по-разпространена класификацията по морфологични особености на плодовете, според която те се делят на:

- Семкови овощни видове — ябълка, круша, дюля, мушмула и др. Ядливата част на плода се съхранява дълго време.

- Костилкови овощни видове — слива, джанка, череша, вишня, кайсия, праскова. Ядливата част на плода не може да се съхранява дълго време.

- Ягодни овощни видове — ягода, малина, къпина, касис и др.

- Черупкови овощни видове — орех, бадем, лешник, кестен.

- Цитрусови плодове – лимони, портокали, мандарини и др.

По-нататък в изложението се анализират данни за среден добив на цитрусови, семкови и костилкови плодове в страните от Европейския съюз от 1961 г. до 2014 г. Отново чрез прилагане на еднофакторен дисперсионен анализ и тест на Дънкан се оценяват разликите между тези държави. Резултатите са

поместени в таблици 1.1-1.3. Там са отразени и стандартните отклонения в добивите на всяка от държавите.

Таблица 1.1. Сравнителна оценка на страните от ЕС според среден добив на цитрусови плодове

Държава	Среден добив	Стандартно отклонение
Кипър	87115.46 ^b	7559.059
Гърция	88458.31 ^b	87681.56
Италия	140112.63 ^a	41780.36
Малта	93957.97 ^b	17117.79
Испания	106111.58 ^b	54106.55

a, b - степен на доказаност при ниво на значимост $\alpha = 0,05$

Таблица 1.2. Сравнителна оценка на страните от ЕС според среден добив на семкови плодове

Държава	Среден добив	Стандартно отклонение
България	31004.87 ^{ef}	18279.71
Кипър	67167.15 ^{bc}	21767.88
Чехия	65470.92 ^{bc}	6036.052
Гърция	38688.03 ^e	8576,116
Франция	24704 ^{fg}	1509.885
Унгария	50722.36 ^d	34423.29
Ирландия	101670.7 ^a	24092
Италия	61844.46 ^{cd}	29632.83
Латвия	12938.78 ^g	7682.628
Малта	60549.23 ^{cd}	6704.217
Полша	63130.8 ^{bcd}	24640.74
Португалия	35376.13 ^{ef}	4322.874
Румъния	75700 ^b	20995.05
Словакия	63993.72 ^{bcd}	22535.21
Испания	71469.22 ^{bc}	15967.51

a, b, c, ... - степен на доказаност при ниво на значимост $\alpha = 0.05$

Италия (140112.63 hg/ha) е с най-голям добив от цитрусови плодове, но той не е стабилен във времето. Причините за това биха могли да бъдат и

екологични. Вессали et al. (2009) анализират въздействието на околната среда върху производството на следните продукти на основата на цитрусовите плодове в Италия: етерично масло, натурален сок и концентриран сок от портокали и лимони. Те предлагат стратегии за подобряване на екологичните характеристики на тези продукти.

Таблица 1.3. Сравнителна оценка на страните от ЕС според среден добив на костилкови плодове

Държава	Среден добив	Стандартно отклонение
България	92132.59 ^b	26371.65
Гърция	30074.13 ^{de}	8793.651
Франция	61503.33 ^c	1115.943
Унгария	52522.43 ^c	4701.093
Италия	109746.17 ^a	33722.91
Малта	31923.5 ^{de}	11602.07
Полша	34791.73 ^{de}	8918.863
Португалия	27842.09 ^e	2889.928
Испания	6821.8 ^f	3367.288
Финландия	47052.71 ^{cd}	51834.12
Германия	80422.25 ^b	46068.21
Литва	9566.45 ^f	5927.459

a, b, c, ... - степен на доказаност при ниво на значимост $\alpha = 0.05$

Най-слабо е производството в Кипър (87115.46 hg/ha). Ирландия се откроява като страната с максимален добив от семкови плодове (101670.7 hg/ha). Чехия (65470.92 hg/ha) и Франция (24704 hg/ha), макар и с по-ниски добиви от някои европейски държави, демонстрират стабилност във времето, което е важен показател при подбора на селскостопански култури в съответния регион. България е на едно от последните места в Европейския съюз по производство на семкови плодове за периода 1961-2014 г., а същевременно с нестабилни количества във времето. С най-високи добиви от костилкови плодове се откроява Италия (109746.17 hg/ha), но нестабилни. Франция е държавата със сравнително високи добиви на костилкови плодове (61503.33 hg/ha) и същевременно те са устойчиви във времето.

По отношение на средния добив на костилкови плодове обаче, България заема едни от първите места в ЕС (92132.59 hg/ha), макар и тук добивите да са сравнително нестабилни. Преди нея е само Италия, където също няма устойчиво производство.

1.3. Сравнителна оценка на държавите от Европейския съюз според средните добиви от спанак за периода 1961-2014 г.

Спанакът е ценна зеленчукова култура, разпространена и в България. Причина за това са качествата, които притежава: високо съдържание на много витамини от групите А, В и С, минерални соли, белтъчини, желязо, натрий, калий, протеини, което го превръща и в лечебно средство при редица заболявания. Всичко това обуславя необходимостта от изследване производството му на територията на Европа.

Страната с най-висок добив на спанак е Холандия, но от Таблица 1.4. е видно, че статистическият показател за варирането е един от най-големите в сравнение с тези на останалите държави (5.67). Това означава, че получените добиви не са устойчиви във времето. Същевременно Литва е държавата с най-нисък среден добив, но има сравнително устойчиви добиви във времето.

На фигура 1.1. са отразени действителните линии и трендовете за добива от спанак на България, Гърция и Кипър. За България се очертават четири периода, отличаващи се един от друг по посока на изменение на производството на спанак.

Първият период обхваща 1961-1979 г. Характеризира се с неособено големи пикове и падове, но с лека тенденция на нарастване. Вторият период е 1980-1990 г., в който се наблюдават резки пикове и падове, но отново тенденцията е към задържане на производството. В началото на третия период (1991-2000 г.) се наблюдава рязко спадане на производството и стабилизирането му до края на периода. Последният период обхваща 2001-2014 г. Целият период се характеризира с резки спадове и пикове.

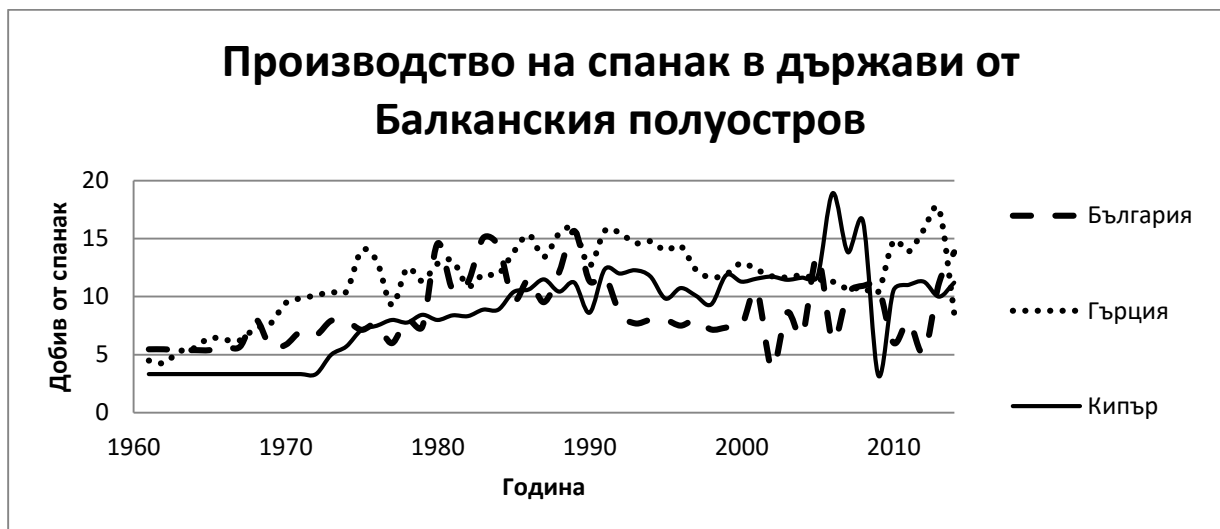
Производството на спанак в Гърция може да бъде разделено на три периода. Първият обхваща времето от 1961 до 1991 г. Началото на периода се характеризира с нарастваща тенденция на производството на спанак, със слабо изразени пикове и спадове.

Оказва се, че в държавите от Източна Европа производството на спанак е ниско. Това би могло да се обясни както с водената държавна политика към производителите на тази култура, така и с географското разположение на съответната страна. Това се доказва и от графичното представяне на добива в България, Кипър и Гърция. При трите държави нямаме устойчива тенденция на нарастване на производството за целия период от 1961 г. до 2014 г., а са характерни спадове и пикове в кратки интервали от време.

Таблица 1.4. Сравнителна оценка на страните от ЕС според среден добив на спанак

Държава	Среден добив	Стандартно отклонение
Австрия	14.77 ^{cde}	6.59
Белгия	20.8 ^b	2.96
България	8.64 ^{jk}	2.91
Германия	14.46 ^{def}	2.67
Гърция	11.52 ^{ghi}	3.17
Дания	10.12 ^{hij}	2.44
Испания	16.70 ^c	2.01
Италия	12.54 ^{fg}	1.10
Кипър	8.73 ^{jk}	3.78
Литва	3.68 ^l	1.84
Малта	12.01 ^{gh}	0.68
Португ.	16.41 ^{cd}	1.49
Румъния	7.53 ^k	1.08
Словакия	9.02 ^{jk}	2.90
Словения	11.3 ^{ghi}	2.01
Унгария	11.62 ^{ghi}	5.68
Финланд.	13.17 ^{efg}	3.41
Франция	16.67 ^c	2.68
Чешка Реп.	9.61 ^{ij}	2.69
Швеция	13.21 ^{efg}	3.42
Холандия	25.73 ^a	5.67

a, b, c, ... - степен на доказаност при ниво на значимост $\alpha = 0.05$



Фигура 1.1. Графично представяне на изменението на средния добив от спанак за периода 1961-2014 г. за България, Гърция и Кипър

1.4. Сравнителна оценка на районите на България според среден добив от някои земеделски култури от 2001 г. до 2015 г.

В параграф 1.4. се анализират статистически данни, свързани със средните добиви на следните земеделски култури: пшеница, ечемик, царевица за зърно и за силаж, слънчоглед, ръж, тритикале и люцерна за България от 2001 г. до 2015 г. Статистическите данни, подложени на математическа обработка в тази статия, са получени от базата данни на отдел „Агростатистика“ на Министерството на земеделието и храните. За целта територията на страната ни е разделена на шест района: северозападен, северен централен, североизточен, югозападен, южен централен и югоизточен. Направена е сравнителна оценка на изследваните райони според размера на произведеното количество продукция от съответния вид.

Еднофакторният дисперсионен анализ дава възможност за многопосочна сравнителна оценка на шестте района, на които е разделена територията на България според средните добиви от разглежданите земеделски култури. Общата статистическа оценка при повечето земеделски култури показва ниво на значимост, по-малко от грешката 0.5, което е достатъчно да считаме, че средните добиви от тях притежават статистически различия и общият модел е статистически значим. Изключение правят оценките за среден добив на

царевица за зърно (0.7) и царевица за силаж (0.9). Това означава, че общият модел, отнасящ се до тях, е статистически незначим.

След прилагане на еднофакторен дисперсионен анализ се установи, че с най-високи средни добиви от пшеница за периода от 2001 г. до 2015 г. е североизточният район (3930.07 kg/ha), но тук добивите имат голямо стандартно отклонение, което означава, че не са стабилни във времето, а с най-ниски – югозападния (2721.87 kg/ha) (Таблица 1.5.).

Таблица 1.5. Многопосочна сравнителна оценка на шестте района на територията на България според средни добиви на фуражни култури (kg/ha) за периода от 2001 г. до 2015 г. чрез еднофакторен дисперсионен анализ по критерия на Дънкан при $\alpha = 0,5$

Район	Пшеница	Ечемик	Царевица за зърно	Слънчоглед
Северозападен	3401.27 ^{ab}	3271.47 ^a	4494.67 ^a	1762.13 ^{ab}
Северен централен	3754.67 ^{ab}	3517.4 ^a	4749.07 ^a	1868.93 ^a
Североизточен	3930.07 ^a	3556.13 ^a	4706.93 ^a	1843.87 ^a
Югоизточен	3240.53 ^{bc}	3167.87 ^a	4324.33 ^a	1489.4 ^{bc}
Южен централен	2794.8 ^c	2550.87 ^b	4171 ^a	1299.4 ^c
Югозападен	2721.87 ^c	2549.07 ^b	4057.4 ^a	1258.8 ^c

Район	Царевица за силаж и за зелено	Ръж	Тритикале	Люцерна
Северозападен	11917.33 ^a	2178.21 ^a	2869 ^{bc}	4649 ^a
Северен централен	14090.2 ^a	1972.62 ^{ab}	3625.75 ^a	4730 ^a
Североизточен	14163.33 ^a	2002.79 ^{ab}	3312.79 ^{ab}	4284.86 ^a
Югоизточен	13672.2 ^a	1860.71 ^{ab}	2486.43 ^c	4710.07 ^a
Южен централен	13966.2 ^a	1724.64 ^{ab}	2521.86 ^c	4987.86 ^a
Югозападен	13426.73 ^a	1579 ^b	2476.29 ^c	5009.43 ^a

С най-висок среден добив от ечемик е североизточен (3556.13 kg/ha), но също неустойчиви във времето, а с най-нисък – южен централен 2550.87 kg/ha) и югозападен (2549.07 kg/ha). Слънчоглед (1258 kg/ha), ръж (1579 kg/ha) и тритикале (2476.29 kg/ha) има най-малко произведено количество в югозападен район. Най-високи добиви от слънчоглед (1868.93 kg/ha) и

тритикале (3625.75 kg/ha) има в северен централен, от ръж (2178.21 kg/ha) – северозападен. Най-високи средни добиви на люцерна (5009.43 kg/ha) има в югозападен район, като същевременно тук добивите са с най-малко стандартно отклонение (660 kg/ha), което доказва стабилност във времето. Най-ниски са в североизточен (4284.86 kg/ha).

1.5. Приложение на еднофакторен дисперсионен анализ за оценка и анализ на екологичната валентност на средните добиви от някои земеделски култури в България от 2001 г. до 2015 г.

Основните цели в този параграф са свързани с определяне екологичната валентност на средните добиви на следните земеделски култури: пшеница, ечемик, царевица за зърно и за силаж, ръж, тритикале, слънчоглед и люцерна в България за периода от 2001 г. до 2015 г. Екологичната валентност на земеделските култури е с важно значение, тъй като е свързана с разпространението им в различни почвено-климатични условия. Чрез този показател се определя степента на устойчивост на дадена култура на условията на външната среда, за даден период от време и даден район (микрорайон).

Екологичната валентност на земеделските култури е с важно значение, тъй като е свързана с разпространението им в различни почвено-климатични условия. Wrick (1962) е разработил метод за оценка на екологична валентност за определяне на взаимната свързаност на генотипа със средата. Mokreva et al. (2001) разработват алгоритъм за оценка „генотип-среда“, използвайки възможностите на MS Excel.

В този параграф са използвани данни, свързани със средните добиви на: пшеница, царевица за зърно, ечемик, царевица за силаж, слънчоглед, тритикале и люцерна. Данните са за период от петнадесет години (2001-2015 г.). При изследване на екологичната валентност на определени култури по даден показател се прилага еднофакторен дисперсионен анализ (ANOVA) в две посоки: от една страна се прави сравнителна оценка на средните добиви от съответната земеделска култура, а от друга страна – сравнителна оценка на съответната екологична валентност. Комбинирайки получените резултати, се установяват степените на устойчивост на отделните култури по показател „среден добив“. Дисперсионният анализ е проведен чрез теста на Дънкан. За по-голяма точност на получените резултати, са използвани статистически данни за нашата страна, като територията ѝ е разделена на шест района: северозападен, северен централен, североизточен, югоизточен, южен централен и югозападен. Това дава възможност за по-детайлна оценка на

екологичната валентност, вземайки предвид характерните особености на почвата, климата, водите във всеки отделен регион.

Статистическите данни, подложени на математическа обработка, са получени от отдел „Агростатистика“ на Министерството на земеделието, храните и горите. Компютърната обработка е извършена чрез статистическия програмен продукт IBM Statistics SPSS 23 и MS Excel.

За математическата обработка на статистическите данни е приложен еднофакторен дисперсионен анализ, както по отношение на средните добиви (kg/ha) на земеделските култури: пшеница, ечемик, царевица за зърно и за силаж, слънчоглед, тритикале и люцерна, така и относно екологичната оценка на всяка от тях.

Установи се, че общата статистическа оценка при анализа на двата показателя е с ниво на значимост, по-малко от грешката 0,5, което е достатъчно да считаме, че анализираният данни притежават статистически различия и общият модел е статистически значим. Изключение прави оценката за екологична валентност за южен централен район, което от своя страна означава, че в този случай моделът е статистически незначим.

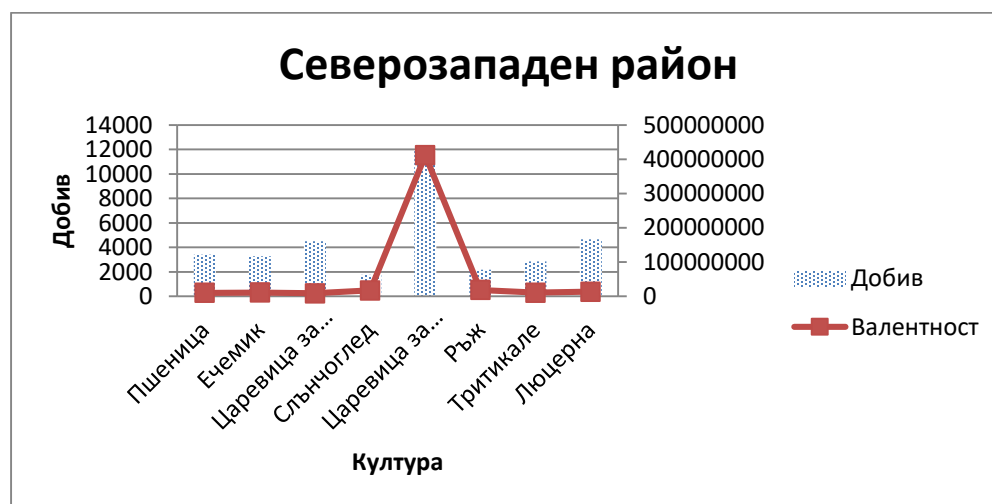
Получените резултати за всеки отделен район на страната ни по култури са дадени съответно на фигури 1.2-1.7 и таблици 1.6-1.11.

Таблица 1.6. Резултати от еднофакторен дисперсионен анализ на средни добиви и екологична оценка на земеделски култури за северозападен район чрез еднофакторен дисперсионен анализ по критерия на Дънкан при $\alpha = 0,5$

Земеделска култура	Добив (kg/ha)	Оценка
Пшеница	3401.27 ^c	687028.44 ^b
Ечемик	3271.47 ^c	758923.63 ^b
Царевица за зърно	4494.67 ^b	612509.15 ^b
Слънчоглед	1762.13 ^c	1164025.48 ^b
Царевица за силаж	11917.33 ^a	27442870.69 ^a
Ръж	2178.21 ^c	1327423.97 ^a
Тритикале	2869 ^{bc}	762754.23 ^b
Люцерна	4649 ^b	983127.24 ^b

Установява се, че във всички райони на територията на страната ни с най-високи стойности на екологичната оценка е царевица за силаж и зелено изхранване, което означава, че добивите от тази земеделска култура са най-нестабилни в сравнение с останалите разгледани култури. Тя е с най-високи средни добиви за периода от 2001 г. до 2015 г в цялата страна, но поради

неустойчивостта на произведената продукция не е препоръчително да бъде избрана за бъдеща приоритетна култура.



Фигура 1.2. Графична интерпретация на резултати за екологичната валентност за северозападен район

В североизточна България най-добри по показател „екологична валентност“ се оказват пшеницата, царевичата за зърно и люцерната. При необходимост от подбор по „среден добив“ тук би следвало да бъдат предпочетени именно тези земеделски култури (фигура 1.4).

Таблица 1.7. Резултати от еднофакторен дисперсионен анализ на средни добиви (kg/ha) и екологична оценка на земеделски култури за северен централен район чрез еднофакторен дисперсионен анализ по критерия на Дънкан, $\alpha = 0,5$

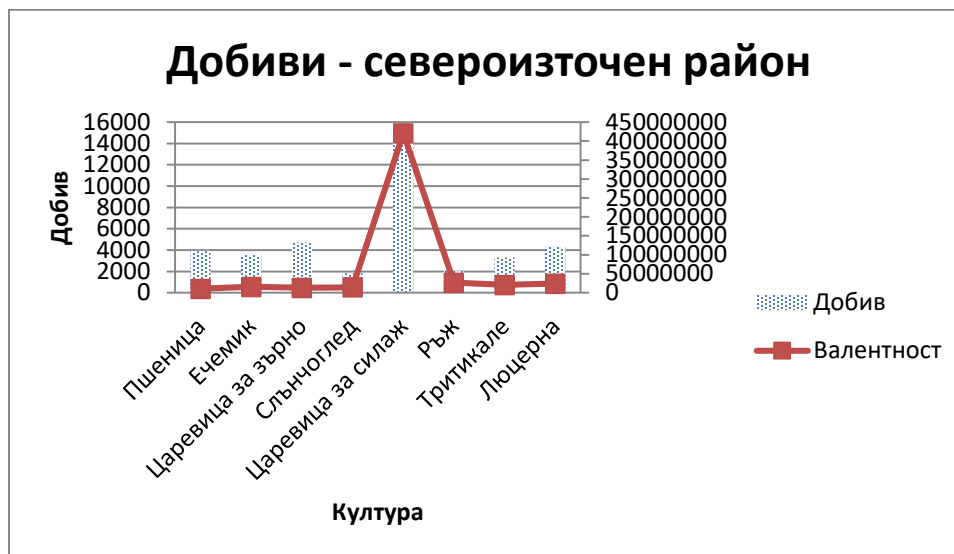
Земеделска култура	Добив (kg/ha)	Оценка
Пшеница	3754.67 ^c	954862.22 ^b
Ечемик	3517.4 ^c	1141728.88 ^b
Царевица за зърно	4749.07 ^b	639851.86 ^b
Слънчоглед	1868.93 ^c	1213985.7 ^b
Царевица за силаж	14090.2 ^a	35136453.56 ^a
Ръж	1972.62 ^c	3329775.33 ^b
Тритикале	3625.75 ^{bc}	3094953.4 ^b
Люцерна	4730 ^b	981511.14 ^b



Фигура 1.3. Графична интерпретация на резултати за екологичната валентност за северен централен район

Таблица 1.8. Резултати от еднофакторен дисперсионен анализ на средни добиви (kg/ha) и екологична оценка на земеделски култури за североизточен район чрез еднофакторен дисперсионен анализ по критерия на Дънкан, $\alpha = 0,5$

Земеделска култура	Добив (kg/ha)	Оценка
Пшеница	3930.07 ^{bc}	702344 ^b
Ечемик	3556.13 ^{bc}	1043072 ^b
Царевица за зърно	4706.93 ^b	865359 ^b
Слънчоглед	1843.87 ^c	946601 ^b
Царевица за силаж	14163.33 ^a	28059978 ^a
Ръж	2002.79 ^c	1666572 ^b
Тритикале	3312.79 ^{bc}	1450952 ^b
Люцерна	4284.86 ^b	1701025 ^b



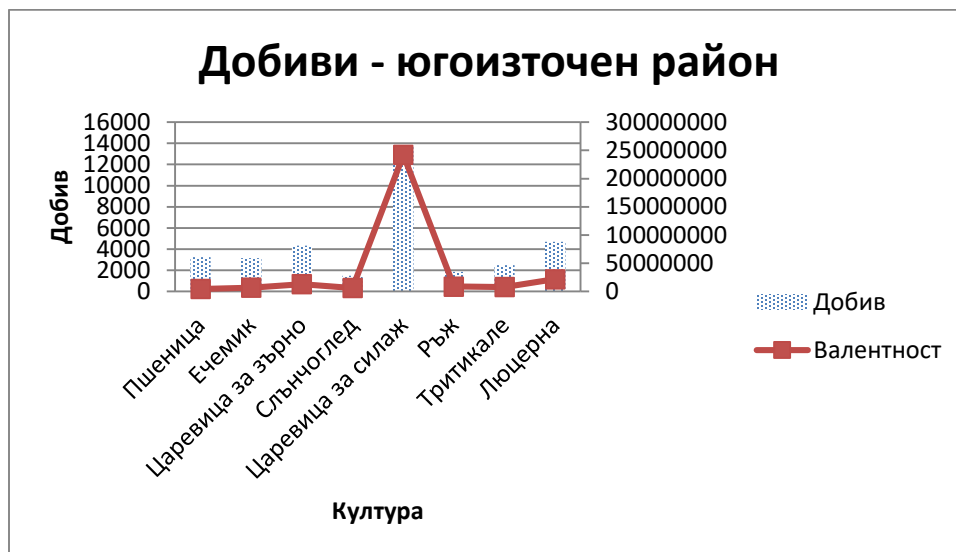
Фигура 1.4. Графична интерпретация на резултати за екологичната валентност за североизточен район

Таблица 1.9. Резултати от еднофакторен дисперсионен анализ на средни добиви (kg/ha) и екологична оценка на земеделски култури за югоизточен район чрез еднофакторен дисперсионен анализ по критерия на Дънкан

Земеделска култура	Добив (kg/ha)	Оценка
Пшеница	3240.53 ^{bcd}	311202.53 ^b
Ечемик	3167.87 ^{cd}	465666.06 ^b
Царевица за зърно	4324.33 ^{bc}	868474.17 ^b
Слънчоглед	1489.4 ^e	418896.24 ^b
Царевица за силаж	13672.2 ^a	16133941.47 ^a
Ръж	1860.71 ^{de}	630332.5 ^b
Тритикале	2486.43 ^{de}	525647.35 ^b
Люцерна	4710.07 ^b	1454430.17 ^b

За югоизточен и южен централен райони най-висока оценка по отношение среден добив-екологична валентност получават царевица за зърно и пшеница, което ги прави приоритетни при бъдещи подбори за земеделски производства в тези райони (Фиг. 1.4; Фиг. 1.5).

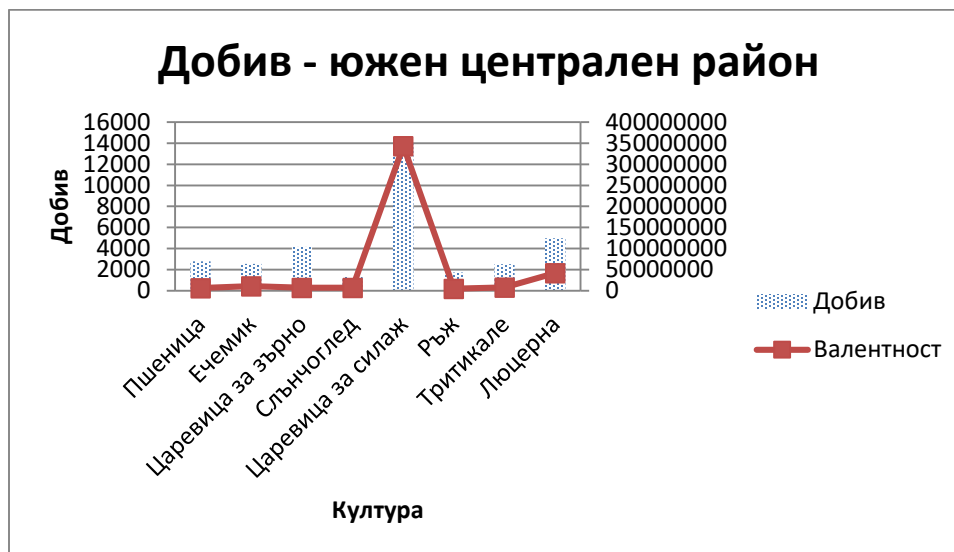
Предвид средните добиви и екологичната валентност, в югозападен район най-добра се оказва люцерната и царевицата за зърно.



Фигура 1.5. Графична интерпретация на резултати за екологичната валентност за югоизточен район

Таблица 1.10. Резултати от еднофакторен дисперсионен анализ на средни добиви(kg/ha) и екологична оценка на земеделски култури за южен централен район чрез еднофакторен дисперсионен анализ по критерия на Дънкан, $\alpha = 0,5$

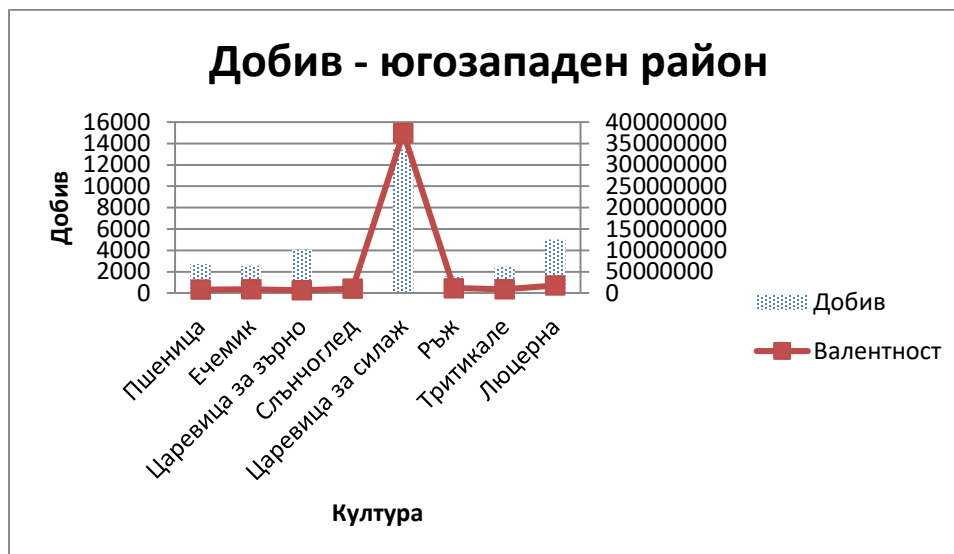
Земеделска култура	Добив (kg/ha)	Оценка
Пшеница	2794.8 ^{cd}	421759.36 ^b
Ечемик	2550.87 ^{cd}	725030.81 ^b
Царевица за зърно	4171 ^{bc}	47642.96 ^b
Слънчоглед	1299.4 ^d	457024.77 ^b
Царевица за силаж	13966 ^a	22893976 ^b
Ръж	1724.64 ^d	286418.3 ^b
Тритикале	2521.86 ^{cd}	531315.04 ^b
Люцерна	4987.9 ^b	816290479229 ^a



Фигура 1.6. Графична интерпретация на резултати за екологичната валентност за южен централен район

Таблица 1.11. Резултати от еднофакторен дисперсионен анализ на средни добиви (kg/ha) и екологична оценка на земеделски култури за югозападен район чрез еднофакторен дисперсионен анализ по критерия на Дънкан, $\alpha = 0,5$

Земеделска култура	Добив (kg/ha)	Оценка
Пшеница	2721.87 ^d	555489.06 ^b
Ечемик	2549.07 ^{cd}	614311.9 ^b
Царевица за зърно	4057.4 ^{bc}	466516.04 ^b
Слънчоглед	1258.8 ^d	698462.17 ^b
Царевица за силаж	13426.73 ^a	24975208 ^a
Ръж	1579 ^d	820870 ^b
Тритикале	2476.29 ^{cd}	566737.8 ^b
Люцерна	5009.43 ^b	1248140.9 ^b



Фигура 1.7. Графична интерпретация на резултати за екологичната валентност за югозападен район

1.6. Изследване производството на тютюн в България и ЕС чрез еднофакторен дисперсионен анализ

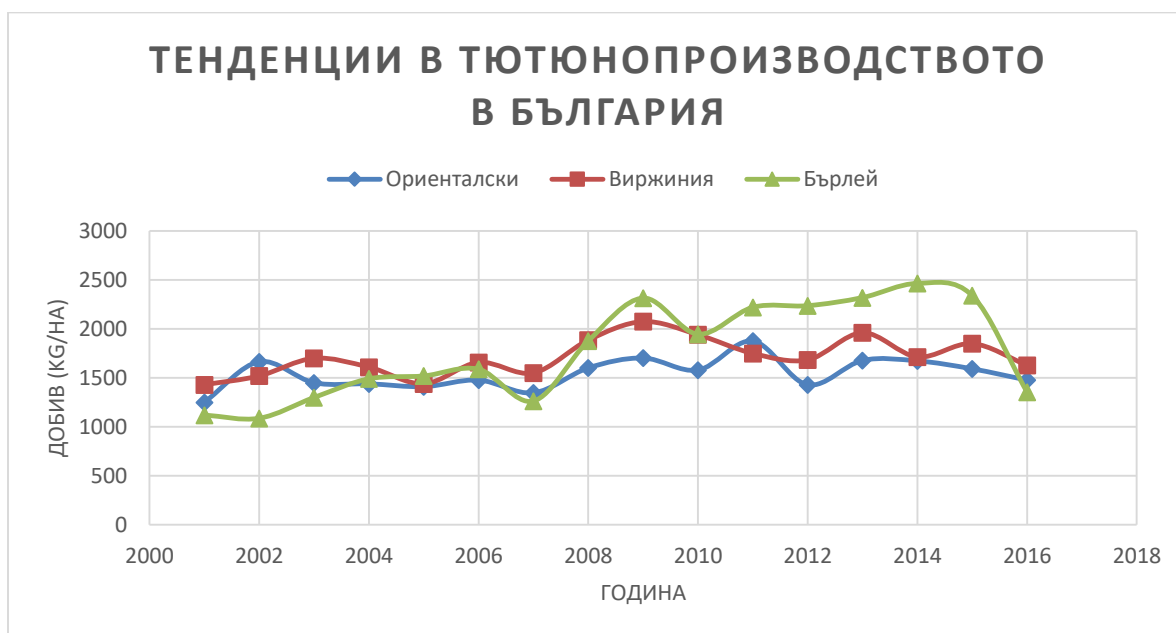
В този параграф се анализира изменението на добивите от ориенталски тютюн, тютюн тип Виржиния и тютюн тип Бърлей в България от 2001 г. до 2016 г. чрез графични и аналитични средства. Установяват се тенденции в производството на всеки от посочените типове. Определя се степента на влияние на факторите на околната среда върху добива чрез изследване на екологичната валентност. Данните са получени от Агростатистически справочник на отдел „Агростатистика“ при Министерството на земеделието, храните и горите.

Анализирано е изменението на добивите във времето, като за целта са построени графики. Те представят периодите на пикове и спадове в производството на тютюн в страната. Построени са и линиите на изменение на добивите, както и техните уравнения. Съответните уравнения не би следвало да се използват за бъдещи прогнозни изследвания, тъй като „календарната година“ не може да бъде фактор в подобно научно изследване. Тя би трябвало да се интерпретира в смисъл най-вече на климатични особености. Използвани са средствата на MS Excel 2010.

Изследва се екологичната валентност на всеки сорт тютюн чрез алгоритъма на Wrick (1962, 1966). Както бе посочено по-рано в изложението, той е реализиран в средата на MS Excel от Mokreva et al. (2001). Направена е

сравнителна оценка на добивите и екологичната стабилност чрез еднофакторен дисперсионен анализ и тест на Дънкан.

На фигура 1.8. е представено графично изменението на добивите (kg/ha) от ориенталски тютюн, Виржиния и Бърлей от 2001 г. до 2016 г. В началото на периода се установява, че с най-ниски добиви е Бърлей.



Фигура 1.8. Изменение на добивите от тютюн (kg/ha) от 2001 г. до 2016 г. в България

Установява се, че през 2009-2010 г. има рязко повишаване на продукцията и до 2015 г. той е с най-високо производство. През 2015 г. обаче настъпва рязък спад, продължаващ до 2016 г., когато този сорт е с минимална продукция. При другите два сорта се оказва, че тенденциите в изменението на добивите са паралелни, като през целия период Виржиния надвишава тези на Бърлей. След 2015 г. при трите сорта се наблюдава тенденция на спад в производството.

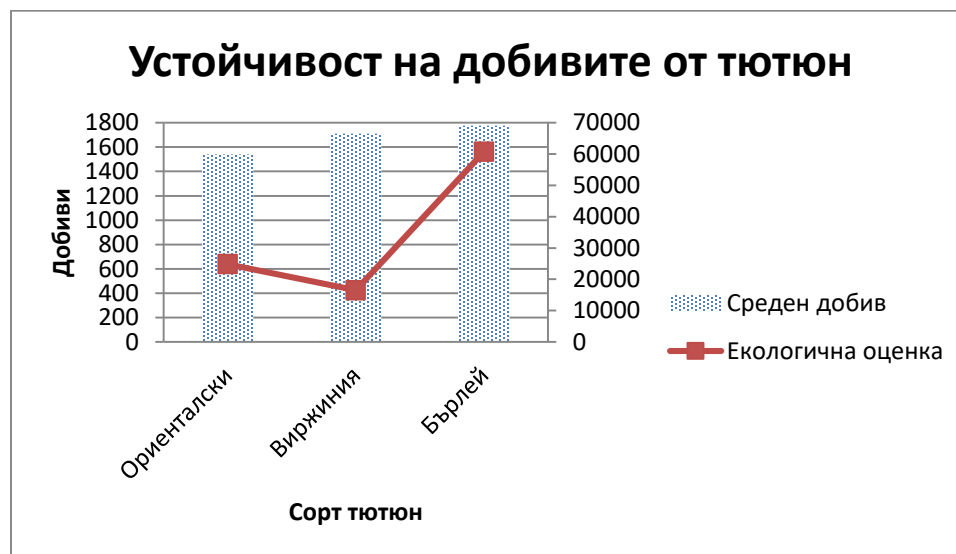
Важен показател за всяка култура е степента ѝ на взаимодействие с условията на средата. Това обуславя необходимостта от определяне на екологичната валентност на трите изследвани сорта.

В Таблица 1.12. са представени резултатите от сравнителната оценка чрез еднофакторен дисперсионен анализ и тест на Дънкан. Установи се, че с най-висок добив през периода на изследване е Бърлей, а с най-нисък – ориенталски.

На графиката на Фигура 1.9. е представен резултатът от анализа на екологичната стабилност. Доказа се, че Бърлей е с максимални добиви, но е най-нестабилен по отношение на условията на околната среда. Сорт Виржиния е с високи добиви и най-висока степен на стабилност, което го превръща в подходящ сорт за отглеждане в територията на България.

Таблица 1.12. Сравнителна оценка при степен на значимост $p=95\%$

Сорт	Среден добив	Екологична стабилност
Ориенталски	1540.13 ^b	24806.125 ^b
Виржиния	1712.50 ^{ab}	16477.359 ^b
Бърлей	1777.25 ^a	60721.859 ^a



Фигура 1.9. Графична интерпретация на получените резултати за екологична валентност на изследваните култури

1.7. Анализ на динамиката на пазара на земя в България от 2010 г. до 2015 г. чрез еднофакторен дисперсионен анализ

В тази част на изложението се изследват цените на земеделската земя, нивите, овощните насаждения, лозята и затревените площи в шестте района на страната: северозападен, североизточен, северен централен, югозападен, югоизточен и южен централен. За целта е приложен еднофакторен дисперсионен анализ. Визуализацията на измененията в пазарното търсене и

предлагане е постигната чрез построяване на графични изображения, представлящи промените на цените на земя за всеки отделен район във времето. В резултат на проведените изследвания се установи, че от инвеститорска гледна точка най-привлекателни по отношение на пазарна цена са югозападен район (с минимална цена на земеделската земя, на нивите и на затревените площи) и югоизточен (поради минимални цени на овощните насаждения и лозята).

Пазарът на земя в България е един от най-бързо развиващите се през последните години. Основните фактори, които движат развитието на пазара и повишаването на цените в България, най-общо могат да се обобщят в следните направления:

- след 2005 г. земеделската земя се превръща в инвестиционен актив /създадени са публични инвестиционни фондове/;
- членството на страната в Европейския съюз от 01.01.2007 г. и свързаното с него значително увеличение на субсидиите, които земеделските производители получават на декар обработваема площ;
- значителното нарастване на средната рента, която арендаторите заплащат на собствениците на земеделска земя;
- след 2010 г. на пазара излизат голям брой земеделски производители като купувачи, които наред с арендованата от тях земя, се стремят непрекъснато да увеличават и притежаваната земя.

Данни, свързани с цените на земеделската земя, ниви, овощни насаждения, лозя и затревени площи (лв/дка), са получени от базата данни на Националния статистически институт на Република България.

Установи се, че общата статистическа оценка е с ниво на значимост, по-малко от грешката 0,05, което е достатъчно да считаме, че шестте района на страната ни притежават статистически различия по показателите: средна цена на земеделска земя, ниви, овощни насаждения, лозя и затревени площи (лв/дка), както и че общият модел е статистически значим.

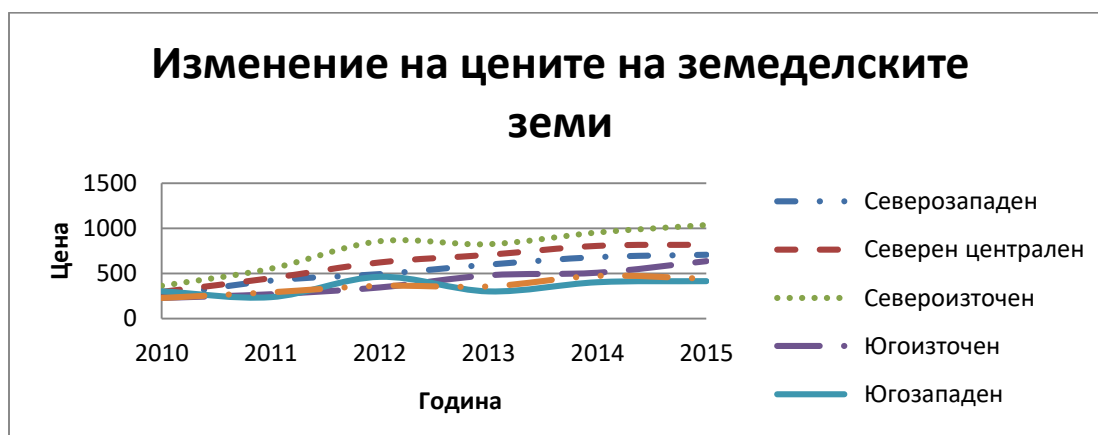
В таблица 1.13. са дадени резултатите от многопосочната сравнителна оценка на районите на България по критерия на Дънкан според средните цени на съответните земи.

На фигури 1.10.-1.14. са дадени графиките, даващи възможност за визуализиране на измененията в цените на различните видове земя по райони от 2010 г. до 2015 г.

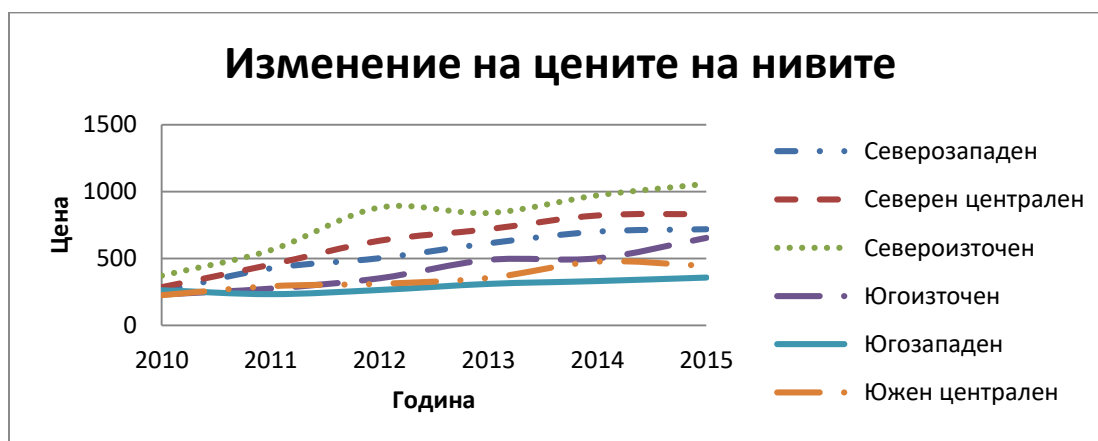
При цените на земеделската земя и на нивите (Фигури 1.10. и 1.11.) на цялата територия на България се наблюдава плавно повишение, като то е най-ясно изразено в североизточен и северен централен райони. Най-ниски са цените на тези земи в югозападен район.

Таблица 1.13. Сравнителна оценка на районите на територията на България според средните цени на земя (лв/дка) за периода 2010-2015 г. по метода на Duncan, a,b,c,d– степен на доказаност при ниво на значимост $\alpha = 0,05$.

Район	Земеделска земя	Ниви	Овощни насаждения	Лозя	Затревени площи
Северен Централен	617 ^{ab}	624 ^{ab}	599 ^a	391 ^{ab}	272 ^a
Северозападен	525 ^{bc}	535 ^{bc}	290 ^b	287 ^{ab}	189 ^{ab}
Североизточен	767 ^a	780 ^a	342 ^b	422 ^{ab}	288 ^a
Югоизточен	412 ^{bc}	417 ^{bcd}	325 ^b	226 ^b	193 ^{ab}
Югозападен	354 ^c	293 ^d	-	542 ^a	154 ^b
Южен Централен	360 ^c	351 ^{cd}	335 ^b	250 ^b	250 ^{ab}

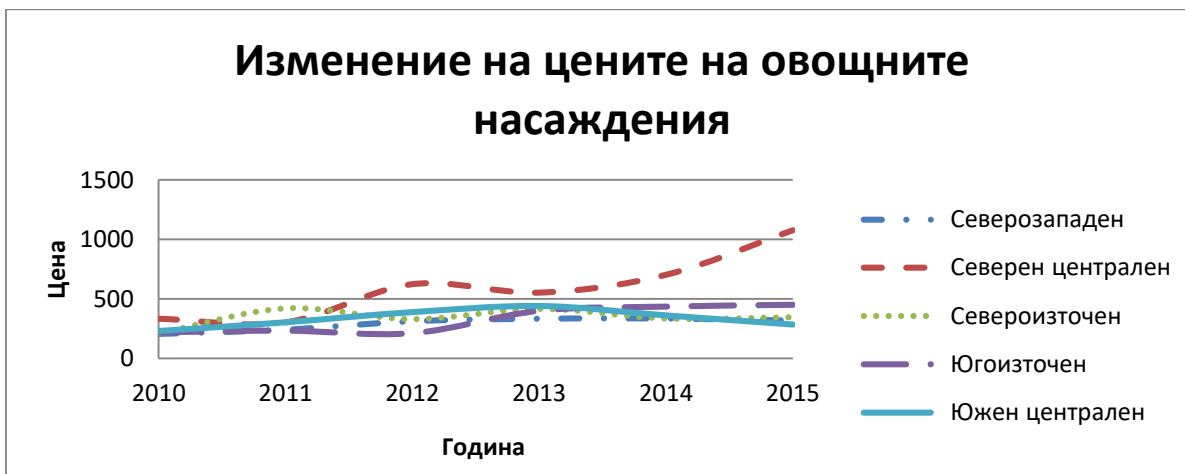


Фигура 1.10. Графично представяне изменението на цената на земеделските земи за периода 2010-2015 г. в България по райони



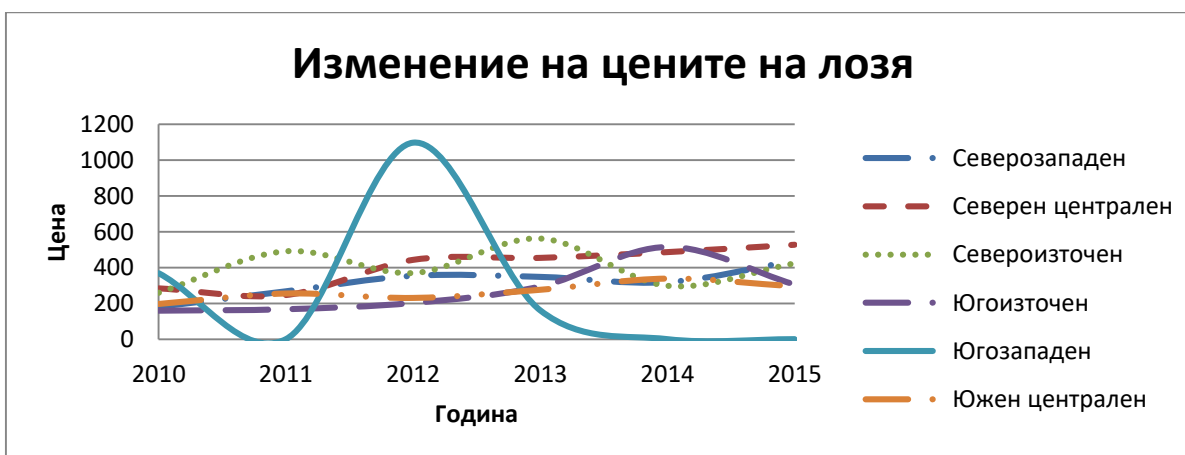
Фигура 1.11. Графично представяне изменението на цената на ниви за периода 2010-2015 г. в България по райони

От графиката на Фигура 1.12. се установява силно повишение в цената на земите с овощни насаждения в северен централен район, а в останалите райони се наблюдава относителна стабилност. При цената на земите, засяти с лозя, се отчитат силни пикове и спадове в Югозападна България, като най-скъпи са те през 2012 г. Във всички останали райони по отношение на този показател има тенденция на устойчивост.



Фигура 1.12. Графично представяне изменението на цената на овощни насаждения за периода 2010-2015 г. в България по райони

Най-несъпоставими са измененията в отделните райони според цената на затревените площи (Фигура 1.13.).

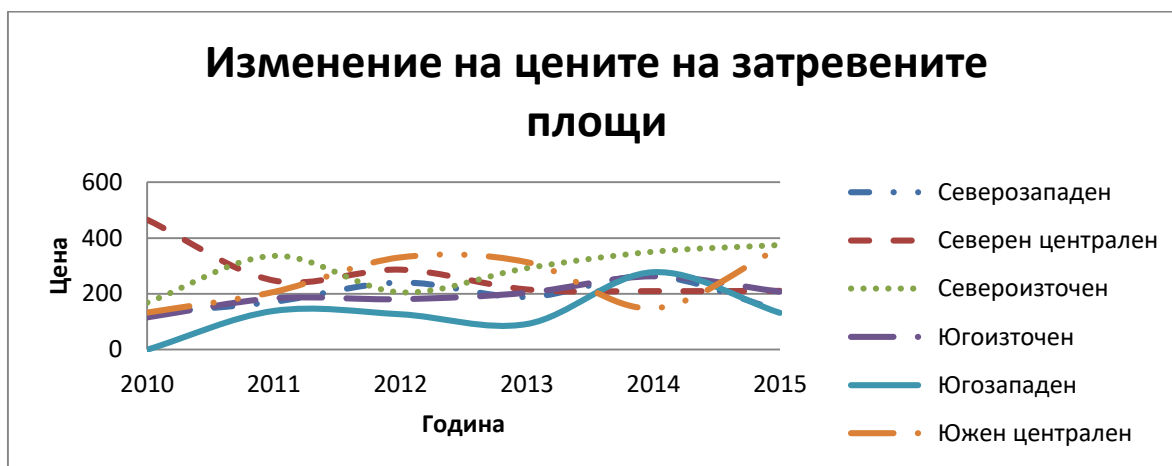


Фигура 1.13. Графично представяне изменението на цената на лозя за периода 2010-2015 г. в България по райони

За шестгодишния период на изследване единствено в централните части на Северна България има чувствителен спад, който започва от 2010 г. и

продължава до 2011 г. Следва период на известна стабилност, чиято продължителност е до края на 2015 г. Във всички останали райони на България се установява повишение в цените на затревените площи.

Тенденцията, която се откроява на графиката на Фигура 1.14, е повишение в цените, но характеризиращо се с известна нестабилност във времето.



Фигура 1.14. Графично представяне изменението на цената на затревени площи за периода 2010-2015 г. в България по райони

1.8. Сравнителна биометрична оценка на ампелографски показатели при безсеменни хибридни форми лози

Биометричните особености, свързани с цветната биология на семенните и безсеменни сортове лози, винаги са представлявали интерес за научни изследвания, поради прякото им влияние върху количеството и качеството на получената продукция от грозде. Измененията в параметрите на струк-турните елементи в мъжката и женска сфера на цвета, преди и по време на цъфтежа, при различните сортове лози, отразяват характера и динамиката на протичащите в тях цитоембриологични процеси и могат да се използват за сравнителни ампелографски изследвания.

В експерименталната работа са използвани четири плододаващи безсеменни хибридни форми лози - Хибрид 1, Русалка 5А, Русалка 5В и Гигант, отглеждани в Ампелографския сортимент на катедра Лозарство към Аграрен университет – Пловдив. В продължение на пет последователни години са извършени по 100 биометрични измервания на органите на цвета, включващи 9 показателя от женската сфера (Ж): дължина и ширина на цветна дръжка,

бутон, ложе, плодник и плодник заедно със стълбчето и 5 от мъжката (М): дължина и ширина на дръжката на тичинката, прашник и конектив. Цветните бутони са събирани от ресите в началото на фенофаза цъфтеж. Те са условно разделени хоризонтално на три части (варианта): основа - обхваща първите няколко разклонения на ресите; среда - разклоненията в средния сектор на ресите; връх - връхните части на ресите и вертикално по дължина на разклоненията двустранно в зависимост от близостта им до централната ос на ресите – основа, среда и връх.

След използване на теста за хомогенност на Ливин се установи, че опитните данни са с равни дисперсии и могат да бъдат сравнявани по избраните показатели. Общата математическа оценка при всяка от анализирани групи признаци на изследваните лозови хибридни форми, е с ниво на значимост по-малко от грешката $\alpha = 0.05$, което е достатъчно, за да се приеме, че те притежават доказани различия и общият модел е статистически значим.

Направена е многопосочна сравнителна оценка по биометрични показатели, отразяващи данни от агробиологичната и технологична характеристика на изследваните хибридни форми. Отчитането им е осъществено през същите години, в които са събирани цветните бутони, по известните в ампелографията методи (Ройчев, 2012). Резултатите са представени в Таблици 1.14-1.17.

Таблица 1. 14. Многопосочна сравнителна оценка на параметрите на изследваните показатели на органите на цвета (mm) чрез еднофакторен дисперсионен анализ по метода на Дънкан при хоризонтално разделяне на ресата на основа, среда и връх a,b,c,... – степен на доказаност при ниво на значимост $\alpha = 0,05$

Хибридни форми	Цветен бутон - дръжка		Цветен бутон		Цветно ложе		Плодник		Плодник и стълбче		Тичинкова дръжка		Прашник		Конектив
	дължина	ширина	дължина	ширина	дължина	ширина	дължина	ширина	дължина	ширина	дължина	ширина	дължина	ширина	дължина
	Основа														
Хибрид 1	2.04 ^b	0.35 ^a	3.14 ^a	1.89 ^b	1.34 ^b	0.48 ^{ab}	2.10 ^a	1.50 ^a	2.80 ^a	1.52 ^c	0.23 ^a	1.36 ^a	0.81 ^b	0.53 ^a	
Русалка 5А	1.93 ^b	0.29 ^b	2.58 ^b	1.72 ^b	1.19 ^c	0.52 ^a	1.41 ^c	1.11 ^b	2.34 ^b	2.32 ^b	0.16 ^b	1.17 ^c	0.87 ^b	0.24 ^d	
Русалка 5В	2.33 ^{ab}	0.31 ^b	2.67 ^b	1.70 ^b	1.35 ^b	0.49 ^{ab}	1.47 ^c	1.47 ^a	2.62 ^a	3.01 ^a	0.14 ^b	1.21 ^{bc}	0.75 ^b	0.37 ^c	
Гигант	2.78 ^a	0.32 ^{ab}	2.52 ^b	2.46 ^a	1.52 ^a	0.43 ^b	1.72 ^b	1.48 ^a	2.32 ^b	2.42 ^b	0.26 ^a	1.30 ^{ab}	1.18 ^a	0.44 ^b	
Среда															
Хибрид 1	1.82 ^b	0.37 ^a	3.16 ^a	1.90 ^a	1.32 ^a	0.42 ^b	2.26 ^a	1.62 ^a	2.88 ^a	2.55 ^b	0.22 ^a	1.32 ^a	0.94 ^b	0.58 ^a	
Русалка 5А	1.84 ^b	0.33 ^a	3.14 ^a	1.85 ^a	1.31 ^a	0.55 ^a	1.84 ^b	1.56 ^a	2.68 ^{ab}	2.21 ^c	0.18 ^{ab}	1.28 ^{ab}	0.93 ^b	0.22 ^c	
Русалка 5В	2.70 ^a	0.37 ^a	3.17 ^a	1.95 ^a	1.41 ^a	0.44 ^b	1.62 ^c	1.51 ^a	2.67 ^b	3.01 ^a	0.16 ^b	1.23 ^{ab}	1.04 ^a	0.39 ^b	
Гигант	2.72 ^a	0.28 ^b	2.38 ^b	1.99 ^a	1.40 ^a	0.3 ^c	1.97 ^b	1.62 ^a	2.12 ^c	2.15 ^c	0.19 ^{ab}	1.11 ^b	0.89 ^b	0.36 ^b	
Връх															
Хибрид 1	1.94 ^c	0.33 ^b	2.96 ^a	1.96 ^a	1.37 ^a	0.50 ^{ab}	2.33 ^a	1.60 ^a	2.95 ^a	2.14 ^b	0.24 ^a	1.32 ^a	0.95 ^{ab}	0.63 ^a	
Русалка 5А	2.33 ^b	0.35 ^{ab}	2.18 ^b	1.88 ^a	1.27 ^{ab}	0.61 ^a	1.53 ^{bc}	1.39 ^c	2.44 ^c	2.13 ^b	0.21 ^b	1.19 ^b	0.90 ^{bc}	0.20 ^c	
Русалка 5В	2.69 ^a	0.38 ^a	3.05 ^a	1.93 ^a	1.34 ^a	0.47 ^b	1.65 ^b	1.48 ^b	2.61 ^b	3.14 ^a	0.16 ^c	1.20 ^b	1.04 ^a	0.39 ^b	
Гигант	1.87 ^c	0.20 ^c	2.04 ^c	1.57 ^b	1.19 ^b	0.22 ^c	1.40 ^c	0.93 ^d	2.10 ^d	1.87 ^b	0.15 ^c	0.96 ^c	0.79 ^c	0.19 ^c	

Таблица 1.15. Многопосочна сравнителна оценка на параметрите на изследваните показатели на органите на цвета (mm) чрез еднофакторен дисперсионен анализ по метода на Дънкан при вертикално разделяне на ресата на основа, среда и връх

Хибридни форми	Цветен бутон - дръжка		Цветен бутон		Цветно ложе		Плодник		Плодник и стълбче	Тичинкова дръжка		Прашник		Конектив
	дължина	ширина	дължина	ширина	дължина	ширина	дължина	ширина	дължина	дължина	ширина	дължина	ширина	дължина
	Основа													
Хибрид 1	2.01 ^a	0.32 ^{bc}	3.23 ^a	2.02 ^b	1.42 ^a	0.35 ^b	1.92 ^a	1.53 ^b	2.70 ^a	1.84 ^{bc}	0.19 ^b	1.21 ^a	0.87 ^b	0.11 ^c
Русалка 5А	2.47 ^a	0.35 ^b	2.39 ^c	1.85 ^c	1.25 ^b	0.42 ^a	1.03 ^b	1.29 ^c	1.74 ^c	1.54 ^c	0.20 ^b	1.26 ^a	0.89 ^b	0.44 ^a
Русалка 5В	2.19 ^a	0.27 ^c	2.62 ^b	1.63 ^d	1.40 ^{ab}	0.48 ^a	1.89 ^a	1.46 ^b	2.65 ^a	2.13 ^{ab}	0.28 ^a	1.22 ^a	1.04 ^a	0.27 ^b
Гигант	2.22 ^a	0.47 ^a	3.33 ^a	2.43 ^a	1.46 ^a	0.48 ^a	1.69 ^a	1.72 ^a	2.30 ^b	2.50 ^a	0.23 ^b	1.29 ^a	1.13 ^a	0.27 ^b
Среда														
Хибрид 1	2.32 ^b	0.31 ^b	3.30 ^b	2.17 ^a	1.26 ^c	0.39 ^c	2.09 ^a	1.56 ^{ab}	2.98 ^a	1.85 ^b	0.19 ^b	1.28 ^a	1.02 ^a	0.14 ^c
Русалка 5А	2.23 ^b	0.30 ^b	2.39 ^d	1.88 ^{ab}	1.41 ^b	0.55 ^a	1.24 ^d	1.39 ^b	2.01 ^c	2.11 ^b	0.15 ^c	1.26 ^a	0.79 ^b	0.39 ^a
Русалка 5В	1.83 ^c	0.27 ^b	2.53 ^c	1.62 ^b	1.34 ^{bc}	0.46 ^b	1.65 ^c	1.43 ^b	2.54 ^b	1.84 ^b	0.25 ^a	1.12 ^b	0.84 ^b	0.25 ^b
Гигант	3.82 ^a	0.39 ^a	3.39 ^a	2.07 ^a	1.71 ^a	0.54 ^a	1.85 ^b	1.68 ^a	2.50 ^b	2.72 ^a	0.21 ^b	1.27 ^a	1.09 ^a	0.25 ^b
Връх														
Хибрид 1	2.56 ^a	0.27 ^b	3.23 ^a	2.15 ^{ab}	1.27 ^b	0.45 ^a	1.97 ^a	1.48 ^b	2.96 ^a	2.49 ^a	0.19 ^{ab}	1.30 ^a	0.94 ^b	0.18 ^c
Русалка 5А	2.53 ^a	0.40 ^a	2.59 ^b	2.08 ^b	1.39 ^a	0.50 ^a	1.29 ^d	1.39 ^{bc}	1.93 ^c	1.81 ^b	0.16 ^b	1.32 ^a	0.82 ^{bc}	0.40 ^a
Русалка 5В	1.66 ^b	0.23 ^b	2.28 ^c	1.49 ^c	1.28 ^b	0.40 ^b	1.57 ^c	1.36 ^c	2.44 ^b	1.74 ^b	0.21 ^a	1.04 ^c	0.75 ^c	0.22 ^{bc}
Гигант	2.80 ^a	0.43 ^a	3.01 ^a	2.31 ^a	1.41 ^a	0.47 ^a	1.80 ^b	1.67 ^a	2.45 ^b	2.18 ^a	0.18 ^{ab}	1.23 ^b	1.25 ^a	0.25 ^b

Таблица 1.16. Многопосочна оценка на изследваните хибридни форми лози по показатели за действителна родовитост, чрез еднофакторен дисперсионен анализ по метода на Дънкан

Хибридна форма	Развити очи %	Плодни леторасли %	К на родовитост	К _p на 1 главен леторасъл	К _p на 1 заместващ леторасъл	К _p на 1 плоден леторасъл
Хибрид 1	75.61 ^c	75.45 ^a	0.95 ^c	0.53 ^b	0.01 ^b	1.32 ^c
Русалка 5А	76.6 ^c	71.5 ^c	1.25 ^a	0.59 ^a	0.01 ^b	1.43 ^a
Русалка 5В	82.69 ^b	72.77 ^b	1.16 ^b	0.40 ^c	0.01 ^b	1.27 ^d
Гигант	84.85 ^a	64.64 ^d	0.86 ^d	0.58 ^a	0.07 ^a	1.38 ^b

a,b,c,d - степен на доказаност при ниво на значимост $\alpha = 0,05$, К_p – коефициент на действителна родовитост

Таблица 1.17. Многопосочна оценка на изследваните хибридни форми лози по технологични и агробиологични показатели, чрез еднофакторен дисперсионен анализ по метода на Дънкан a,b,c,d - степен на доказаност при ниво на значимост $\alpha = 0,05$

Хибрид	Механичен анализ					Химичен анализ		Добив от лоза kg	Средна маса на 1 грозд g	Размери на грозд		Средна маса на 100 зърна g	Размер на зърно		Транспортабилност	
	грозд		зърно			захари %	кисел. g/dm ³			дължина cm	Ширина cm		дълж. mm	ширина mm	откъсване g	натиск g
	чепки %	зърна %	недоразвити зърна %	кожици %	мезокарп %											
Хибрид 1	1.49 ^d	98.51 ^a	3.68 ^a	3.82 ^d	95.02 ^a	16.02 ^d	3.18 ^d	6.90 ^a	530.8 ^c	23.50 ^c	13.86 ^b	491.8 ^a	21.42 ^a	17.78 ^a	290.00 ^b	1311.6 ^b
Русалка 5А	1.82 ^c	98.18 ^b	1.41 ^b	4.68 ^c	95.12 ^a	19.28 ^b	4.93 ^c	6.99 ^a	364.0 ^d	18.20 ^d	12.08 ^d	312.2 ^b	19.00 ^b	15.26 ^c	227.40 ^d	1086.0 ^d
Русалка 5В	2.22 ^b	97.78 ^c	0.36 ^d	7.54 ^a	92.46 ^c	20.24 ^a	5.14 ^b	5.96 ^c	557.6 ^b	25.76 ^b	13.14 ^c	305.4 ^c	17.34 ^c	15.20 ^c	347.00 ^a	1280.0 ^c
Гигант	2.29 ^a	97.71 ^d	1.18 ^c	6.84 ^b	93.16 ^b	16.90 ^c	6.64 ^a	6.36 ^b	830.0 ^a	26.56 ^a	16.54 ^a	306.2 ^c	17.20 ^c	15.48 ^b	236.80 ^c	1482.8 ^a

ГЛАВА II. ПРИЛОЖЕНИЕ НА КЛЪСТЕРНИЯ АНАЛИЗ В ИЗСЛЕДВАНИЯ ОТ АГРАРНАТА СФЕРА

2.1. Същност и особености на клъстерния анализ

Клъстерният анализ е многомерен статистически метод за установяване на сравнително еднородни групи от обекти на базата на определени признаци. Той позволява на изследователя да класифицира огромно количество „първична“ информация в групи, наречени клъстери. Това е техника, позволяваща намаляване обема на данните, като за целта се конструират групи. Наблюденията в една и съща група са хомогенни (еднородни), а тези между групите – хетерогенни (разнородни). Този метод служи за изследване на данните и за организиране на наблюденията в смислови групи, на базата на максимизиране на сходството на наблюденията вътре в клъстера от една страна, и максимизиране на различията между групите, от друга. Клъстерите не са известни предварително и в този смисъл клъстерният анализ ги създава, без да разполага с информация за тях. Той не дава обяснение, защо съществуват клъстерите и как те да се интерпретират. При този метод не се правят никакви тестове за статистическа значимост на резултатите. При него не се формулират статистически хипотези. Все още не е разработена ясна и категорична процедура, даваща оценка на надеждността и валидността на кластеризацията.

При клъстерният анализ не се прави разлика между зависима и независима променлива, поради което се изследва цялото множество от наблюдения.

Два от най-често използваните методи за клъстеризация са:

- Йерархичен клъстерен анализ – при него не е задължително да е известен броят на клъстерите;
- Клъстерен анализ по метода на К-средните – трябва да е известен броят на клъстерите.

Някои предпоставки за прилагане на клъстерен анализ са:

- данните могат да бъдат количествени, двоични или неметрирани
- мярката за разстояние или за сходство трябва да е подходяща за данните, които се анализират

- при кластеризацията се включват всички релевантни променливи, защото пропускането на влиянието на значима променлива би доведе до неправилна кластеризация
- тъй като йерархичният кластерен анализ е изследователски метод, получените резултати са предварителни, докато не се проведе потвърждаващ изследователски анализ с друга извадка, който да ги потвърди. Препоръчително е провеждане на допълнителни статистически анализи с цел установяване кои от променливите са статистически значимо различни между кластерите или на базата на кои променливи се извършва кластеризацията.

Понятието „разстояние“ е едно от основните при кластерния анализ и се дефинира по различен начин от общоизвестното. Най-често при кластерния анализ се използва квадратът на евклидовото разстояние като много-мерно разстояние. То представлява разширение на Питагоровата теорема (Питагор, гръцки математик, философ, 580-500 г. пр. Хр.).

Ако се прилага само йерархичен кластерен анализ, то:

1. се намира броят на кластерите за анализираната извадка. За целта се провежда йерархичен кластерен анализ по метода на Ward (1963), който използва квадрата на евклидовото разстояние като мярка за сходство или разстояние между наблюденията.

2. за да се класифицира всяко наблюдение към даден кластер, е необходимо отново да се използва йерархичен кластерен анализ, но този път със зададен брой на кластерите.

Ако се прилага методът на К-средните:

1. Установява се броят на кластерите за анализираната извадка по описания по-горе начин.

2. Прилага се методът на К-средните.

Важна особеност на йерархичния кластерен анализ се състои в това, че класифицирането на дадена единица към определен кластер е окончателно и необратимо, т.е. не се очаква тя да попадне в друг кластер до приключване на кластеризационната процедура.

При йерархичния кластерен анализ съществуват две основни групи от методи:

- Агломеративни – чрез последователни сливания на единиците в кластери

- Разделящи – чрез последователни разделяния на единиците в кълъстери.

За различните агломеративни методи съществуват алгоритми за изчисляване на разстоянието между обектите в съответния кълъстер. Известно е, че разстоянието между два кълъстера А и В при:

- *метода на междугруповото свързване* се дефинира като средната стойност на $n_A \cdot n_B$ на брой разстояния между n_A точки от А и n_B точки от В чрез формулата:

$$D(A, B) = \frac{1}{n_A n_B} \sum_{i=1}^{n_A} \sum_{j=1}^{n_B} d(x_i, x_j)$$

където сумирането не извършва по всички x_i от А и x_j от В.

- *метода на вътрешногруповото свързване* се изчислява чрез пресмятане на всевъзможните разстояния между всички точки на двата кълъстера А и В чрез формулата:

$$D(A, B) = \frac{1}{(n_A + n_B)(n_A + n_B - 1)} \sum_{i,j} d(x_i, x_j)$$

- *метода на най-близкия съсед* е равно на минималното от всички разстояния между точките от А и В:

$$D(A, B) = \min\{d(x_i, x_j), x_i \in A, x_j \in B\}$$

- *метода на най-далечния съсед* е равно на максималното от всички разстояния между точките от А и В:

$$D(A, B) = \max\{d(x_i, x_j), x_i \in A, x_j \in B\}$$

където $d(x_i, x_j)$ е избраното разстояние между векторите x_i от А и x_j от В.

Съществуват различни способности за определяне различията между единиците при интервални метрирани променливи, наречени измерители на разстояние, които се прилагат при кълъстерния анализ. Някои от тях са:

- *Евклидово разстояние* между два вектора $x_i(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip})$ и $x_j(x_{j1}, x_{j2}, \dots, x_{jp})$ се дефинира чрез:

$$d(x_i, x_j) = \sqrt{\sum_{m=1}^p (x_{im} - x_{jm})^2}, \quad i, j = \overline{1, n}$$

- *Квадратът на евклидовото разстояние* между два вектора $x_i(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip})$ и $x_j(x_{j1}, x_{j2}, \dots, x_{jp})$ се дефинира чрез:

$$d(x_i, x_j) = \sum_{m=1}^p (x_{im} - x_{jm})^2, i, j = \overline{1, n}$$

- Чебишово разстояние между два вектора $x_i(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip})$ и $x_j(x_{j1}, x_{j2}, \dots, x_{jp})$ се дефинира чрез:

$$d(x_i, x_j) = \max |x_{im} - x_{jm}|, i, j = \overline{1, n}$$

- Разстояние на Минковски от ред r:

$$d(x_i, x_j) = \left(\sum_{m=1}^p |x_{im} - x_{jm}|^r \right)^{\frac{1}{r}}, i, j = \overline{1, n}$$

В зависимост от типа на данните, се използват различни разстояния:

- За интервални данни: квадратът на евклидовото разстояние, евклидовото разстояние, корелационният коефициент на Пирсън, Чебешов.
- За дихотомни данни: квадратът на евклидовото разстояние, евклидовото разстояние, ламбда на Крушкар.
- За неметрирани променливи величини: варианти на хи-квадрат и на фи-квадрат.

Изходната информация от йерархичния клъстерен анализ се съдържа в графиката на йерархичното дърво, наречено дендрограма и се използва, за да се визуализира проведената клъстеризация. Тя дава информация за оптималния брой клъстери.

Клъстерния анализ по метода на К-средните се прилага при по-голям обем от единици, които трябва да бъдат класифицирани в клъстери. Този метод протича в три етапа:

- Определяне на началните клъстерни центрове – представляват вектори със значенията по отделните единици, които се намират на най-голямо разстояние една от друга
- Разпределяне на единиците в отделните клъстери – измерват се разстоянията на всяка единица до центрoвете на отделните клъстери и се отнасят към клъстера, в който разстоянието до клъстерния център е минимално
- Актуализиране на клъстерните центрове – измерват се отново разстоянията на единиците до новите центрове и се преразпределят, ако е необходимо, докато се постигне предварително определения макси-

мален брой повторения или се получи оптимална стойност на коефициента на конвергенция.

2.2. Приложение на клъстерния анализ за групиране на районите на България според среден добив на някои земеделски култури от 2001 г. до 2015 г.

Статистическите данни, подложени на математическа обработка в тази статия, са получени от базата данни на отдел „Агростатистика“ на Министерството на земеделието и храните (Agrostatistical Reference Book 2000-2015). Получената информация е свързана със средните добиви на следните зърнени земеделски култури: пшеница, ечемик, царевица за зърно, царевица за силаж, слънчоглед, ръж, тритикале и люцерна за периода от 2001 г. до 2015 г. за шестте района на територията на България: северозападен, северен централен, североизточен, югоизточен, южен централен и югозападен. В изследването са приложени методите на К-средните и методът на междугруповото свързване, а за мярка на сходство - квадратичното евклидово разстояние.

В Таблици 2.1. и 2.2. е представена принадлежността на всеки от изследваните обекти към отделните клъстери, както и разстоянията между клъстерните центрове във финалната клъстеризация.

Таблица 2.1. Резултати от приложение на клъстеризацията чрез метода на К-средните

Cluster Membership			
Case Number	V1	Cluster	Distance
1	Северозападен	1	0.000
2	Северен централен	2	290.263
3	Североизточен	2	290.272
4	Югоизточен	3	607.491
5	Южен централен	3	381.273
6	Югозападен	3	454.402

Таблица 2.2. Разстояния между кълстерните центрове в крайната кълстеризация

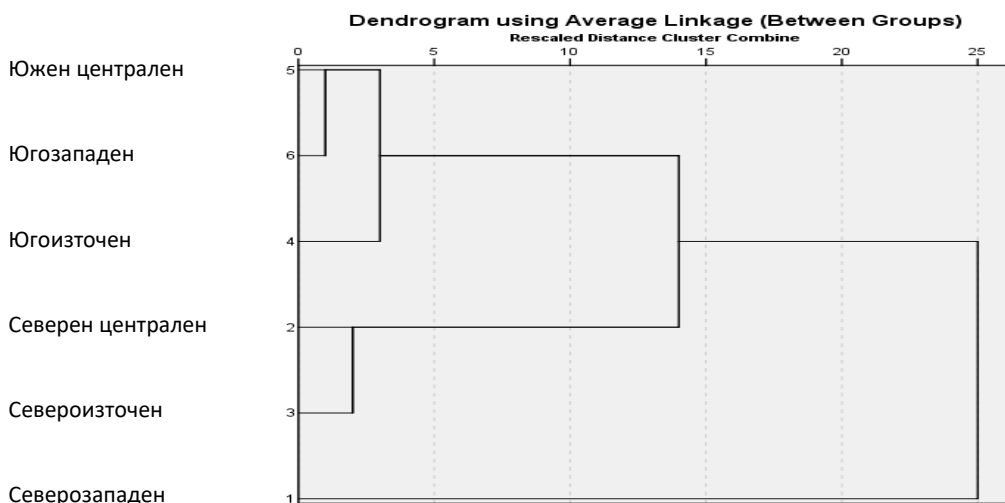
Distances between Final Cluster Centers			
Cluster	1	2	3
1		2372.033	2077.168
2	2372.033		1839.483
3	2077.168	1839.483	

В Таблица 2.3. са представени резултатите от изследване значението на показателите при формирането на кълстерите при статистическа значимост 0,05. Статистически доказано въздействие върху качествено описание на кълстерите оказват добивите от царевица за зърно, за силаж, слънчоглед, тритикале.

Таблица 2.3. Резултати от метода на К-средните за значението на съответния показател върху разпределението на обектите в кълстери

	ANOVA					
	Cluster		Error		F	Sig.
	Mean Square	df	Mean Square	df		
Пшеница	516802.738	2	57683.328	3	8.959	0.054
Ечемик	383020.337	2	85095.078	3	4.501	0.125
Царевица за зърно	181000.650	2	12258.927	3	14.765	0.028
Слънчоглед	172734.855	2	10207.414	3	16.922	0.023
Царевица за силаж	1693844.242	2	49526.822	3	34.201	0.009
Ръж	93651.979	2	13383.547	3	6.998	0.074
Тритикале	569786.621	2	16705.630	3	34.107	0.009
Люцерна	97421.709	2	51608.154	3	1.888	0.295

На Фигура 2.1. са представени графично резултатите от кълстеризационната процедура чрез дендрограма.



Фигура 2.1. Дендрограма, представяща резултатите от клъстеризационната процедура на шестте района на България според среден добив на фуражни култури (kg/ha) от 2001 г. до 2015 г.

В самостоятелен клъстер на сравнително малко евклидово разстояние се групират северен централен район и североизточен район, които имат доказано сходство по среден добив на пшеница, ечемик, слънчоглед, при това са с най-високи добиви по посочените култури в сравнение с останалите райони. Южен централен район и югозападен район също формират отделен клъстер, поради доказано сходство в добивите от люцерна (най-високи в сравнение с другите райони) и най-ниски добиви от пшеница, ечемик и слънчоглед.

2.3. Приложение на клъстерния анализ за групиране на нови генотипове тютюн Виржиния според някои химични показатели

Изследването е извършено в Института по тютюна и тютюневите изделия, Марково през периода 2013-2015 г. Обект на анализ в настоящата работа са новоселекционирани хибридни комбинации тютюн Виржиния: Х 27, Х 33, Х 51 и В 0514 Ø. В параграф 2.3. е направено групиране на новоселекционирани хибридни комбинации тютюн: Хибрид 27, Хибрид 51, Хибрид 33 и стандарт В 0514 на базата на някои химични показатели (процентно съдържание на никотин, захари, общ азот), както и установяване на генотипове с най-благоприятен химичен състав. В Таблица 2.4. са представени средните стойности на основни за тютюн Виржиния химични показатели, измерени за периода 2013-2015 г.

Приложен е йерархичен клъстерен анализ по метода на междугру-повото свързване. Построени са дендрограмите, визуализиращи резултатите от клъстеризационните процедури.

Анализът на резултатите за съдържанието на никотина в изследвания тютюн показва, че той се колебае в пределите както на генотипа, така и на годините на отглеждане. Максимално количество никотин и при трите хибрида е отчетено през 2013 г.

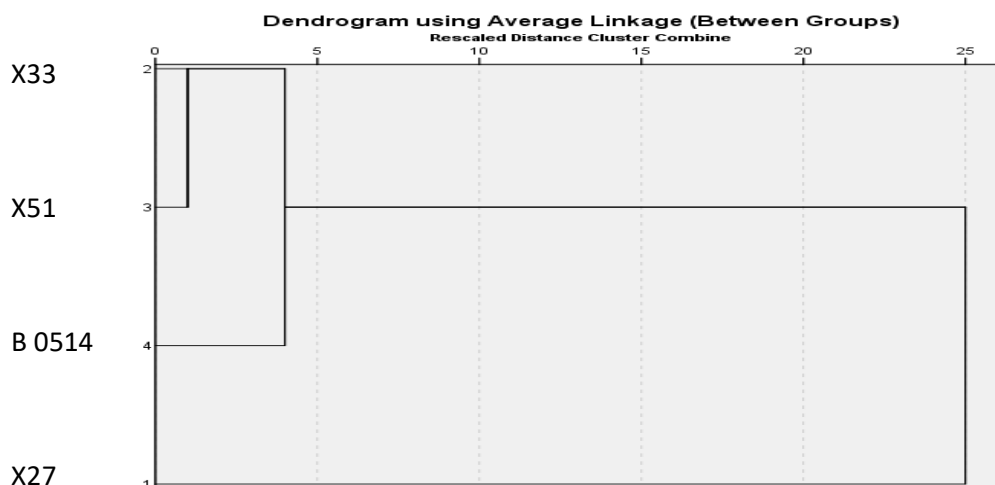
През 2013 г. и през 2014 г. съдържанието на общ азот е значително. През 2015 г. с изключение на Хибрид 33 то е в оптимални граници. Табакова, (1992) посочва характерни стойности за тютюн Виржиния – 1.7-2 (2.3 %).

Нивото за захари варира в широки граници през трите години на изследване. Количеството им през 2013 г.е минимално, което не е характерно за тютюн Виржиния. При този тип тютюн съдържанието на разтворими въглехидрати е (12-28%). Хибрид 27 и Хибрид 51 са с най-благоприятни стойности и на трите изследвани показателя през 2015 г. – Хибрид 27 и Хибрид 51.

Таблица 2.4. Съдържание (%) на никотин, общ азот и захари в изследваните генотипове за периода 2013-2015 г.

Година	Генотип	Никотин, %	Общ азот, %	Захари, %
2013	X 27	2.95	2.68	5.74
	X 33	2.98	2.38	8.62
	X 51	2.57	2.62	9.46
	B 0514 Ø	2.63	2.36	10.6
2014	X 27	2.32	2.40	16.2
	X 33	2.57	2.54	14.4
	X 51	2.39	3.26	15.1
	B 0514 Ø	2.69	3.31	15.5
2015	X 27	2.16	2.18	12.8
	X 33	1.81	2.48	11.0
	X 51	1.78	2.11	14.8
	B 0514 Ø	2.26	2.29	10.8

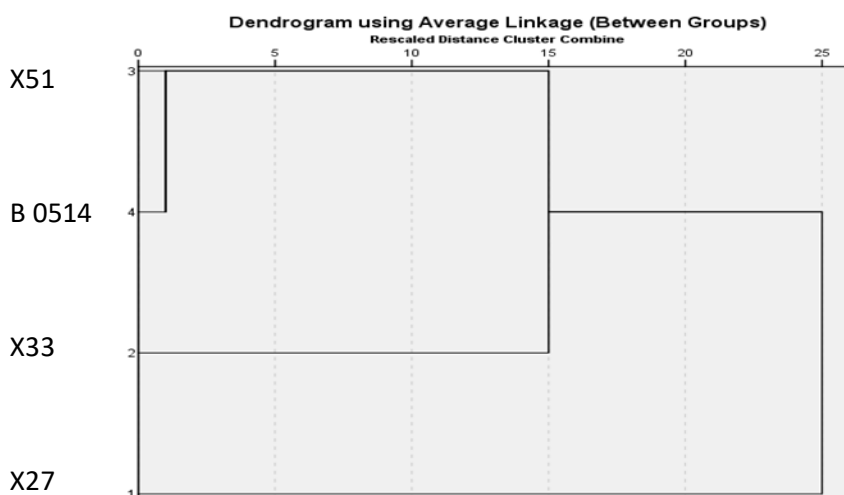
На дендрограмата на Фигура 2.2. е представен резултатът от клъстеризацията в графичен вид. Изследваните генотипове са групирани в три клъстера. Най-отдалечен е Хибрид 27, който е със значително по-малко съдържание на захари в сравнение с останалите хибриди.



Фигура 2.2. Дендрограма на клъстеризационната процедура по химични показатели за 2013 г.

Разстоянието, на което се присъединява към останалите хибридни форми е 25 евклидови единици. B 0514 формира самостоятелен клъстер, поради минималното съдържание на общ азот и максимално – на захари. Хибрид 33 и Хибрид 51 формират общ клъстер на минимално евклидово разстояние.

Основавайки се на данните за химичните характеристики на изследваните хибриди за 2014 г., са получени три клъстера (Фигура 2.3).

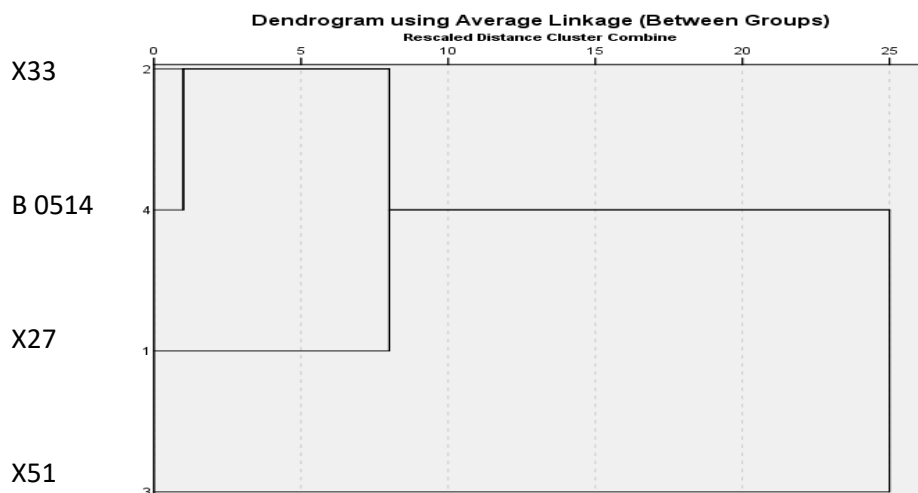


Фигура 2.3. Дендрограма на клъстеризационната процедура по химични показатели за 2014 г.

Това се обяснява със следните факти: Хибрид 51 и В 0514 са с максимално съдържание на общ азот, чувствително надвишаващо това при другите две форми, същевременно Хибрид 27 е с минимално съдържание на никотин и общ азот и максимално – на захари (значително надвишаващо това на останалите). Хибрид 27 се отличава с благоприятен химичен състав.

По-различен е начинът на групиране на хибридните форми по химични показатели за 2015 г. Стандартът В 0514 е най-близък с Хибрид 33, поради сходство в съдържанието на азот (максимално) и на захари (минимално). Това обуславя обединението им в общ клъстер на минимално евклидово разстояние. Хибрид 51 формира самостоятелен клъстер, най-отдалечен от останалите. Това се обяснява с минималното съдържание на никотин и максималното – на захари (Фигура 2.4.). А Хибрид 27 е със средни размери в сравнение с останалите изследвани хибриди, което го превръща в сравнително балансиран по съответните показатели.

Всички тези резултати биха могли да се имат предвид при бъдещи научни разработки, целящи подобрения на хибридните форми. По този начин могат да се създадат нови линии тютюн с характеристики, максимално близки до контролната линия, а дори и превъзхождащи я.

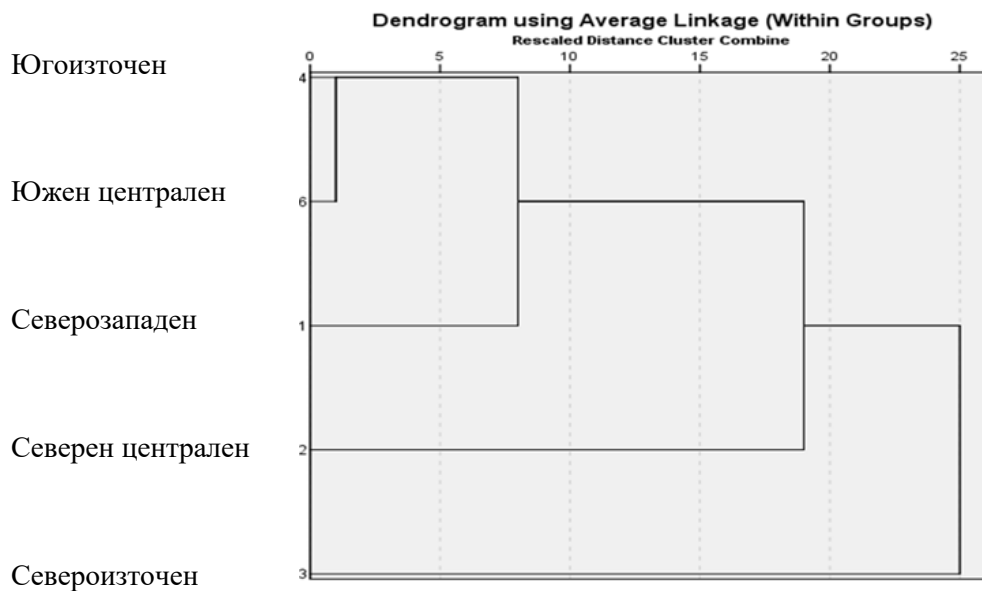


Фигура 2.4. Дендрограма на клъстеризационната процедура по химични показатели за 2015 г.

2.4. Йерархичен клъстерен анализ за групиране на районите в България според цени на земеделските земи

В параграф 2.4. е представен йерархичен клъстерен анализ, чрез който отделните райони на България са групирани по степен на сходство по цени на: земеделската земя, нивите, овощните насаждения, лозята и затревените площи. Територията на страната е разделена на шест района: североизточен, северен централен, северозападен, югоизточен, южен централен и югозападен. Тъй като за югозападен район има данни за средната цена овощни насаждения само за една година, то този район е изключен от клъстерния анализ.

След прилагане на йерархичен клъстерен анализ по метода на вътрешногруповото свързване и мярка за сходство обикновеното евклидово разстояние посочените региони се групираха в четири клъстера. Резултатите от клъстеризационната процедура са дадени на дендрограмата на Фигура 2.5.



Фигура 2.5. Дендрограма, представяща резултата от йерархичен клъстерен анализ на районите в България според средна цена на земята

Североизточният е с най-висока цена на земеделската земя и нивите, поради което формира самостоятелен клъстер, който се присъединява към всички останали на най-голямо евклидово разстояние. Северен Централен район е с най-висока цена на земята с овощни насаждения, поради което е в отделен клъстер. Североизточен и Южен Централен райони имат статистически доказано сходство в средната цена на овощните насаждения и за-

тревените площи (макар и с не най-високи такива), поради което образуват общ клъстер на евклидово разстояние от една единица.

2.5. Групиране на безсеменни хибридни форми лози според ампелографските им показатели

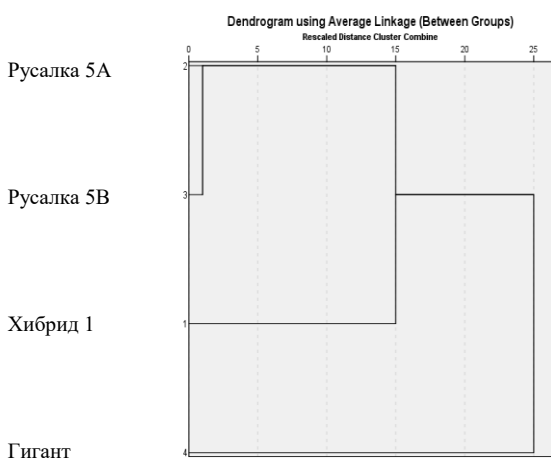
В този параграф е представено групиране на безсеменните хибридни форми лози: Хибрид 1, Русалка 5А, Русалка 5Б и Гигант според техни ампелографски особености. В първа глава на изложението е направена сравнителна оценка на посочените хибриди, което позволява получаването на статистически достоверна информация за значението на отделните ампелографски показатели при тяхното групиране. След хоризонтално и вертикално разделяне на ресата, самостоятелни клъстери формират всички изследвани хибридни форми, което потвърждава известния полиморфизъм при лозата и при показателите от женската и мъжка сфера на цвета. Съществува доказано сходство между агробιολογичните показатели на отделните хибридни форми, обуславящи групирането им в самостоятелни клъстери. Клъстеризационната процедура е извършена по метода на междугруповото свързване, а за мярка за сходство е избрано квадратичното евклидово разстояние. Резултатите са представени на Фигури 2.6-2.21.

Получените резултати показват, че при хоризонтален разрез на ресата – основа (Ж), Русалка 5А и Русалка 5В са групирани в отделен клъстер, тъй като имат минимални дължина и ширина на дръжката на цветен бутон и плодник, и ширина на цветен бутон. Почти във всички случаи те формират едни и същи групи на доказаност. В отделни клъстери са Хибрид 1, с максимална ширина на дръжката на цветен бутон, на дължина на цветен бутон и плодник и Гигант, с максимална дължина на дръжката на цветен бутон и цветно ложе и ширина на цветен бутон (Фигура 2.6).

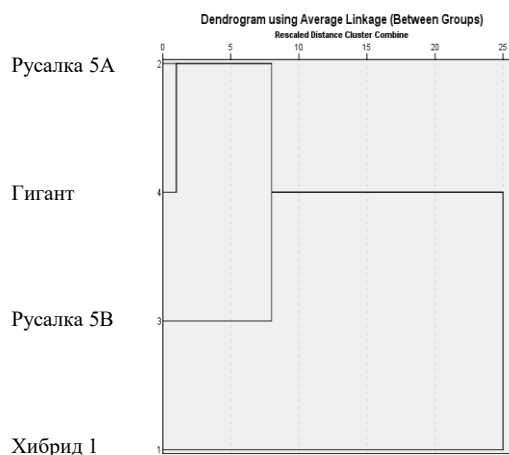
Русалка 5А и Гигант са със сходство по дължина на тичинкова дръжка и конектив и формират отделен клъстер – основа (М) (Фигура 2.7). Русалка 5В е с най-голяма дължина на тичинковата дръжка – 3,01 mm, а Хибрид 1 притежава статистически доказани различия от останалите форми по повечето от изследваните показатели, което обуславя отделянето им в само-стоятелни клъстери. Тази хибридна форма е с най-малки размери на тичинковата дръжка и с най-голяма дължина на конектива.

Хибрид 1 и Русалка 5А са в една група, което се дължи на минималните дължини на дръжката и ширината на цветния бутон и ложе - среда (Ж) (Фигура 2.8). Русалка 5В формира отделен клъстер, поради най-малката дължина на плодника, а Гигант – поради най-малката ширина на дръжката на цветен бутон и цветно ложе, дължина на цветен бутон и плодник и стълбче.

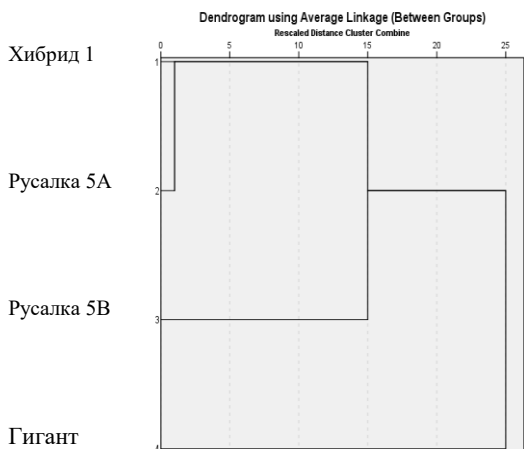
Според показателите в мъжката сфера на цвета (М), Русалка 5А и Гигант формират клъстер, поради доказани различия с останалите хибридни форми, изразяващи се в най-малките размери на дължина на тичинкова дръжка, ширина на прашника и дължина на конектива (Фигура 2.9). С максимална дължина на конектив - Хибрид 1 и с най-голяма ширина на прашник - Русалка 5В формират самостоятелни клъстери.



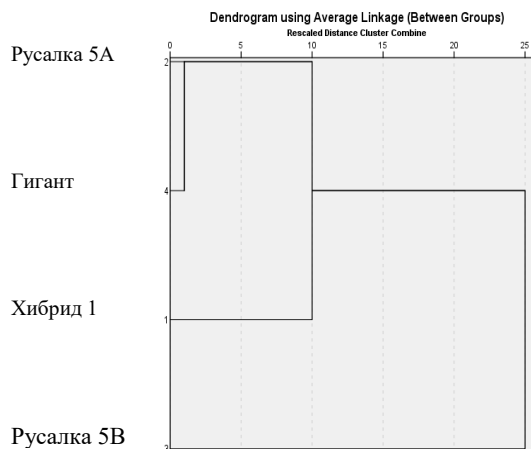
Фиг. 2.6. Групиране по органите в женската сфера на цвета-*хоризонтално* в *основата* на ресата.



Фиг. 2.7. Групиране по органите в мъжката сфера на цвета -*хоризонтално* в *основата* на ресата.



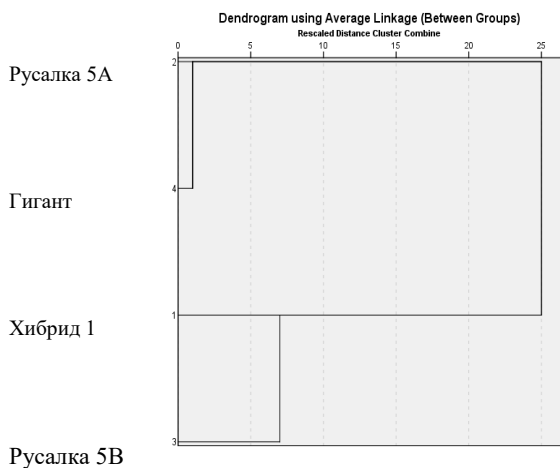
Фиг. 2.8. Групиране по органите в женската сфера на цвета-*хоризонтално* в *средата* на ресата.



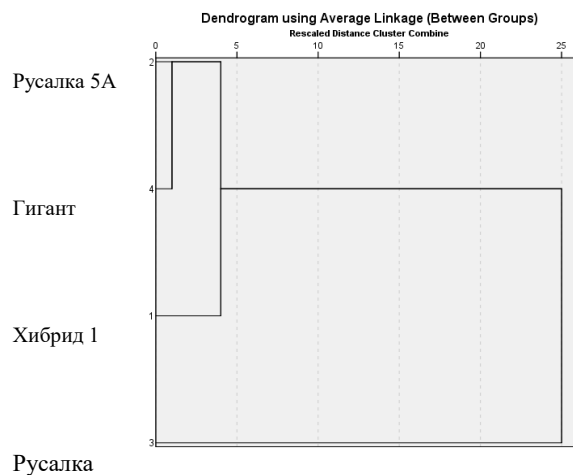
Фиг.2.9. Групиране по органите в мъжката сфера на цвета-*хоризонтално* в *средата* на ресата.

Същите две хибридни форми - Русалка 5А и Гигант са в една група при вариант връх (Ж) тъй като се характеризират с най-малки стойности по

отношение на дължина и ширина на цветен бутон и плодник, дължина на цветно ложе и плодник и стълбче (Фигура 2.10). Хибрид 1 и Русалка 5В имат доказано сходство по показателите: дължина на цветен бутон и цветно ложе (максимална), както и ширина на цветно ложе.



Фиг.2.10. Групиране по органите в женската сфера на цвета-*хоризонтално* във върха на ресата.



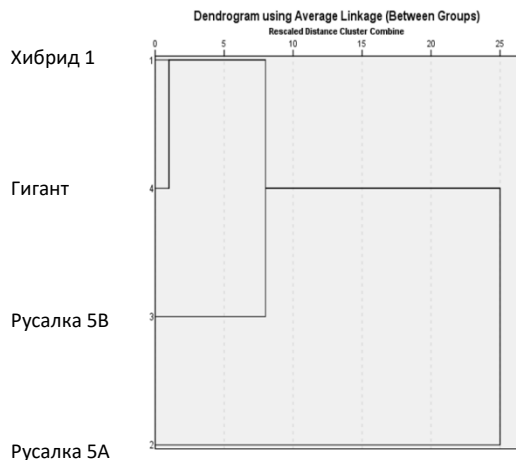
Фиг. 2.11. Групиране по органите в мъжката сфера на цвета-*хоризонтално* във върха на ресата.

Русалка 5А и Гигант отново са в един клъстер при връх (М), тъй като са с по-малки стойности в сравнение с другите две форми при дължина на тичинкова дръжка, дължина и ширина на прашник, и дължина на конектив (Фигура 2.11). Хибрид 1 притежава сходство с посочените форми по ширина на прашник, което обуславя присъединяването му към тях на малко евклидово разстояние. Русалка 5В формира самостоятелен клъстер, тъй като е с максимален размер на дължината на тичинковата дръжка.

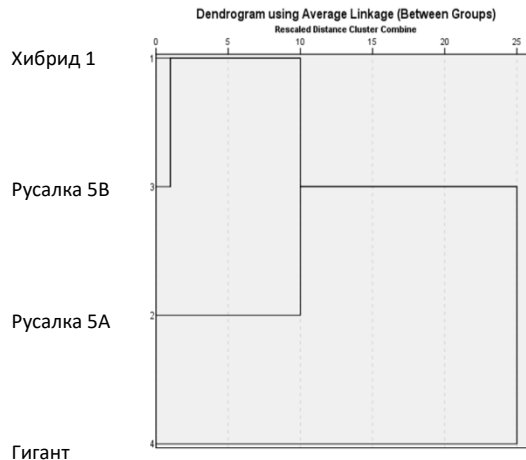
Клъстерният анализ на анализиранияте данни за изследваните показатели при вертикално разделяне на ресата - основа (Ж) показва, че отнасящите се към един клъстер Хибрид 1 и Гигант се характеризират с доказано най-големи по размери цветни бутони, най-дълго цветно ложе и широк плодник, а Хибрид 1 и Русалка 5В - (М) са с най-малка дължина на прашника и конектива (Фигура 2.12, Фигура 2.13).

При варианта среда (Ж), Русалка 5А и Русалка 5В са в една група и се отличават с по-тънка дръжка и по-малки размери на цветния бутон и плодник, а при (М) - Хибрид 1 и Русалка 5В – са с по-къса тичинкова дръжка и конектив (Фигура 2.14, Фигура. 2.15). Групирането на Хибрид 1 и Гигант в общ клъстер при връх (Ж) се дължи на почти същото сходство на показателите, описано при основа (Ж), а при (М) - Русалка 5А и Русалка 5В са в една група, защото имат

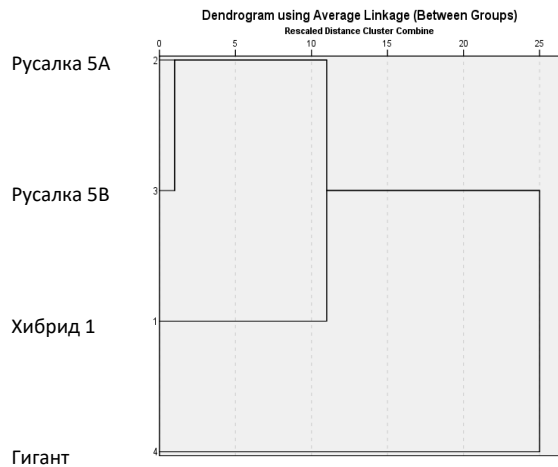
най-малка дължина на тичинковата дръжка и ширина на прашника (Фигура 2.16, Фигура 2.17).



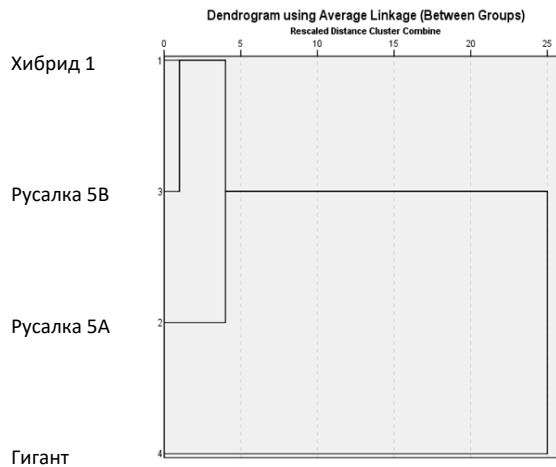
Фиг. 2.12. Групиране по органите в женската сфера на цвета-вертикално в основата на ресата.



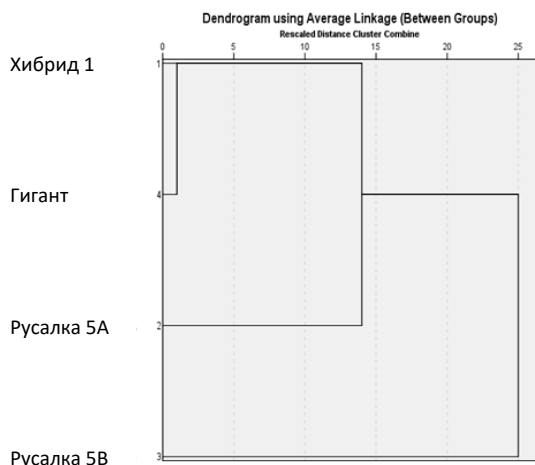
Фиг. 2.13. Групиране по органите в мъжката сфера на цвета-вертикално в основата на ресата.



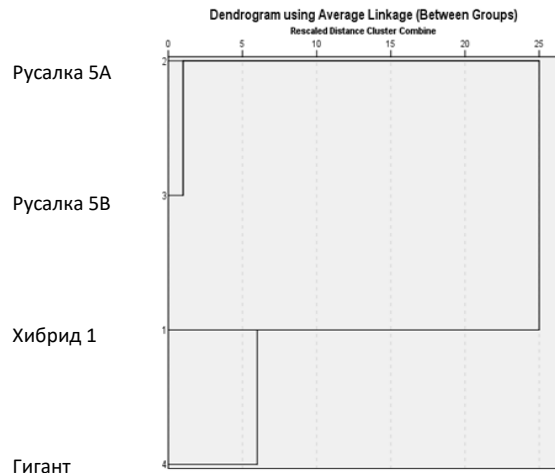
Фиг. 2.14. Групиране по органите в женската сфера на цвета-вертикално в средата на ресата.



Фиг. 2.15. Групиране по органите в мъжката сфера на цвета-вертикално в средата на ресата.



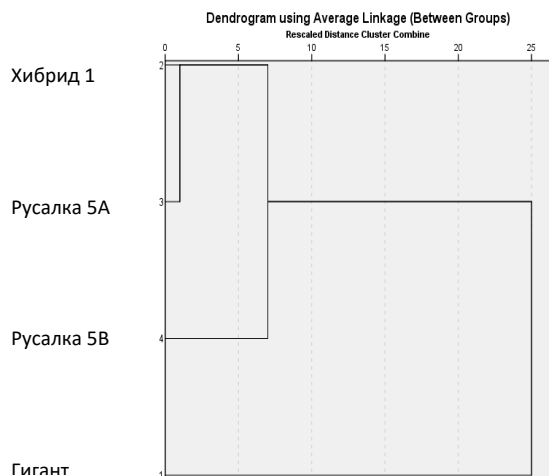
Фиг. 2.16. Групиране по органите в женската сфера на цвета-вертикално във върха на ресата.



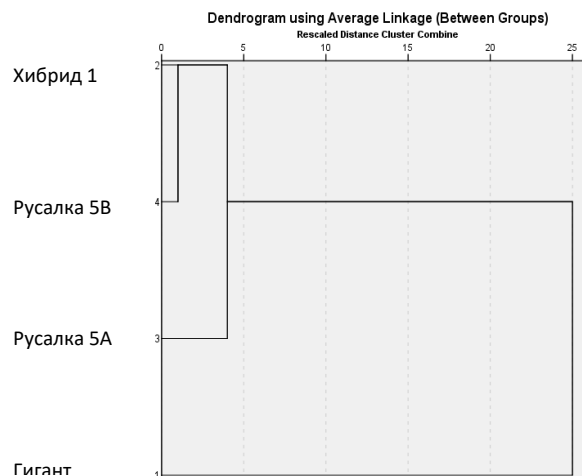
Фиг. 2.17. Групиране по органите в мъжката сфера на цвета-вертикално във върха на ресата.

При групиране и оценка на четирите хибридни форми на базата на показатели, свързани с действителната им родовитост, най-големи стойности с доказани различия от останалите по процент развити очи и коефициент на родовитост на заместващ леторасъл има Гигант, който формира самостоятелен клъстер (Фигура 2.18). Русалка 5В се характеризира с най-ниски стойности на коефициент на родовитост на главен и плоден леторасъл. Тя е със статистически доказани различия спрямо другите изследвани хибридни форми и също е в отделен самостоятелен клъстер, като на евклидово разстояние от 7 единици се присъединява към третия клъстер, който се състои от Хибрид 1 и Русалка 5А. Тези две форми имат доказано сходство по показателите процент развити очи и коефициент на родовитост на заместващ леторасъл (Глава I).

Според агробиологичните показатели добив от лоза, дължина и ширина на грозд, средна маса на грозд, дължина и ширина на зърно и средна маса на 100 зърна, изследваните четири хибридни форми лози се групират в три клъстера (Фигура 2.19). Вторият клъстер се състои от Русалка 5А, поради минималните стойности на показателите средна маса на грозд, дължина и ширина на грозд. Гигант образува самостоятелен клъстер и е най-отдалечен от останалите хибридни форми. Това е хибриден с най-голяма средна маса на грозд, дължина и ширина на грозд, които са статистически доказано различни от останалите форми. Хибрид 1 и Русалка 5В образуват третия клъстер.



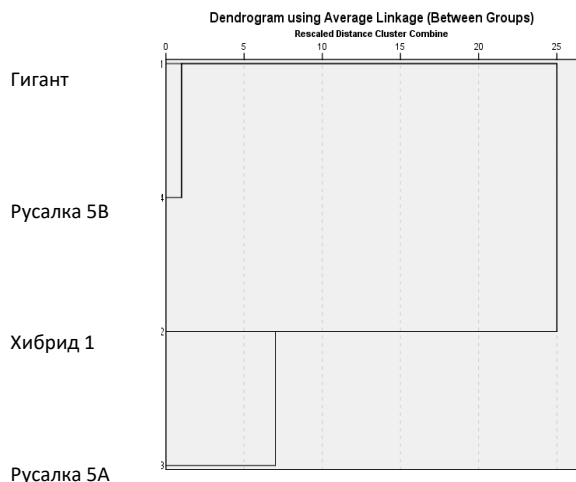
Фиг. 2.18. Групиране по показателите родовитост и добив.



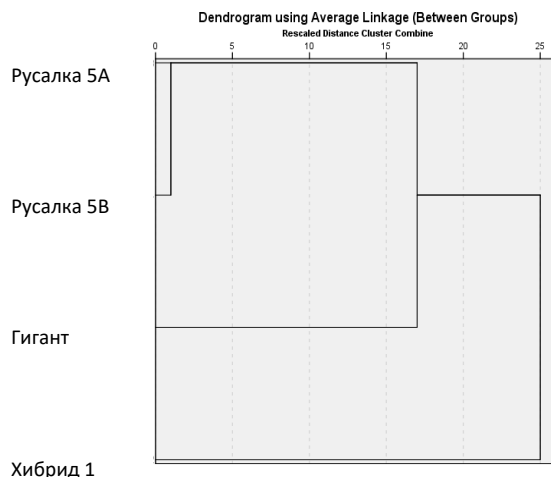
Фиг. 2.19. Групиране по всички агробиологични показатели

Резултатът от клъстер анализа с показатели, свързани с механичния анализ - чепки (%), зърна (%), недоразвити зърна (%), кожици (%), мезокарп (%) и транспортабилност (устойчивост на откъсване и натиск) показва, че четирите хибридни форми се групират в два клъстера (Фигура 2.20). Първият включва Гигант и Русалка 5В, а вторият - Хибрид 1 и Русалка 5А. Последните две форми са в самостоятелни клъстери, но могат да се обобщят на едно по-високо ниво, поради доказаното им сходство по количеството на мезокарпа. Хибрид 1 има най-висок процент на зърна и мезокарп (Глава I). За формирането на клъстери при изследваните хибриди, най-вероятно значение има близостта на статистическите групи на доказаност, тъй като липсва пряко сходство по отделните показатели.

Съобразно данните от химичния анализ на гроздето, включващ показателите количество на захари и киселини, изследваните четири хибридни форми се групират в три клъстера (Фигура 2.21). Първият включва Русалка 5А и Русалка 5В, а самостоятелни клъстери формират Хибрид 1 и Гигант.



Фиг. 2.20. Групиране по показателите на механичния анализ на гроздето.



Фиг. 2.21. Групиране по количеството на захари и киселини в гроздето.

2.6. Групиране на линии кокошки според някои показатели за продуктивност

Обект на изследване в този параграф са девет линии кокошки, които са представители на два типа:

- яйценосен тип кокошки (линия D, линия B, линия CZ-80M, линия CZ 80B)
- общоползвателни кокошки (линия NG, линия E, линия Ss, линия StR, линия ChS).

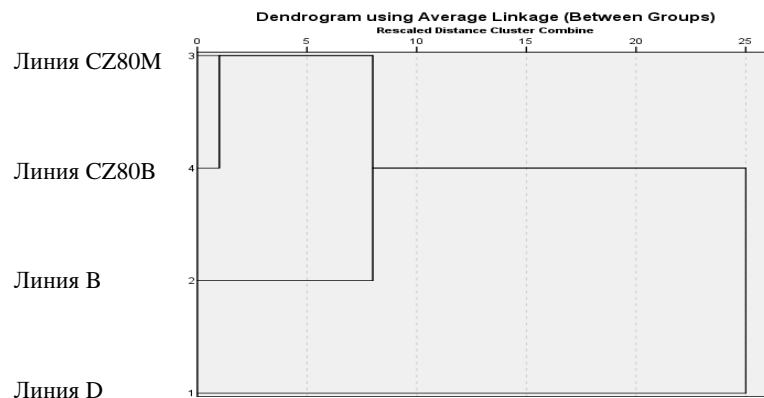
Отгледани са в птицефермата на Земеделски институт - Стара Загора. Изследванията са разработени в отдел „Селекция на популационната генетика и технологии на птици и зайци”. Продуктивността им се контролира чрез: репродуктивни показатели на линиите кокошки (оплоденост и люпимост); жива маса на едnodневни пилета (мъжки, женски (g)); жива маса на 5-месечни птици (мъжки, женски: (kg)); жива маса на 10-месечни кокошки (kg), носливост за 180 дни (брой), средна маса на яйце (g), възраст на полова зрялост (дни). Пилетата са излюпени през юни, оплождането на кокошките е естествено, на случаен принцип в общи групи при съотношение на половете 1 петел:10 кокошки, отглеждани върху дълбока несменяема постеля. Селекцията по екстериорни белези се прави на 3-месечна възраст. Птиците се хранят съобразно производствения им тип и възраст (Lalev et al., 2012).

Показателите, въз основа на които е извършен клъстерният анализ, са групирани, както следва:

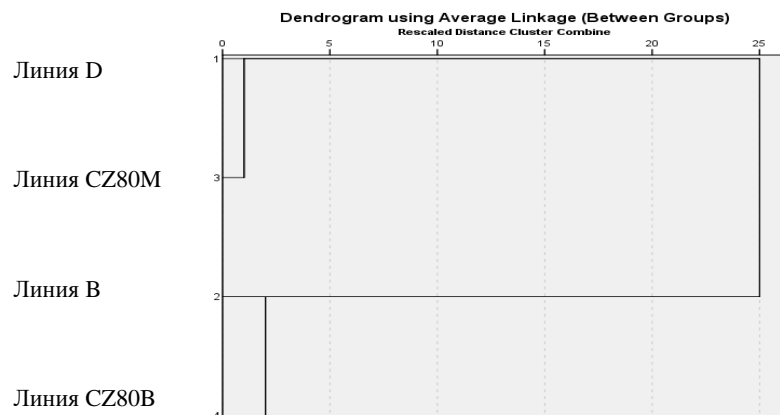
- Първа група: репродуктивни показатели на разплодни линии: оплоденост на яйцата (%), мъртви ембриони при първи и втори преглед, люпимост на заредените яйца (%), люпимост на оплодените яйца (%);
- Втора група: жива маса на едnodневни пилета (g): женски, мъжки;
- Трета група: жива маса на 5-месечни носачки (kg): женски, мъжки;
- Четвърта група: жива маса на 10-месечни кокошки носачки (kg);
- Пета група: носливост за 180 дни, средна маса на яйца (g).

Групирането е извършено на база на междугруповото свързване и мярка за сходство квадратичното Евклидово разстояние.

От дендрограмите на Фигура 2.22. и Фигура 2.23. се вижда, че според показателите в първа и трета група четирите линии са групирани в два клъстера по идентичен начин. Първият включва линия SZ80M, линия CZ80B и линия B, които имат най-голям процент оплодени яйца Поради най-ниска степен на люпимост на заредените яйца, люпимост на оплодените яйца (%) и жива маса на 5-месечни женски птици линия D формира втори клъстер, чийто стойности са в обратна посока.

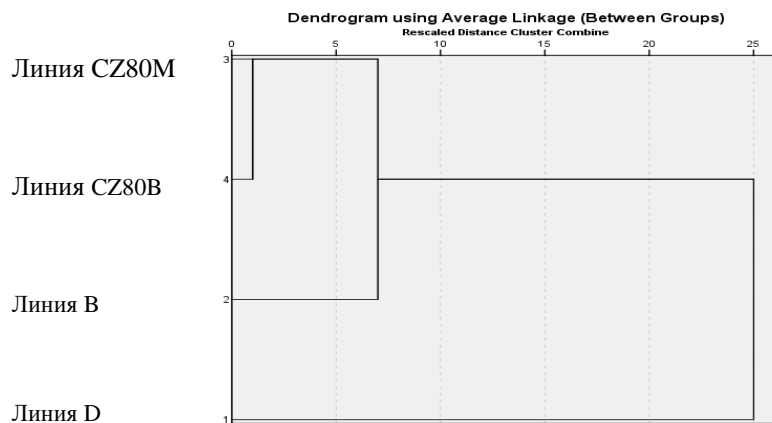


Фигура 2.22. Групиране на яйценосен тип кокошки според първа група показатели



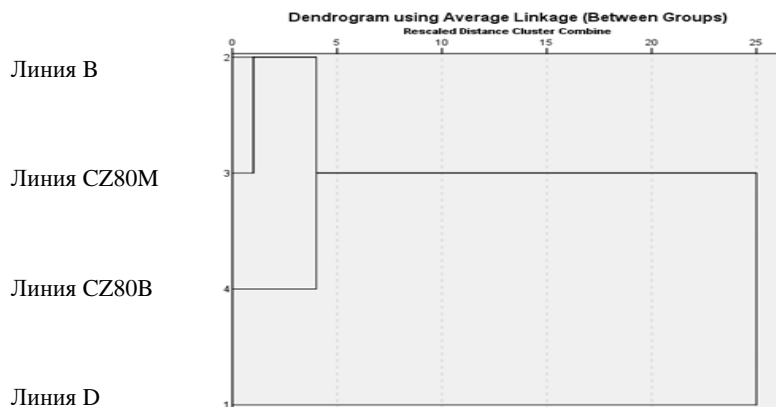
Фигура 2.23. Групиране на яйценосен тип кокошки според втора група показатели

Във втората група показатели кокошките от **яйценовес** тип образуват два клъстера (Фигура 2.24.), които се присъединяват един към друг на голямо евклидово разстояние от 25 единици. Първият включва линия D и линия CZ80M (характеризиращи се с минимална жива маса на едnodневни пилета (g), мъжки, женски), а вторият – линия В и линия CZ80B, съответно максимална такава.



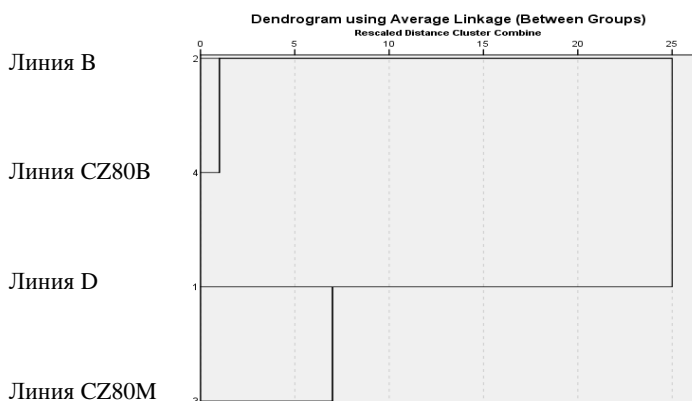
Фигура 2.24. Групиране на яйценосен тип кокошки според трета група показатели

От Фигура 2.25. става ясно, че линия В, линия CZ80M и линия CZ80B образуват общ клъстер, поради сходството в живата маса на 10-месечни кокошки носачки (kg), а линия D се различава доказано от тях, което обуславя отделянето ѝ в друг клъстер.



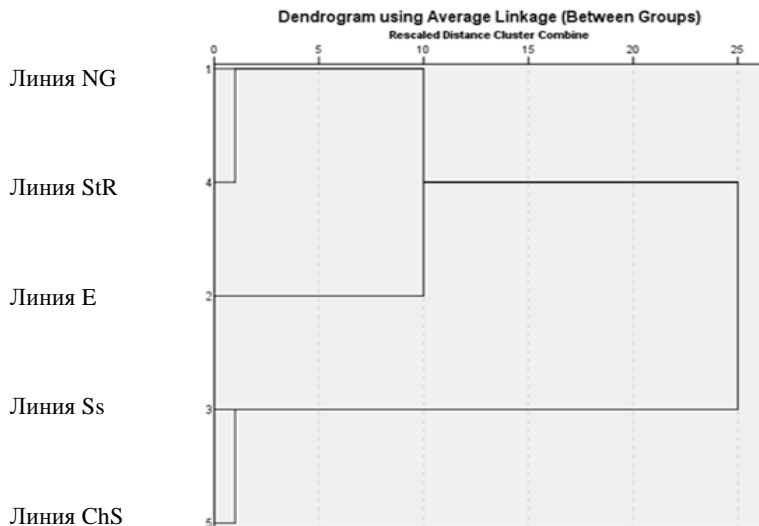
Фигура 2.25. Групиране на яйценосен тип кокошки според четвърта група показатели

По показателите в пета група (Фигура 2.26.) изследваните линии кокошки отново са разделени на два клъстера. Линия В и линия CZ80B формират първия, тъй като имат най-високо средна носливост за 180 дни, докато линия D и линия CZ80M имат минимален размер, което е причината за отделянето им във втори клъстер.



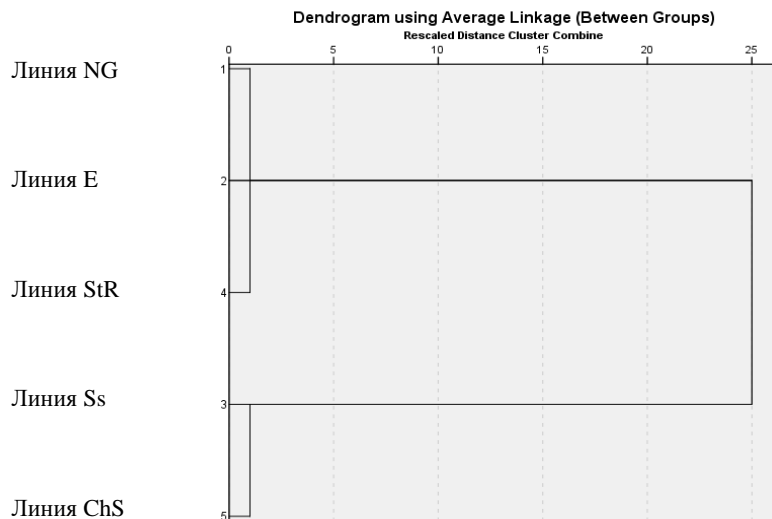
Фигура 2.26. Групиране на яйценосен тип кокошки според пета група показатели

Дендрограмите на Фигури 2.27-2.31. показват резултатите от групирането на общоползувателните кокошки според степента на сходство за всяка от петте групи характеристики. Според първата група, линия NG, линия StR и линия E образуват клъстер, тъй като се характеризират с максимални стойности на люпимост на заредените яйца (%), докато линия Ss и линия ChS имат минимална люпимост на заредени яйца (%) и люпимост на оплодени яйца (%).



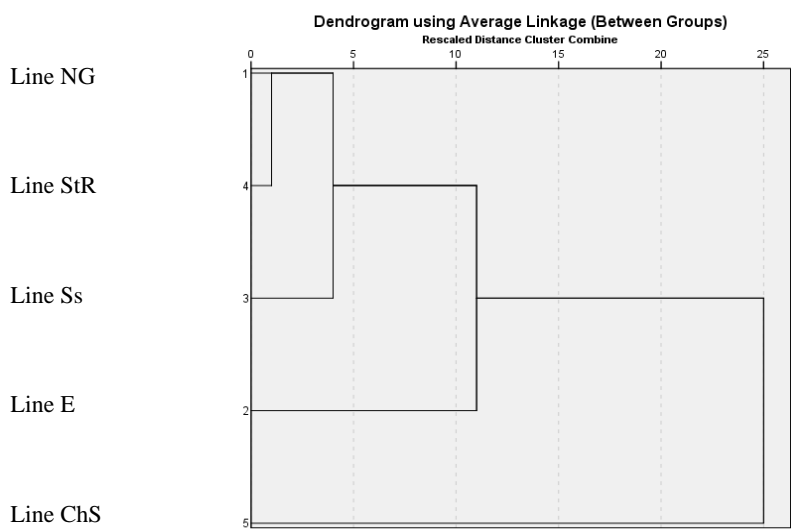
Фигура 2.27. Групиране на общоползвателни кокошки според първа група показатели

На дендрограмата на Фигура 2.28. са оформени два клъстера според степента на сходство на петте линии кокошки по показателите от втората група. Линия Ss и линия ChS образуват отделен клъстер, тъй като имат минимални стойности и по двата показателя в групата. Показателите на останалите три линии са с по-големи стойности, което обуславя обособяването им в нов клъстер.



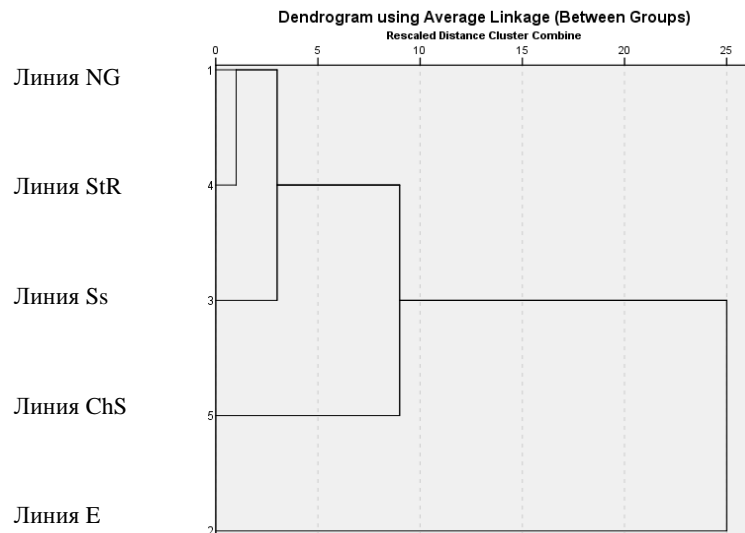
Фигура 2.28. Групиране на общоползвателни кокошки според показателите от втора група

Според третата група фактори, изследваните пет линии кокошки са разделени на три групи (Фигура 2.29.). Първата включва: линия NG, линия StR и линия Ss, втората се състои от: линия E, а третата – от линия ChS, която е най-отдалечена от другите два.



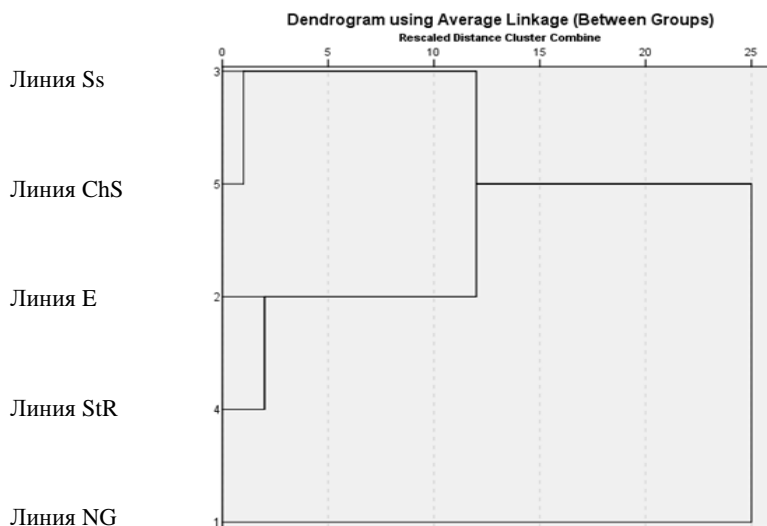
Фигура 2.29. Групиране на общоползвателни кокошки според показатели от трета група

Според показателя в четвърта група разглежданите пет линии кокошки са групирани в два клъстера (Фигура 2.30.). Линия E образува самостоятелен клъстер и се свързва на разстояние 25 евклидови единици с клъстера от останалите линии, доказвайки неговата отдалеченост по изследваните показатели. Това се дължи на голямата стойност на живата маса на 10-месечните кокошки носачки (kg), което е статистически доказано различно от останалите.



Фигура 2.30. Групиране на общоползвателни кокошки според показатели от четвърта група

Според показателя в пета група групирането е осъществено до три клъстера (Фигура 2.31.). Линия Ss и линия ChS образуват първия клъстер. Това са линиите с минимална носливост за 180 дни и средна маса на яйца (g). Вторият клъстер се състои от линия E и линия StR - линиите с максимална средна яйчна маса. Третият клъстер се състои от линия NG, която има максимален размер на средната носливост за 180 дни.



Фигура 2.31. Групиране на общоползвателни кокошки според показатели от пета група

2.7. Групиране и оценка на сортове дрян според някои помологични показатели

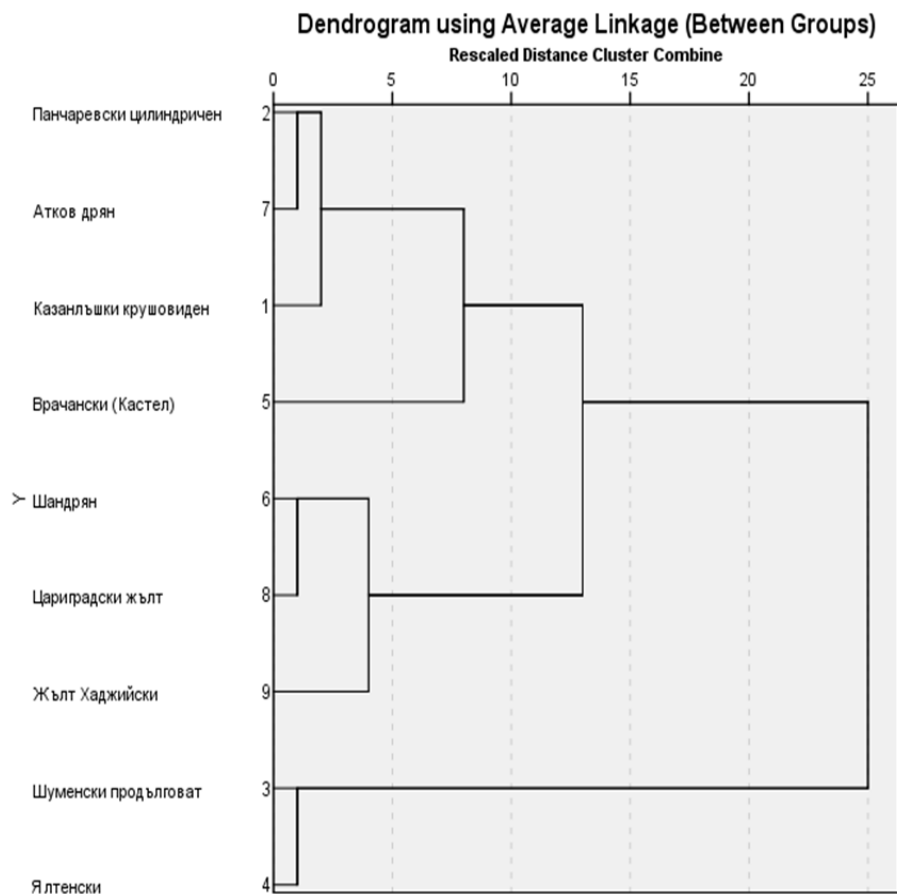
Обект на изследване в настоящия параграф са девет сорта и форми дрян, отглеждани в България: Панчаревски цилиндричен, Атков, Казанлъшки крушовиден, Врачански (Кастел), Шандрян, Цариградски жълт, Жълт хаджийски, Шуменски продълговат и Ялтенски. Данните са получени в резултат на експерименталната работа, проведена на опитното поле на Институт по овощарство – гр. Пловдив.

Показателите, на базата на които е извършено изследването, са: маса (g), дължина (mm) и ширина (mm) на плода, дължина на дръжката (mm), маса на костилката (g), дължина (mm) и ширина (mm) на костилката.

След прилагане на клъстерен анализ по отношение на линиите на кокошките от група се установи, че по показателите от първа, трета и четвърта група линия D е най-отдалечена от другите изследвани линии. Сред линиите ко-кошки с двойно предназначение е установено в по-голямата част от клъс-терирането, че линията ChS образува самостоятелни клъстери, съединяващи се с останалите на голямо евклидово разстояние, което доказва разликите ѝ с другите линии от тази група. Резултатите от това изследване биха могли да се вземат предвид в бъдещи научни разработки с цел селектиране на отделни линии кокошки по съответните показатели.

След извършена клъстеризация по различни агломеративни методи, се установи, че най-добър резултат за групиране на сортовете дрян се получава чрез метода на междугруповото свързване и мярка за сходство квадратичното евклидово разстояние, поради максималния коефициент на контингенция.

Резултатът от клъстерния анализ на линиите дрян е визуализиран чрез дендрограмата на Фигура 2.32. Установи се, че Панчаревски цилиндричен, Атков дрян и Казанлъшки крушовиден формират първи клъстер, поради доказано сходство в масата и размерите на плода, както и ширината на костилката. Вторият клъстер е самостоятелен. Той включва Врачански дрян, който се отличава от останалите по широките си плодове. Сортовете Шандрян, Цариградски жълт и Жълт Хаджийски формират трети клъстер, поради минималните маса и размери на плода. Последният клъстер се състои от Шуменски продълговат и Ялтенски. Това са сортовете с най-дълги плодове, дръжки и костилки.



Фигура 2.32. Дендрограма, представяща резултата от клъстеризационната процедура за сортове дрян според някои биометрични показатели

Получената диференциация на генотиповете дрян при проведения клъстерен анализ най-вероятно се дължи на различния им географски произход и особеностите, произтичащи от него. Това обуславя разликите във фенотипните прояви на отделни помологични признаци.

ГЛАВА III. КОРЕЛАЦИОННИЯТ АНАЛИЗ КАТО ИНСТРУМЕНТ ЗА ИЗСЛЕДВАНИЯ В АГРОНОМСТВОТО

3.1. Същност и особености на корелационния анализ

Изучаването на връзката между две и повече променливи е основен подход в различни области на науката и практиката. Не съществува научна дисциплина, която да не се занимава с разкриването на структурата на взаимовръзките между различни целеви променливи.

"С изследване влиянието на факторите, от които зависи дадено явление, те могат да се подредят по степен на важност, което подпомага вземането на управленски решения за насочване на явленията в желаната посока" (Маргаритова, 2002).

Статистическата мярка за описание на връзката между две случайни променливи е коефициентът на корелация.

Предвид факта, че в изложението за установяване на зависимости се прилага корелационният коефициент на Пирсън, би следвало да се спрем по-подробно на неговата същност и особености. Той се изчислява чрез т.нар. смесени моменти и се означава с ρ , когато се отнася до популацията (генералната съвкупност) и с r , ако се отнася до извадката. Този коефициент се приема за стандартна мярка на взаимовръзката между две случайни променливи, отчетени чрез метрични скали.

За изчисляване на корелационния коефициент между две случайни променливи от генерална съвкупност, се използва формулата:

$$\rho_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^N z_{x_i} z_{y_i}}{N}.$$

Този коефициент за първи път е получен от английския статистик Карл Пирсън и е наречен корелационен коефициент на смесените моменти на Пирсън или накратко корелационен коефициент на Пирсън. Когато се изчислява за извадка, се означава с r .

Корелационният анализ дава възможност за изчисляване на корелационния коефициент. Чрез него се определя степента и посоката на влияние между два показателя (Arkkelin, 2014). В настоящото изследване е изчислен коефициентът на Пирсън (в някои литературни източници се нарича още коефициент на Пирсън-Браве). Той се пресмята по формулата:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})(X_i - \bar{X})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}}$$

Коефициентът на корелация дава възможност за установяване степента на линейна свързаност на две множества от стойности, т.е. дава информация за взаимовръзката между две променливи. Той може да приема стойности в интервала $[-1;1]$ (Таблица 3.1.). Знакът на коефициента показва посоката на тази връзка. Абсолютната стойност на коефициента показва размера на взаимовръзката. Коефициентът при идеална положителна корелация е 1, а при идеална отрицателна е -1. Когато между двете променливи не съществува линейна взаимовръзка, то съответният коефициент на корелация е равен на 0.

Таблица 3.1. Емпирични правила за интерпретация на корелационния коефициент

Изчислена стойност на r		Интерпретация на корелацията
[0.00;0.30]	[-0.30;0.00]	Много ниска положителна /отрицателна/
[0.1;0.50]	[-0.50;-0.31]	Ниска положителна /отрицателна/
[0.51;0.70]	[-0.70;-0.51]	Умерена положителна /отрицателна/
[0.71;0.90]	[-0.90;-0.71]	Висока положителна /отрицателна/
[0.91;1.00]	[-1.00;-0.91]	Много висока положителна /отрицателна/

От математическа гледна точка, стойността на корелационния коефициент е функция на наклона на конфигурацията на точките към положителната посока на оста X и на ширината на елипсата, ограждаща множеството на измерванията. Ако наклонът е под тъп ъгъл, то коефициентът е отрицателен. Ако наклонът е под остър ъгъл, то той е положителен. Ако елипсата е тясна по продължение на едната си ос, то степента на взаимовръзка е висока и коефициентът на корелация показва висока стойност. Ако двете оси са приблизително равни, елипсата придобива форма на окръжност и в този случай коефициентът на корелация е с ниска стойност.

При изчисляването на корелационния коефициент съществено значение има т.нар. смесено или кръстосано произведение на измерванията. За целта е необходимо изходните данни да бъдат в еднакви мерни единици. Това става чрез предварителното тяхно стандартизиране, при което оригиналните измервания се трансформират към стандартни z -стойности.

Факторите, влияещи върху размера на коефициента на корелация, са:

- **Линейност:** фундаменталното предположение, което стои в основата на корелационния коефициент на Пирсън, е че двете променливи са линейно свързани. Това означава, че всички двойки измервания са разположени около една права линия, т.е. трендът в данните е линеен.

- Еднородност на групите: колкото по-еднородна е една група, толкова по-малка е дисперсията, т.е. и стандартното отклонение е близко до нула. Следователно корелационният коефициент ще бъде малък.
- Размер на групите: броят на измерванията, използвани за изчисляване на корелационния коефициент не оказва влияние върху неговата стойност, а върху неговата точност.

Интерпретацията на корелационния коефициент е до известна степен произволна. Тя зависи от свойствата и особеностите на изучаваното явление и се извършва в контекста на корелиращите променливи. Съществуват обаче емпирични правила, които могат да се прилагат при интерпретацията му.

Типът на корелационния коефициент, който се използва за уста-новяване взаимовръзката между две променливи, зависи от типа на скалата, по която се измерва всяка от променливите. Освен представеният вече корелационен коефициент на Пирсън, съществуват и редица други коефициенти:

- Точково-бисериален корелационен коефициент – когато една от променливите се измерва в интервална скала или скала на отношенията, а другата – в дискретна дихотомна скала.
- ϕ -коефициент – когато и двете променливи са дискретни.
- ρ -коефициент на Спирмън – когато и двете променливи се измерват чрез рангови скали.
- Коефициент на контингенция
- τ -коефициент на Кендал и други.

3.2. Корелационни зависимости между органите на цвета при безсеменни хибридни форми лози и стопански важни ампелографски показатели

В експерименталната работа са включени четири безсеменни хибридни форми лози: Гигант, Хибрид 1, Русалка 5А и Русалка 5В, представляващи част от ампелографския асортимент на катедра „Лозарство“ при Аграрен университет-Пловдив. В продължение на пет последователни години са извършени по 100 биометрични измервания на органите на цвета, включващи девет показателя от женската сфера (Ж): дължина и ширина на цветна дръжка, бутон, ложе, плодник и плодник заедно със стълбчето и пет от мъжката (М): дължина и ширина на дръжката на тичинката, прашник и конектив. Цветните бутони са събирани от ресите в началото на фенофаза цъфтеж. Те са условно разделени хоризонтално (Х) на три части (варианта): основа - обхваща първите няколко разклонения на ресите; среда – раз-клоненията в средния сектор на

ресите; връх - връхните части на ресите и вертикално (В) по дължина на разклоненията двустранно в зависимост от близостта им до централната ос на ресите – основа, среда и връх.

С цел по-детайлно анализиране на експерименталните данни, включените в изследването показатели са разпределени в седем групи, предварително разделени на зависими (результативни) и независими, съобразно известната научна информация в областта на лозарството и ампелографията: I група – X-основа, среда, връх (Ж) със зависими показатели: цветен бутон - дължина и ширина; II група - X-основа, среда, връх (М) със зависими показатели: прашници - дължина и ширина; III група – В-основа, среда, връх (Ж) със зависими показатели: цветен бутон - дължина и ширина; IV група – В-основа, среда, връх (М) със зависими показатели: прашници - дължина и ширина; V група – показатели на родовитост с независими променливи: развити очи, плодни леторасли, коефициент на родовитост на един главен леторасъл, коефициент на родовитост на един заместващ леторасъл, коефициент на родовитост на един плоден леторасъл и зависима променлива - коефициент на действителна родовитост; VI група – показатели, свързани с механичния анализ на грозд и зърно - независими: чепки, зърна, недоразвити зърна, кожици, захари, киселини и зависима променлива – мезокарп; VII група – агробиологични показатели: добив от лоза, средна маса на грозд, дължина и ширина на грозд, дължина и ширина на зърно, средна маса на 100 зърна, транспортабилност-откъсване и натиск, като за резултативен е определен показателят добив от лоза.

В резултат от приложения корелационен анализ е установено, че между изследваните групи показатели при всяка от включените в експерименталната работа хибридна форма съществуват статистически доказани корелации с ниво на значимост по-малко от 0.05 и недоказани - с ниво по-голямо от 0,05. Тъй като от математическа гледна точка, незначимите корелации не би следвало да бъдат основа за научни интерпретации, в Таблицы 3.3.-3.4. са представени само статистически доказаните корелационни и регресионни коефициенти.

Резултатите от извършеният анализ в по групи показатели за безсеменната хибридна форма Гигант показват доказан отрицателен ефект на влиянието на Плодник и Стълбче (Среда) (-0.647*) и Дръжка - ширина (Основа) (-0.660*) върху Цветен бутон-дължина (Основа) и положителен на Цветно ложе-дължина (Връх) (0.661*) – върху същата зависима променлива (Таблица 3.1.).

От стойностите на коефициента β следва, че двата показателя имат еднакво значение за изменението на дължината на цветния бутон, но в противоположни посоки. Положително влияние върху Цветен бутон-ширина (Връх) оказват Дръжка-дължина (0.698*) (Среда) и Плодник-ширина

(Среда) (0.882*), като по-силен е ефектът от втория показател, доказан и от коефициента β . Върху Прашници-дължина (Среда) проявяват доказан отрицателен ефект Тичинки-Дръжки-дължина (Врѣх) (-0.872**), а този на Конектив-дължина е положителен (0,663*). Размерите на Прашници-ширина (Врѣх) се влияят от Тичинки-дрѣжка-ширина (Основа) (0.711*) и тяхната дължина при (Среда) (0.706*). Дръжка-дължина (Основа) оказва силен положителен ефект върху Цветен бутон-дължина (0.717*) и Цветен бутон-ширина (Основа) (0.855**). С много силно отрицателно значение за мезокарпа са кожиците на зърното (-1.000**).

Таблица 3.1. Резултати от корелационен анализ по изследваните ампелографски показатели при безсеменна хибридна форма Гигант

Група	Зависима променлива (y)	Независими променливи (x)	Корелационен коефициент
I	Хориз.-Основа Цветен бутон-дължина	Хориз.-Среда Плодник и Стълбче	-0.647*
		Хориз.-Основа Дръжка-ширина	-0.660*
	Хориз.-Среда Цветен бутон-дължина	Хориз.-Врѣх Цветно ложе-дължина	0.661*
		Хориз.-Среда Дръжка-дължина	0.698*
		Хориз.- Среда Плодник-ширина	0.882*
II	Хориз.-Среда Прашници-Дължина	Хориз.-Врѣх Тичинки-Дръжки-дължина	-0.872**
		Хориз.-Врѣх Конектив-дължина	0.663*
	Хориз.-Врѣх Прашници-ширина	Хориз.-Основа Тичинки-Дръжки-ширина	0.711*
		Хориз.-Среда Тичинки-Дръжки-дължина	0.706*
III	Верт.-Основа Цветен бутон - дължина	Верт.-Основа Дръжка- дължина	0.717*
	Верт.-Основа Цветен бутон - ширина	Верт.-Основа Дръжка-дължина	0.855**
IV	Мезокарп зърно	Кожици - зърно	-1.000**

*Корелационен коефициент при степен на значимост 0,05

**Корелационен коефициент при степен на значимост 0,01

Значителен отрицателен ефект върху Цветен бутон-ширина (Основа) при безсеменен Хибрид 1 оказват Плодник-ширина (Врѣх) (-0.922*) и големината

на Плодник и стълбче (Врѳх) (-0.892*) (Таблица 3.2.). С много високи и противоположни по значение коефициенти на корелация е изразено въздействието на Плодник и стълбче (Основа) (-0.970**), Дръжка-дължина (Врѳх) (0.960*) и Плодник-дължина (Врѳх) (-0.899*) върху Цветен бутон-ширина (Среда) при хоризонтално разделение на ресите (X). Съгласно величините на коефициентите β , в регресионния модел се запазва отрицателното влияние на размерите на Плодник и стълбче (Основа) и се доказва положителното значение на Дръжка-дължина (Врѳх) и Плодник-дължина (Врѳх). Върху Цветен бутон-ширина и Цветен бутон-дължина (Врѳх) много силно отрицателно въздействие оказват Цветно ложе-ширина (Среда) (-0.923*) и Плодник-дължина (Среда) (-0.911*).

Таблица 3.2. Резултати от корелационен анализ по изследваните ампелографски показатели при безсеменна хибридна форма Хибрид 1

Група	Зависима Променлива (y)	Независими променливи (x)	Корелационен коефициент
I	X - Основа-Цветен бутон-ширина	X - Врѳх-Плодник-ширина	-0.922*
		X - Врѳх-Плодник и Стълбче	-0.892*
	X - Среда-Цветен бутон-ширина	X-Основа-Плодник и Стълбче	-0.970**
		X - Врѳх-Дръжка-дължина	0.960*
		X - Врѳх-Плодник-дължина	-0.899*
	X-Врѳх-Цветен бутон-ширина	X-Среда-Цветно ложе-ширина	-0.923*
	X-Врѳх-Цветен бутон-дължина	X - Среда-Плодник-дължина	-0.911*
II	X - Основа-Прашници-дължина	X - Врѳх-Тичинки-Дръжки-дължина	-0.925*
	X - Врѳх-Прашници-дължина	X - Врѳх-Конектив-дължина	0.896*
III	B - Основа-Цветен бутон - ширина	B - Основа-Дръжка-ширина	0.758*
		B - Врѳх-Плодник и Стълбче	0.715*
	B - Основа-Цветен бутон-дължина	B - Основа-Плодник-дължина	-0.751*

	В - Среда-Цветен бутон-дължина	В - Основа-Цветно ложе-дължина	-0.682*
		В - Среда-Плодник-дължина	-0.776**
	В - Среда-Цветен бутон-ширина	В - Основа-Плодник и Стълбче	-0.667*
		В - Врѳх-Цветно ложе-ширина	0.639*
	В - Врѳх-Цветен бутон-дължина	В - Среда-Дрѳжка-ширина	-0.662*
IV	В - Основа-Прашници-ширина	В - Основа-Конектив-дължина	0.858**
		В - Врѳх-Конектив-дължина	-0.827**
		В - Основа-Тичинки-Дрѳжки-ширина	-0.821**
	В - Среда-Прашници-ширина	В-Среда-Тичинки-Дрѳжки-ширина	0.699*

*Корелационен коефициент при степен на значимост 0.05

**Корелационен коефициент при степен на значимост 0.01

Върѳху Прашници-дължина (Основа) е установен много силен отрицателен ефект от Тичинки-Дрѳжки-дължина (Врѳх) (-0.925*), а върѳху Прашници-дължина (Врѳх) – от Конектив-дължина (Врѳх) (0.896*). Размерите на Цветен бутон -ширина (Основа) се влияе в умерена степен от Дрѳжка ширина (Основа) (0.758*) и от Плодник и стълбче (Врѳх) (0.715*). Плодник-дължина (Основа) е с отрицателно влияние върѳху Цветен бутон-дължина (Основа) - (-0.751*). Върѳху Цветен бутон-дължина (Среда) при вертикален вариант на вземане на пробите (В), умерено отрицателно въздействие оказват Цветно ложе-дължина (Основа) (-0.682*) и Плодник-дължина (Среда) (-0.776*). Показателят Цветен бутон-ширина (Среда) - (В), зависи в отрицателна умерена степен от големината на Плодник и стълбче (Основа) (-0.667*) и в положителна от Цветно ложе-ширина (Врѳх) (0.639*), а Цветен бутон-дължина (Врѳх) се намира в отрицателна корелация с Дрѳжка-ширина (Среда) (-0.662*). Върѳху Прашници-ширина (Основа) силен положителен ефект оказва Конектив-дължина (Основа) (0.858**), а Конектив-дължина (Врѳх) (-0.827*) и Тичинки-Дрѳжки-ширина (Основа) (-0.821**) - силен отрицателен. Тичинки-Дрѳжки-ширина (Среда) – (В) оказва умерено положително влияние върѳху Прашници-ширина (Врѳх) (0.699*). В условията на експерименталната работа не беше установено доказано влияние на показателите от пета, шеста и седма група.

При безсеменната хибридна форма Русалта 5А върху Цветен бутон-дължина (Основа) – (X), умерено положително влияние проявяват Дръжка-ширина (Основа) (0.750*) и Цветно ложе-дължина (Врѣх) (0.673*) (Табл. 3.3.). Върху същия показател (Среда) се доказва отрицателния ефект на Дръжка-дължина (-0.696*), а при ширината му – положителното влияние на Плодник и стѣлбче (Среда) (0.706*). Цветен бутон-ширина (Врѣх) зависи във висока степен от Плодник-дължина (Основа) (0.824*). Прашници-ширина (Основа)-(X) зависи от Тичинки-Дръжки-ширина (Врѣх) (0,675*), а тази от (Врѣх) – от Конектив-дължина (Среда) (-0.696*). Върху Цветен бутон-дължина (Основа)-(В) комплексно отрицателно влияние оказват Плодник-дължина (Основа) (-0.636*), Дръжка-дължина (Среда) (-0.859*), Плодник-ширина (Врѣх) (-0.775*) и размерите на Плодник и стѣлбче (Врѣх) (-0.684*).

Таблица 3.3. Резултати от корелационен анализ по изследваните ампелографски показатели при безсеменна хибридна форма Русалка 5А

Група	Зависима променлива (у)	Независими променливи (х)	Корелационен коефициент
I	Хориз.-Основа-Цветен бутон-дължина	Хориз.-Основа-Дръжка-ширина	0.750*
		Хориз.-Врѣх-Цветно ложе-дължина	0.673*
	Хориз.-Среда-Цветен бутон-дължина	Хориз.-Врѣх-Дръжка-дължина	-0.696*
	Хориз.-Среда-Цветен бутон-ширина	Хориз.-Среда-Плодник и Стѣлбче	0.706*
	Хориз.-Врѣх-Цветен бутон-ширина	Хориз.-Основа-Плодник-дължина	0.824**
II	Хориз.-Основа-Прашници-ширина	Хориз.-Врѣх-Тичинки-Дръжки-ширина	0.675*
	Хориз.-Врѣх-Прашници-ширина	Хориз.-Среда-Конектив-дължина	-0.696*
III	Верт.-Основа-Цветен бутон-дължина	Верт.-Основа-Плодник-дължина	-0.636*
		Верт.-Среда-Дръжка-дължина	-0.850**
		Верт.-Врѣх-Плодник-ширина	-0.775**
		Верт.-Врѣх-Плодник и Стѣлбче	-0.684*
	Верт.-Основа-Цветен бутон-ширина	Верт.-Среда-Плодник-дължина	0.663*

		Верт.-Врѳх-Плодник-ширина	0.632*
	Верт.-Среда-Цветен бутон-дължина	Верт.-Врѳх-Дрѳжка-ширина	0.733*
	Верт.-Среда-Цветен бутон-ширина	Верт.-Основа-Дрѳжка-ширина	-0.633*
IV	Верт.-Основа-Прашници-дължина	Верт.-Врѳх-Тичинки-Дрѳжки-ширина	-0.667*
	Верт.-Основа-Прашници-ширина	Верт.-Среда-Конектив-Дължина	0.742*
	Верт.-Среда-Прашници-дължина	Верт.-Врѳх-Тичинки-Дрѳжки-дължина	0.733*
	Верт.-Врѳх-Прашници-дължина	Верт.-Врѳх-Тичинки-Дрѳжки-ширина	-0.667*
V	Коефициент на родовитост	Коефициент на родовитост на един главен леторасъл	-0.978**

*Корелационен коефициент при степен на значимост 0.05

**Корелационен коефициент при степен на значимост 0.01

Според стойностите на коефициентите β , можем да считаме, че в регресионния модел най-силно е отрицателното влияние на Плодник-ширина (Врѳх), следвано от размерите на Плодник и стълбче (Врѳх). В най-малка степен изменението на зависимата променлива се дължи на Плодник-дължина (Основа) и Дрѳжка-дължина (Среда). Върѳху Цветен-бутон-ширина (Основа)-(В) с доказан положителен ефект са Плодник-дължина (Среда) (0.663*) и Плодник-ширина (Врѳх) (0.632*). Значение за Цветен бутон-дължина (Среда) има показателя Дрѳжка-ширина (Врѳх) (0.733*), а за неговата ширина – Дрѳжка-ширина (Основа) (-0.633*). Параметрите на Прашници-дължина (Основа) зависят от Тичинки-дрѳжки-ширина (-0.667*), а на ширината им от Конектив-дължина (Среда) (0.742*). Прашници-дължина (Среда)-(В) се влияе положително от Тичинки-Дрѳжки-дължина (Врѳх) (0.733*), а тези от (Врѳх) на ресата – отрицателно от тяхната ширина (-0.667*). Коефициентът на родовитост на един главен леторасъл, оказва много силен отрицателен ефект върѳху коефициента на родовитост (-0.978**).

В резултат от приложения корелационен анализ между показателите класифицирани в седем групи, при безсеменната хибридна форма Русалка 5В се доказва наличието на редица зависимости в рамките на всяка от тях (Таблица 3.4).

Таблица 3.4. Резултати от корелационен анализ по изследваните ампелографски показатели при безсеменна хибридна форма Русалка 5В

Група	Зависима променлива (у)	Независими променливи (х)	Корелационен коефициент
I	Хориз.-Основа-Цветен бутон-дължина	Хориз.-Основа-Плодник и Стълбче	-0.806**
	Хориз.-Основа-Цветен бутон-ширина	Хориз.-Среда-Цветно ложе-дължина	0.844**
	Хориз.-Среда-Цветен бутон-дължина	Хориз.-Основа-Дръжка-дължина	-0.710*
	Хориз.-Врѳх-Цветен бутон-ширина	Хориз.-Среда-Плодник-дължина	0.709*
II	Хориз.-Основа-Прашници-ширина	Хориз.-Среда-Тичинки-Дръжки-дължина	0.643*
	Хориз.-Среда-Прашници-дължина	Хориз.-Среда-Тичинки-Дръжки-дължина	0.803**
	Хориз.-Врѳх-Прашници-дължина	Хориз.-Врѳх-Тичинки-Дръжки-дължина	0.639*
	Хориз.-Врѳх-Прашници-ширина	Хориз.-Среда-Тичинки-Дръжки-дължина	0.657*
III	Верт.-Основа-Цветен бутон-ширина	Верт.-Среда-Плодник и Стълбче	-0.654*
		Верт.-Врѳх-Плодник и Стълбче	-0.877**
	Верт.-Среда-Цветен бутон-ширина	Верт.-Основа-Плодник-дължина	-0.653*
IV	Верт.-Основа-Прашници-дължина	Верт.-Врѳх-Конектив-дължина	0.727*
	Верт.-Среда-Прашници-ширина	Верт.-Среда-Тичинки-Дръжки-ширина	0.651*
		Верт.-Среда-Конектив-дължина	-0.642*
		Верт.-Врѳх-Конектив-дължина	-0.640*
	Верт.-Врѳх-Прашници-ширина	Верт.-Среда-Конектив-дължина	-0.662*
VI	Мезокарп - зърно	Кожици - зърно	-1.000**
		Киселини	-0.879*
VII	Добив от лоза	Дължина на зърно	-0.917*

*Корелационен коефициент при степен на значимост 0.05

**Корелационен коефициент при степен на значимост 0.01

Установи се, че размерите на Плодник и стълбче (Основа) проявяват силен отрицателен ефект върху Цветен бутон-дължина (Основа)-(X) (-0.806**), а Цветно ложе-дължина (Среда) - силен положителен ефект върху ширината му (0.844**). Цветен бутон-дължина (Среда) е с доказано отрицателното влияние от Дръжка-дължина (Основа) (-0.710*), а ширината му (Връх) се влияе положително от Плодник-дължина (Среда) (0.709*). Положително въздействие оказват показателите Тичинки-Дръжки-дължина (Среда)-(X) върху Прашници-ширина (Основа) (0.643*) и дължина (Среда) (0.803**), Тичинки- Дръжки-дължина (Връх) върху Прашници-дължина (Връх) (0.639*), Тичинки- Дръжки-дължина (Среда) - Прашници-ширина (Връх) (0.657*). Размерите на Плодник и стълбче (Среда)-(В) (-0.654*) и (Връх) (-0.877**) оказват отрицателно влияние върху Цветен бутон-ширина (Основа), а Плодник-дължина (Основа) – на Цветен бутон-ширина (Среда) (-0.653*).

Върху Прашници-дължина (Основа) положителен ефект има Конектив-дължина (Връх) (0,727*). За изменението на Прашници-ширина (Среда) значение имат параметрите на Тичини-дръжки-ширина (Среда) (0.651*), Конектив-дължина (Среда) (-0.642*) и (Връх) (-0.640*).

Размерите на Прашници-ширина (Връх) зависят от Конектив-дължина (Среда) (-0.662*). Върху размерите на Мезокарп-зърно много силно отрицателно влияние оказват Кожици-зърно (-1.000**) и Киселини (-0.879*), а върху Добив от лоза – Дължина на зърно (-0.917*).

3.3. Изследване зависимости между по-важни помологични показатели при генотипове дрян чрез корелационен анализ

Обект на изследване са девет генотипа дрян: Казанлъшки крушовиден, Панчаревски цилиндричен, Шуменски продълговат, Ялтенски, Враца-Кастел, Шандрян, Атков дрян, Цариградски жълт и Жълт хаджийски, разпространени на територията на България. Проучват се въздействията между по-важни помологични показатели чрез прилагане на корелационен анализ. Базата от данни е резултат от експерименталната работа на научен колектив от Института по овощарство – Пловдив за периода 2014-2017 г., както и множество литературни източници в това направление в България и в чужбина. Анализираните помологични показатели са: маса, дължина и ширина на плода, дължина на дръжката, маса, дължина и ширина на костилката.

За установяване посоката и степента на въздействие между посочените признаци е приложен корелационен анализ. Изчислени са корелационните коефициенти на Пирсън-Браве. За избягване влиянието на различните размерности на показателите, данните предварително са стандартизирани.

В резултат от проведения корелационен анализ се доказва положителният ефект на дължината на плода (0.907), неговата ширина (0.746), дължината на дръжката (0.605), масата на костилката (0.755), нейните дължина (0.787) и ширина (0.605) върху масата му (таблица 3.5.).

Върху дължината на плода положително влияние оказват неговата ширина (0.695), дължината на дръжката (0.714), масата (0.753), дължината (0.855) и ширината на костилката (0.465). Ширината на плода е в умерена зависимост от масата (0.418) и ширината на костилката (0.363). Очаквано се доказва позитивният ефект на размерите на костилката (съответно 0.787 и 0.542) върху нейната маса, както и връзката между ширината и дължината ѝ (0.583).

В резултат от проведените анализи се доказва положителното влияние на всички включени в проучването помологични показатели върху масата на плода при генотипове дрян, разпространени на територията на България. Изследвайки самостоятелното влияние на всеки от показателите върху масата на плода, се доказва, че максимална маса не се постига при максимални стойности на всеки от признаците.

Таблица 3.5. Корелационни коефициенти, представящи зависимостите между помологичните показатели при генотипове дрян

	Маса на плода (g)	Дължина на плода (mm)	Ширина на плода (mm)	Дължина на дръжката (mm)	Маса на костилката (g)	Дължина на костилката (mm)	Ширина на костилката (mm)
Маса на плода (g)	1	0.907**	0.746**	0.605**	0.755**	0.787**	0.605**
Дължина на плода (mm)		1	0.695**	0.714**	0.753**	0.855**	0.465**
Ширина на плода (mm)			1	0.229	0.418*	0.316	0.363*
Дължина на дръжката (mm)				1	0.820**	0.834**	0.501**
Маса на костилката (g)					1	0.787**	0.542**
Дължина на костилката (mm)						1	0.583**
Ширина на костилката (mm)							1

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

ГЛАВА IV. ПРИЛОЖЕНИЕ НА РЕГРЕСИОННИЯ АНАЛИЗ В ЛОЗАРСТВОТО, ОВОЩАРСТВОТО И ПТИЦЕВЪДСТВОТО

4.1. Същност и особености на регресионния анализ.

Терминът „регресия“ е използван в статистически смисъл за първи път от Франсис Галтон през 1877 г.

Регресионният и корелационният анализи са методи, които позволяват да се определи вида и силата на връзката между два признака, значенията на които са представени на интервалната или пропорционалната скали (Калоянов, 1996).

При регресионния анализ на първо място се разглежда регресионното уравнение, математическата формула, с която се изразява връзката между двата признака. В случай, че се изследва връзката между един резултативен и два или повече факторни признака, се въвежда понятието множествена регресия.

Признакът, който се явява факторен, и от чиито значения се определят значенията на втория признак, обикновено се нарича независим и се означава с X . Вторият признак се нарича зависим или резултативен и се означава с Y .

В резултат от прилагане на регресионен анализ се съставят т.нар. регресионни уравнения или модели.

"Регресионният и корелационният анализи са два аспекта на изследване на количествена зависимост между явленията-фактори, върху явлението-резултат на изучаваните явления чрез създаване на подходящи модели" (Маргаритова, 2010).

Когато се прилага регресионен и корелационен анализи, трябва да се имат предвид две обстоятелства:

- изследваните връзки да са съдържателно обусловени (да имат приемлива интерпретация от практическа гледна точка)
- изследваните зависимости нямат винаги причинно-следствен характер, а се проявяват като асоциативни количествени съотношения.

При прилагане на регресионен анализ се построява диаграма на разсейването, показваща в графичен вид връзката между двата признака. След построяване на линия, представяща разположението на точките в равнината чрез декартова координатна система, се съставя нейното уравнение. То има вида:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon$$

където:

- β_0 – пресечна точка на линията с оста O_y
- β_1 – наклон на линията спрямо оста O_x

- ε – грешка в оценките, която включва два вида грешки: грешка на модела, което означава, че не всички независими важни променливи са включени в него, и втора грешка, която се дължи на шанса или случайна грешка.

В действителност точните стойности на коефициентите от регресионния модел никога не са известни. На базата на данни от извадка се намират оценките на параметрите и се построява правата линия, която съответства в най-голяма степен на получените данни. Съставя се регресионното уравнение:

$$Y = b_0 + b_1 X.$$

Най-често използваният метод за построяване на регресионното уравнение се нарича метод на най-малките квадрати. Това е математическа процедура за намиране на уравнението на права линия, която минимизира сумата от квадратите на разстоянието между линията и фактическите точки, като се измерва по вертикала.

Неизвестните коефициенти се намират чрез формулите:

$$b_1 = \frac{n \sum XY - \sum X \sum Y}{n \sum X^2 - (\sum X)^2}$$

$$b_0 = \frac{\sum Y}{n} - \frac{b_1 \sum X}{n}$$

където:

- $\sum X$ – сума на X -стойностите
- $\sum Y$ – сума на Y -стойностите
- $\sum X^2$ – сума от квадратите на X -стойностите
- $(\sum X)^2$ – квадратът на сумата на X -стойностите
- $\sum XY$ – сума от произведенията на двойките стойности X, Y .

Разликата между наблюдаваната (експерименталната) Y -стойност и средната Y_r - стойност, получена на база на регресионното уравнение, се нарича остатък. Той се изчислява чрез формулата:

$$\varepsilon = Y - Y_r$$

Геометрично, остатъкът е вертикално отклонение на наблюдаваната стойност на зависимата променлива от извадковата регресионна линия, която е известна. Остатъкът и грешката на модела са различни величини. Грешката е вертикалното отклонение на зависимата променлива от неизвестната регресионна линия на генералната съвкупност.

Стандартното отклонение на единиците по значенията на наблюдавания признак се използва като мярка на вариабилността или разсейването на стойностите около тяхната средна. Стандартната грешка на оценката се използва за измерване на вариабилността или разсейването на наблюдаваните извадкови Y -стойности около извадковата регресионна линия. Тя измерва средната разлика между Y -стойностите, изчислени въз основа на

регресионното уравнение и фактическите Y -стойности. Стандартната грешка на оценката се изчислява чрез:

$$s_{Y,X} = \sqrt{\frac{\sum(Y_i - Y_r)^2}{n - 2}}$$

където:

- $s_{Y,X}$ – стандартна грешка на оценката
- Y - извадкова стойност
- Y_r – стойности на Y , изчислени от регресионното уравнение
- n – размер на извадката.

Извадковото регресионно уравнение често се използва за прогнозиране стойностите на зависимата променлива, чрез заместване на дадена стойност на независимата променлива в съставения модел. Възможно е да се построи интервал, който с определена вероятност ще съдържа действителната стойност на зависимата променлива за генералната съвкупност на дадена стойност на X :

$$Y_r \pm z(s_{Y,X})$$

където:

- z – стойност на стандартното нормално разпределение
- Y_r – стойност на Y , получена въз основа на извадково регресионно уравнение
- $s_{Y,X}$ – стандартна грешка на оценката.

Коефициентът на проста детерминация (r^2) е отношението между дисперсията, която се дължи на влиянието на изследвания фактор и общата дисперсия. Той е полезен, защото измерва вариабилността в зависимия признак, която може да се обясни с влиянието на независимия признак.

Коефициентът на проста детерминация би могъл да се определи от формулата:

$$r^2 = 1 - \frac{\sum(Y - Y_r)^2}{\sum(Y - \bar{Y})^2}$$

Важно значение при регресионния анализ има статистическата значимост на съставеното регресионно уравнение и на коефициентите, участващи в него. Само модели, които удовлетворяват условията за статистическа достоверност, би следвало да се коментират и да бъдат основа за бъдещи изследвания.

4.2. Регресионни модели, представящи зависимостите между органите на цвета при безсеменни хибридни форми лози и стопански важни ампелографски показатели в аналитичен вид

В параграф 3.2 на глава III са анализирани зависимостите между органите на цвета при безсеменни хибридни форми лози и стопански важни ампелографски показатели чрез корелационен анализ.

Наличието на статистически доказани корелационни коефициенти е предпоставка за прилагане на регресионен анализ. Това дава възможност за представяне на установените зависимости в аналитичен вид и бъдещото им теоретични приложение.

Върху базата от експериментални данни е направена проверка за наличие на необходимите условия за използване на регресионен анализ - те имат случаен характер; наблюденията са независими; за всяка независима променлива съответната зависима има разпределение, близко до нормалното. Установена е валидността на съставените регресионни модели чрез F-тест и е определена достоверността на модела, като нивото на значимост е по-малко от 0,05. Същото е проверено и за всеки от регресионните коефициенти. Чрез тест на Колмогоров-Смирнов е доказано, че остатъците имат нормално разпределение.

Съставените математически модели дават възможност за по-цялостна оценка на приетите за променливи показатели (Wendler, Gröttrup 2016). За регресионен коефициент пред факторната (независимата) променлива е изчислен и стандартизираният коефициент β (Бета). Неговата стойност дава информация за степента на влияние на всяка от независимите променливи, включени в регресионния модел, върху резултативната променлива. Най-силно е влиянието на онзи показател, чийто стандартизиран коефициент Бета има максимална стойност. С цел избягване влиянието на различните размерности, данните предварително са стандартизирани. Резултатите от изследванията са представени в Таблици 4.1.-4.4.

Таблица 4.1. Резултати от регресионен анализ по изследваните ампелографски показатели при безсеменна хибридна форма Гигант

Група	Зависима променлива (y)	Независими променливи (x)	Регресионно уравнение	Ниво на значимост на регресионния модел при $\alpha=0,05$	Стойност на коефициента β
I	Хориз.-Основа Цветен бутон-дължина	Хориз.-Среда Плодник и Стълбче	$y=4.469-0.917x$	0.043	-0.647
	Хориз.-Среда Цветен бутон-дължина	Хориз.-Основа Дръжка-ширина	$y=2.231-3.543x_1+1.067x_2$	0.008	-0.565
		Хориз.-Врърх Цветно ложе-дължина			0.566
	Хориз.-Врърх Цветен бутон-Ширина	Хориз.-Среда Дръжка-дължина	$y=-1.638+0.033x_1+1.923x_2$	0.005	0.037
		Хориз.- Среда Плодник-ширина			0.853
	II	Хориз.-Среда Прашници-Дължина	Хориз.-Врърх Тичинки-Дръжки-дължина	$y=1.983-0.535x_1+0.630x_2$	0.003
Хориз.-Врърх Конектив-дължина			0.164		
Хориз.-Врърх Прашници-ширина		Хориз.-Основа Тичинки-Дръжки-ширина	$y=0.041+1.2x_1+0.206x_2$	0.004	0.432
		Хориз.-Среда Тичинки-Дръжки-дължина			0.417
III	Верт.-Основа Цветен бутон - дължина	Верт.-Основа Дръжка- дължина	$y=2.551+0.352x$	0.002	0.717
	Верт.-Основа Цветен бутон - ширина	Верт.-Основа Дръжка-дължина	$y=1.904+0.235x$	0.002	0.855
IV	Мезокарп зърно	Кожици - зърно	$y=100-x$	-	-1.000

*Корелационен коефициент при степен на значимост 0.05;

**Корелационен коефициент при степен на значимост 0.01

X – хоризонтално разделяне на ресата; В – вертикално разделяне на ресата

Таблица 4.2. Резултати от регресионен анализ по изследваните ампелографски показатели при безсеменна хибридна форма Хибрид 1

Група	Зависима Променлива (y)	Независими променливи (x)	Регресионно уравнение	Ниво на значимост на регресионния модел при $\alpha=0,05$	Стойност на коефициента β
I	X - Основа-Цветен бутон-ширина	X - Врѳх-Плодник-ширина	$y=3.143-0.472x_1-0.170x_2$	0.012	-0.481
		X - Врѳх-Плодник и Стѳлбче			-0.332
	X - Среда-Цветен бутон-ширина	X-Основа-Плодник и Стѳлбче	$y=1.047-0.012x_1+0.336x_2-0.102x_3$	0.012	-0.048
		X - Врѳх-Дрѳжка-дѳлжина			0.974
		X - Врѳх-Плодник-дѳлжина			-0.623
X-Врѳх-Цветен бутон-ширина	X-Среда-Цветно ложе-ширина	$y=2.408-1.091x$	0.048	-0.923	
X-Врѳх-Цветен бутон-дѳлжина	X - Среда-Плодник-дѳлжина	$y=4.275-0.584x$	0.040	-0.911	
II	X - Основа-Прашници-дѳлжина	X - Врѳх-Тичинки-Дрѳжки-дѳлжина	$y=1.664-0.145x$	0.022	-0.925
	X - Врѳх-Прашници-дѳлжина	X - Врѳх-Конектив-дѳлжина	$y=0.861+0.735x$	0.000	0.896
III	B - Основа-Цветен бутон -ширина	B - Основа-Дрѳжка-ширина	$y=-1.014+2.363x_1+0.765x_2$	0.005	0.597
		B - Врѳх-Плодник и Стѳлбче			0.535
	B - Основа-Цветен бутон-дѳлжина	B - Основа-Плодник-дѳлжина	$y=4.544-0.687x$	0.020	-0.751
	B - Среда-Цветен бутон-дѳлжина	B - Основа-Цветно ложе-дѳлжина	$y=4.497-0.207x_1-0.698x_2$	0.030	-0.172
		B - Среда-Плодник-дѳлжина			-0.698
	B - Среда-Цветен бутон-ширина	B - Основа-Плодник и Стѳлбче	$y=2.165-0.358x_1+2.188x_2$	0.048	-0.428
B - Врѳх-Цветно ложе-ширина		0.414			
B - Врѳх-Цветен бутон-дѳлжина	B - Среда-Дрѳжка-ширина	$y=3.521-4.495x$	0.037	-0.662	
IV	B - Основа-Прашници-ширина	B - Основа-Конектив-дѳлжина	$y=1.027+1.642x_1-0.681x_2-1.119x_3$	0.019	0.698
		B - Врѳх-Конектив-дѳлжина			-0.451
		B - Основа-Тичинки-Дрѳжки-ширина			-0.238
	B - Среда-Прашници-ширина	B-Среда-Тичинки-Дрѳжки-ширина	$y=0.350+3.500x$	0.024	0.699

*Корелационен коефициент при степен на значимост 0.05; **Корелационен коефициент при степен на значимост 0.01

X – хоризонтално разделяне на ресата; B – вертикално разделяне на ресата

Таблица 4.3. Резултати от регресионен анализ по изследваните ампелографски показатели при безсеменна хибридна форма Русалка 5А

Група	Зависима променлива (y)	Независими променливи (x))	Регресионно уравнение	Ниво на значимост на регресионния модел при $\alpha=0,05$	Стойност на коефициента β
I	Хориз.- Основа-Цветен бутон-дължина	Хориз.- Основа-Дръжка-ширина	$y=1.496+2.605x_1+0.269x_2$	0.045	0.566
		Хориз.- Врѣх-Цветно ложе-дължина			0.243
	Хориз.-Среда-Цветен бутон-дължина	Хориз.- Врѣх-Дръжка-дължина	$y=3.484-0.15x$	0.025	-0.696
	Хориз.- Среда-Цветен бутон-ширина	Хориз.- Среда-Плодник и Стѣлбче	$y=0.458+0.519x$	0.022	0.706
	Хориз.- Врѣх-Цветен бутон-ширина	Хориз.- Основа-Плодник-дължина	$y=0.278+1.129x$	0.006	0.824
II	Хориз.- Основа-Прашници-ширина	Хориз.- Врѣх-Тичинки-Дръжки-ширина	$y=0.585+1.367x$	0.032	0.675
	Хориз.- Врѣх-Прашници-ширина	Хориз.- Среда-Конектив-дължина	$y=1.321-1.912x$	0.025	-0.696
III	Верт.-Основа-Цветен бутон-дължина	Верт.- Основа-Плодник-дължина	$y=6.592+0.128x_1-0.1x_2-1.336x_3-1.167x_4$	0.001	0.123
		Верт.- Среда-Дръжка-дължина			-0.198
		Верт.- Врѣх-Плодник-ширина			-0.640
		Верт.- Врѣх-Плодник и Стѣлбче			-0.544
	Верт.- Основа-Цветен бутон-ширина	Верт.- Среда-Плодник-дължина	$y=0.658+0.387x_1+0.513x_2$	0.047	0.462
		Верт.- Врѣх-Плодник-ширина		0.460	
	Верт.- Среда-Цветен бутон-дължина	Верт.- Врѣх-Дръжка-ширина	$y=1.990+x$	0.016	0.733
Верт.- Среда-Цветен бутон-ширина	Верт.- Основа-Дръжка-ширина	$y=2.149-0.769x$	0.049	-0.633	
IV	Верт.- Основа-Прашници-дължина	Верт.- Врѣх-Тичинки-Дръжки-ширина	$y=1.367-0.667x$	0.035	-0.667
	Верт.- Основа-Прашници-ширина	Верт.- Среда-Конектив-Дължина	$y=0.5+x$	0.014	0.742
	Верт.- Среда-Прашници-дължина	Верт.- Врѣх-Тичинки-Дръжки-дължина	$y=0.884+0.208x$	0.016	0.733
	Верт.- Врѣх-Прашници-дължина	Верт.- Врѣх-Тичинки-Дръжки-ширина	$y=1.533-1.333x$	0.035	-0.667
V	Коефициент на родовитост	Коефициент на родовитост на един главен леторасъл	$y=1.875-1.251x$	0.004	-0.978

*Корелационен коефициент при степен на значимост 0.05

**Корелационен коефициент при степен на значимост 0.01

Таблица 4.4. Резултати от регресионен анализ по изследваните ампелографски показатели при безсеменна хибридна форма Русалка 5В

Група	Зависима променлива (у)	Независими променливи (х)	Регресионно уравнение	Ниво на значимост на регресионния модел при $\alpha=0.05$	Стойност на коефициента β
I	Хориз.- Основа-Цветен бутон-дължина	Хориз.- Основа-Плодник и Стълбче	$y=5.760-1.181x$	0.000	-0.806
	Хориз.- Основа-Цветен бутон-ширина	Хориз.- Среда-Цветно ложе-дължина	$y=1.047+0.465x$	0.002	0.844
	Хориз.- Среда-Цветен бутон-дължина	Хориз.- Основа-Дръжка-дължина	$y=4.651-0.636x$	0.021	-0.710
	Хориз.- Врѳх-Цветен бутон-ширина	Хориз.- Среда-Плодник-дължина	$y=1.321+0.374x$	0.022	0.709
II	Хориз.- Основа-Прашници-ширина	Хориз.- Среда-Тичинки-Дръжки-дължина	$y=-0.301+0.347x$	0.045	0.634
	Хориз.- Среда-Прашници-дължина	Хориз.- Среда-Тичинки-Дръжки-дължина	$y=-0.658+0.627x$	0.005	0.803
	Хориз.- Врѳх-Прашници-дължина	Хориз.- Врѳх-Тичинки-Дръжки-дължина	$y=-0.230+0.454x$	0.047	0.639
	Хориз.- Врѳх-Прашници-ширина	Хориз.- Среда-Тичинки-Дръжки-дължина	$y=-0.669+0.568x$	0.039	0.657
III	Верг.- Основа-Цветен бутон-ширина	Верг.- Среда-Плодник и Стълбче	$y=3.179-0.141x_1-0.783x_2$	0.013	-0.168
		Верг.- Врѳх-Плодник и Стълбче			-1.013
	Верг.- Среда-Цветен бутон-ширина	Верг.- Основа-Плодник-дължина	$y=1.776-0.082x$	0.041	-0.653
IV	Верг.- Основа-Прашници-дължина	Верг.-Врѳх-Конектив-дължина	$y=0.670+2.5x$	0.017	0.727
	Верг.- Среда-Прашници-ширина	Верг.- Среда-Тичинки-Дръжки-ширина	$y=1.232+3.494x_1-3.149x_2-2.27x_3$	0.018	0.396
		Верг.- Среда-Конектив-дължина			-0.304
		Верг.-Врѳх-Конектив-дължина			-0.121
Верг.- Врѳх-Прашници-ширина	Верг.- Среда-Конектив-дължина	$y=2.252-6.117x$	0.037	-0.662	
VI	Мезокарп - зърно	Кожици - зърно	$y=100-x_1+3.624E-14x_2$	0.000	-1.000
		Киселини			0.000
VII	Добив от лоза	Дължина на зърно	$y=11.139-0.299x$	0.028	-0.917

*Корелационен коефициент при степен на значимост 0.05

**Корелационен коефициент при степен на значимост 0.0 1

4.3. Моделиране на зависимости между по-важни помологични показатели при генотипове дрян чрез регресионен анализ

В параграф 3.3. на глава III са анализирани взаимовръзките между по-важни помологични показатели при генотиповете дрян: Казанлъшки крушовиден, Панчаревски цилиндричен, Шуменски продълговат, Ялтенски, Враца-Кастел, Шандрян, Атков дрян, Цариградски жълт и Жълт хаджийски, разпространени на територията на България, чрез корелационен анализ. Както беше споменато в предходния параграф, регресионният анализ като естествено продължение на корелационния, служи за моделиране на вече доказани зависимости между отделни показатели и представянето им в аналитичен вид.

Моделирано е въздействието между помологичните показатели: маса, дължина и ширина на плода, дължина на дръжката, маса на костилката, дължина и ширина на костилката. Комплексното въздействие на шестте изследвани показателя върху масата на плода обуславя прилагането на множествена линейна регресия. Предварително е установено нормалното разпределение на зависимата променлива „маса на плода“, което позволява прилагането на регресионен анализ.

В резултат от този подход е съставен модел, представящ доказаните корелационни зависимости в аналитичен вид:

$$y = -8.955 + 0.08x_1 + 0.348x_2 - 0.181x_3 + 2.908x_4 + 0.324x_5 + 0.295x_6,$$

където с x_i , $i=1, \dots, 6$, са означени съответните помологични показатели, дадени в Таблица 4.5.

Таблица 4.5. Регресионни коефициенти, стандартна грешка, t-test, F-test и степени на значимост на регресионния модел, представящ влиянието на помологичните показатели върху масата на плода при генотипове дрян при ниво на значимост, равно на 0,05

Модел	Unstandardized Coefficients		Stand. Coeff.	t-test	Sign. of coeff.	F-test	Sign. of model
	B	Std. Error	Beta				
(Constant)	-8.955	2.388		-3.750	0.001	53.759	0.000
Дължина плод (x_1)	0.080	0.078	0.259	1.026	0.314		
Ширина плод (x_2)	0.348	0.141	0.354	2.458	0.020		
Дължина на дръжката(x_3)	-0.181	0.080	-0.260	-2.255	0.032		
Маса на костилката (x_4)	2.908	1.343	0.230	2.166	0.039		
Дължина на костилката(x_5)	0.324	0.167	0.421	1.939	0.062		
Ширина на костилката(x_6)	0.295	0.213	0.115	1.387	0.176		

От информацията в тази таблица става ясно, че съставеният регреси-онен модел е статистически значим.

Имайки предвид стойностите на коефициентите β , може да се твърди, че върху масата на плода най-силен, положителен ефект има дължината на костилката ($\beta=0.421$). Установи се, че 90% от дисперсията на масата на плода може да се обясни с изменението на изследваните признаци (поради стойността на Adjusted R Square-коригиран коефициент на детерминация).

Разложените общи корелационни коефициенти между изследваните показатели и масата на плода на пряк и косвен ефект са отразени в Таблица 4.6. Те показват, че различните признаци оказват специфично въздействие върху стопанските характеристики.

Таблица 4.6. Преки и косвени влияния на изследваните признаци върху масата на плода при дрян

Показатели	Пряк коефициент (β)	Косвен (Path) коефициент	Корелационен коефициент R	Коефициент на детерминация (%)
Дължина плод	0.259	1.166	0.907	82
Ширина плод	0.354	1.1	0.746	56
Дължина на дръжката	-0.260	0.345	0.605	37
Маса на костилката	0.23	0.985	0.755	57
Дължина на костилката	0.421	1.208	0.787	62
Ширина на костилката	0.115	0.720	0.605	37

Резултатите показват, че високите корелационни коефициенти на дължината на плода (0.907) се обяснява със значителното косвено положително влияние (1.116). Аналогичен е ефектът и при ширината на плода (0.746 и 1.1), масата на костилката (0.755 и 0.985), дължината (0.787 и 1.208) и ширината на костилката (0.605 и 0.720). Значителната корелация между масата на плода и дължината на дръжката (0.605) се дължи както на отрицателното пряко (-0.260), така и на положителното косвено влияние (0.345).

С цел по-пълно анализиране на комплексното влияние на включените в изследването показатели върху масата на плода следва да се представят връзките на всеки показател като относителен дял при формирането на този признак. Това дава възможност признаците да се ранжират по степен на влияние и с експерименталните резултати да се изградят математически модели. За целта е проведен множествен регресионен анализ. Отражено е относителното участие на факторите, които оказват доказано влияние при

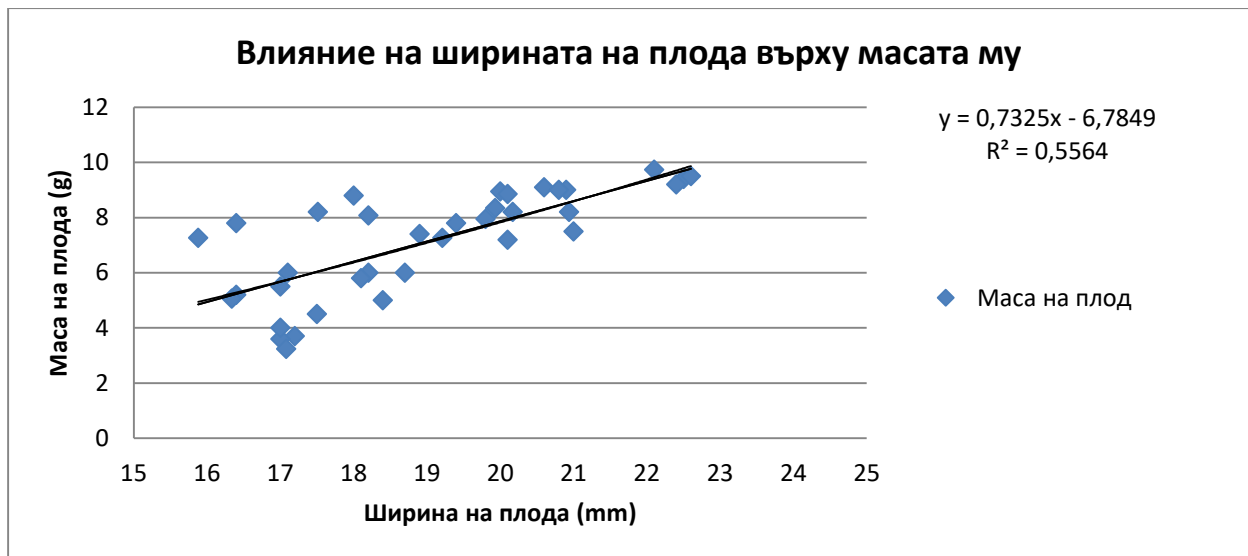
формиране на масата на плода. Общият извод, който би следвало да се направи, е че върху масата на плода най-силно общо положително влияние (78%) оказват дължината на плода (25%), ширината на плода (17%), масата на костилката (17%) и дължината на костилката (19%).

На Фигури 4.1-4.6 е визуализирано самостоятелното влияние на всеки от помологичните показатели върху масата на плода. На графиките са представени както регресионните модели, представящи зависимостта между съответните признаци, така и коефициентите на детерминация. Последните дават информация каква част от изменението на масата на плода може да се обясни с изменението на съответната независима променлива. Графичната интерпретация на регресионните зависимости дава основание да се счита, че най-голяма е масата на плода, когато дължината му е около 35 mm, а ширината – в граници 22-23 mm.

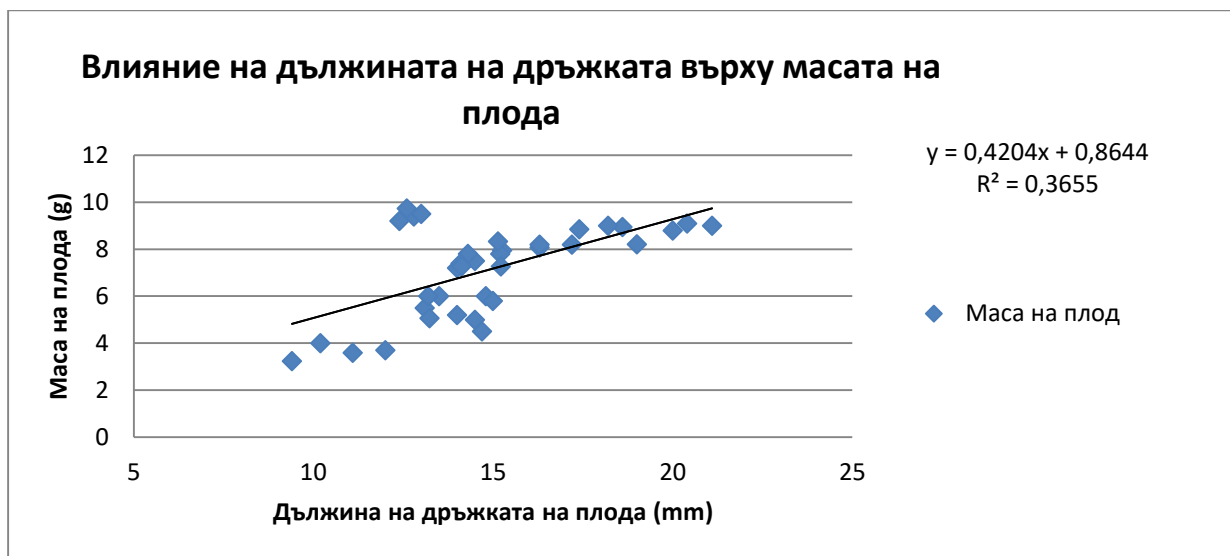
От графиките на Фигури 4.3-4.6 следва, че максимална маса плодът има не при максимални стойности на съответните показатели. Най-тежък е плодът (9.74 g) при маса на костилката приблизително равна на 0.57 g, дължина на костилката – приблизително равна на 17 mm и ширина - приблизително 8 mm.



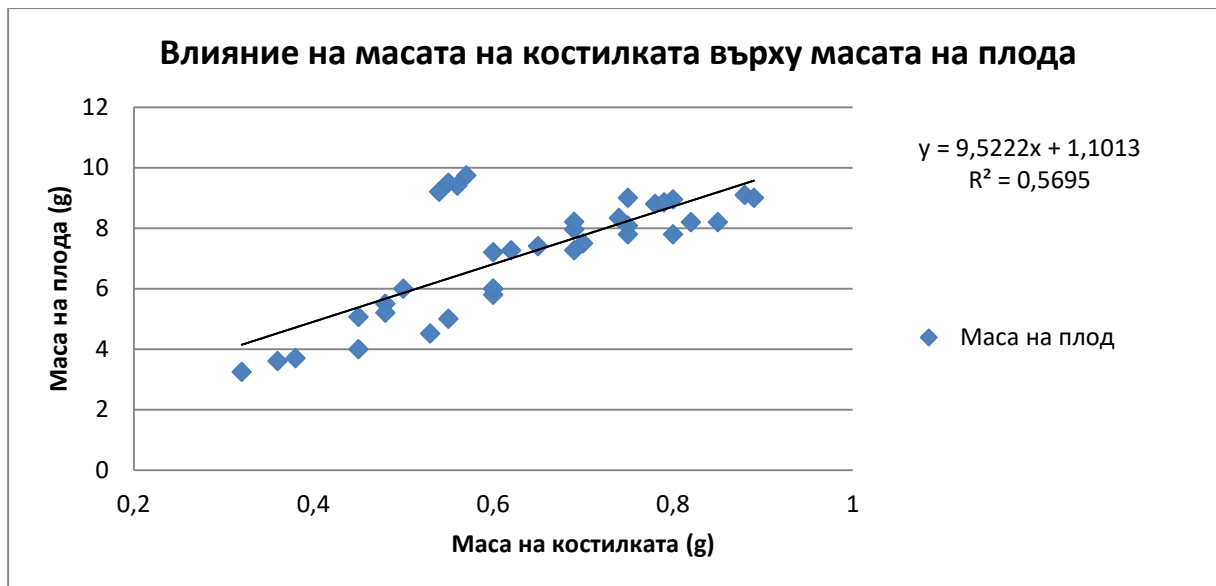
Фигура 4.1. Графично представяне на влиянието на дължината на плода върху неговата маса



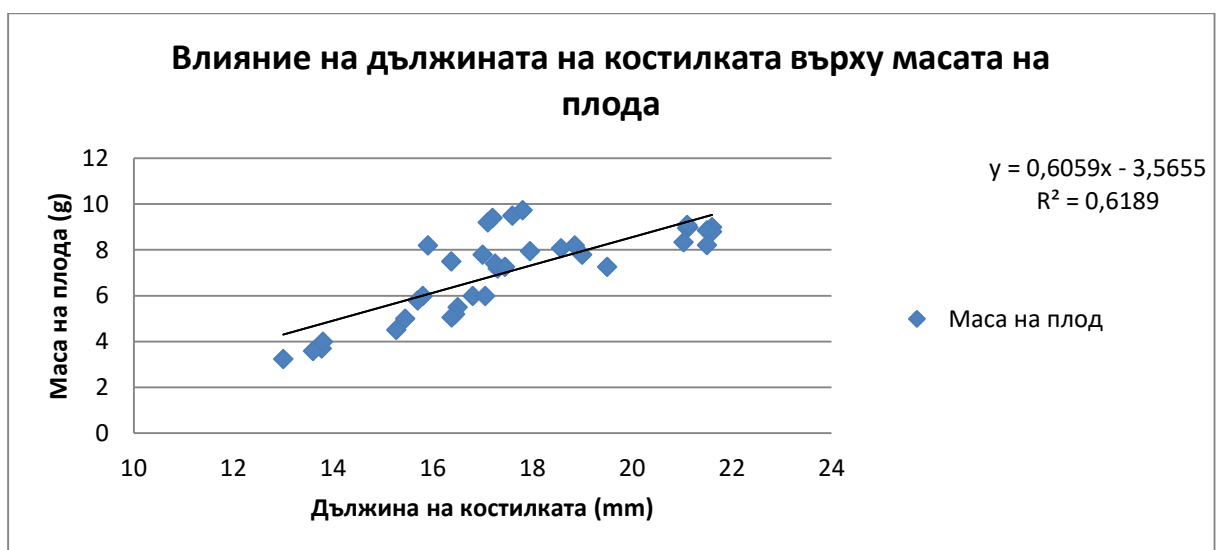
Фигура 4.2. Графично представяне на влиянието на ширината на плода върху неговата маса



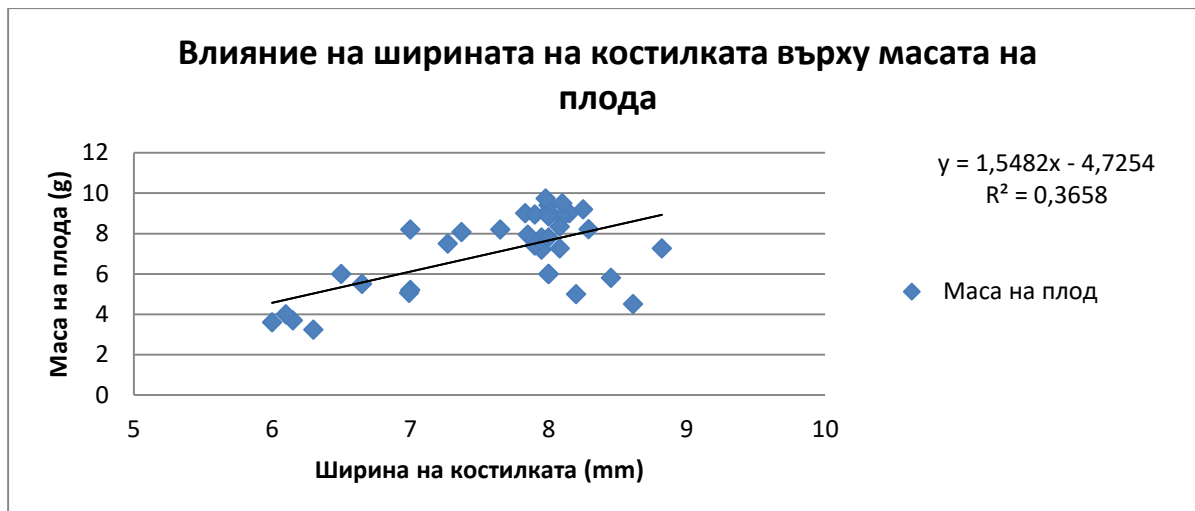
Фигура 4.3. Графично представяне на влиянието на дължината на дръжката на плода върху неговата маса



Фигура 4.4. Графично представяне на влиянието на масата на костилката върху масата на плода



Фигура 4.5. Графично представяне на влиянието на дължината на костилката върху масата на плода



Фигура 4.6. Графично представяне на влиянието на ширината на костилката върху масата на плода

4.4. Влиянието на срока на съхранение на пуйчи яйца върху загубата на маса, оплодяемостта, ембрионалната смъртност и люпимостта, както и елементите на пуйчите яйца

Експериментът е проведен през 2011 година в племенната пуйкоферма при Земеделски институт - Стара Загора. За провеждането на опита са използвани пуйчи яйца от пуйки линия ЛЯ на 38-седмична възраст, използвани като майчина страна за получаване на пуйчета бройлери. Пуйките са отглеждани в боксове, на дълбока несменяема постеля, изкуствено осеменявани два пъти седмично в следобедните часове. Използвани са всички яйца от дневния добив от тази линия пуйки, като са отстранени единствено деформираните, счупените и силно замърсени яйца, негодни за инкубиране. Яйцата преди съхранението са подложени на фумигация с пари на формалдехид.

Разделени са следните групи: яйца, съхранявани 14 дни, 10 дни, 4 дни и пресни яйца (без съхранение). Определянето на срока на съхранение е обосновано от практиката, където се налага да се събират яйцата за инкубация за различни периоди от време, в зависимост от търсенето на стоковия продукт - едnodневните бройлерни пуйчета. Тегленето на яйцата се извършва индивидуално в деня на получаването, за да може да се изчисли загубата на маса по време на съхранението.

Съхранението на яйцата през тези периоди стана в яйцесклад с постоянна температура и влажност, съответно 17° и 72%.

В деня на залагането за инкубация отново са претеглени яйцата, съхранявани 14, 10, 4 дни, както и пресните яйца, като са разделени на групи в зависимост от масата си: I група от 68 до 78 g, II група от 79 до 89g и III група – от 90 до 103 g.

За да се установи, дали има промени в съставните части на яйцата, предизвикани от съхранението, същите са отделени по 30 броя от всяка група. Определени са: маса на яйцата, маса на черупката, белтък и жълтък, с помощта на везна с точност до 0.01g. Височината на белтъка(mm) се измерва с микрометър Ames s-6428. Процентът на съставните части се изчислява от масата на цялото яйце и се измерва рН на белтъка с помощта на рН метър-Rocket рН ad 110рН.

Инкубацията е осъществена в инкубатор Оптима59. Извършен се I преглед на 7 ден, за да се установи броя на неоплодените яйца и умрелите зародиши(E 0-7), на 13 ден от началото на инкубацията се извърши II преглед и са отстранени мъртвите зародиши за този период (E 8-14). При изолацията на 25 ден се отчете загубата на влага от яйцата през цялата инкубация. В деня на излюпването на пуйчетата се установи тяхната маса и се определи процента на масата им от масата на цялото яйце. Изчислен е процентът на умрели от 14 ден до излюпването (E 15 до излюпване), оплоденост, люпимост от оплодените яйца.

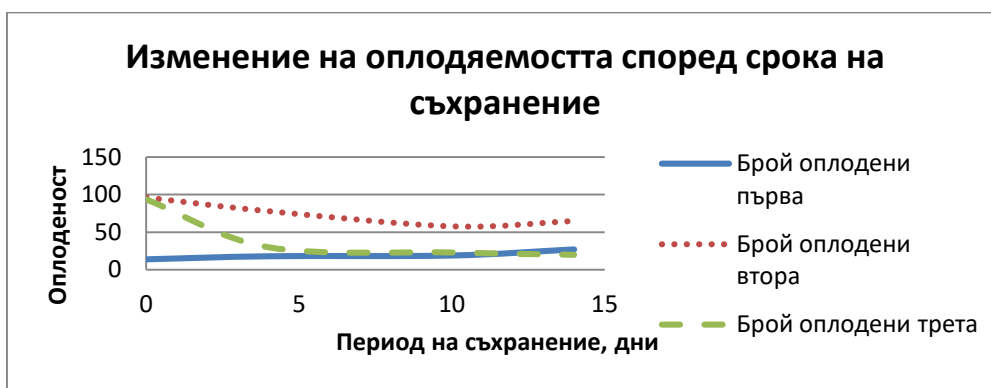
В средата на MS Excel 2010 са построени графики, представящи влиянието на срока на съхранение на пуйчи яйца върху различни техни показатели: загуба на маса, оплодяемост, ембрионална смъртност, люпимост и върху съставните им части за всяка отделна група в зависимост от тяхната маса. От графичните изображения, по-нататък в изложението, ясно се вижда, че изменението на срокът на съхранение на пуйчите яйца не води до изменение на показателя „загуба на маса“ при никоя от трите разглеждани групи. Не се установяват пикове или спадове в размера на масата на яйцето, както по време на съхранението, така и по време на инкубацията. Същото може да се каже и за абсолютната и относителната маса на пуйчетата от трите групи.

Като цяло по отношение на загубата на маса се установява, че при всички показатели се наблюдава сравнителна устойчивост във времето. Срокът на съхранение на яйцата не оказва съществено влияние и върху съставните им части. Доказателство за това е фактът, че стойностите на измерените показатели не се променят чувствително във времето. Техните стойности са близки до първоначалните.

Поради гореизложеното, в настоящия параграф не са поместени графиките на горните зависимости. Установи се, че опитните данни (разглеждани като точки в двумерната равнина и изобразени спрямо декартова координатна система) са разположени около права линия.

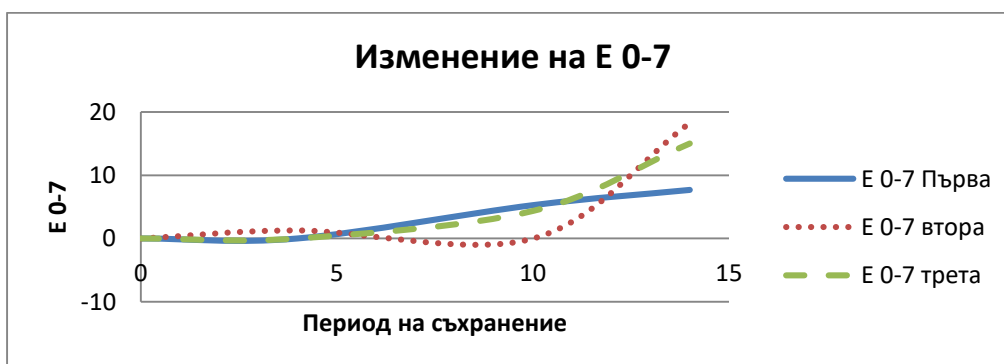
Интерес представлява изменението на показателите: оплодяемост, E 0-7, E 8-14, E 15-изл., Л опл. и брой излюпени пуйчета, поради движението, което се установява от графиките им. Това е причината, същите да бъдат дадени на Фигури 4.7-4.12.

Въпреки, че продължителността на съхранение на яйцата не би трябвало да оказва влияние на оплодеността им, ние отчетохме тенденция за силно намаляване до десети ден при втора и съответно до пети ден при трета група (Фигура 4.7). След това се установява сравнителна устойчивост. Някои автори (Petek et al. 2003, Petek and Dikmen 2004) са отчетели по-ниска оплоденост на яйца, съхранявани повече от 14 дни преди инкубиране.



Фигура 4.7. Влияние на срока на съхранение на яйцата върху оплодяемостта

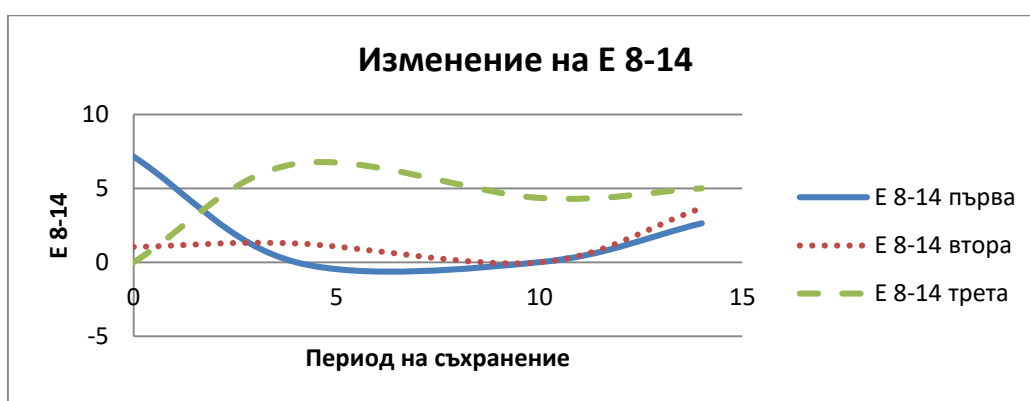
Периодът на съхранение на яйцата оказва силно влияние и върху E 0-7 и при трите тегловни групи яйца (Фигура 4.8). От началото на наблюдението до петия ден се установява сравнителна устойчивост, но след това има резки промени в поведението на този показател при различните групи.



Фигура 4.8. Влияние на срока на съхранение на яйцата върху E 0-7

При първа и трета група започва силно увеличение, което продължава и след десетия ден. При втора група започва период на намаляване, продължаващ до десети ден, след което се наблюдава силно, рязко покачване на стойностите на E 0-7. Fasenko et al. (2001a) установяват по-висока ембрионална смъртност до 7 ден от инкубацията при пуйчи яйца съхранявани 14 дни, отколкото при яйцата, съхранявани 4 дни. Но това е в противоречие с установеното от (Bakst and Gupta, 1997), че между ембрионалното развитие няма разлики при яйца, съхранявани 3, 7 или 14 дни при 15° C.

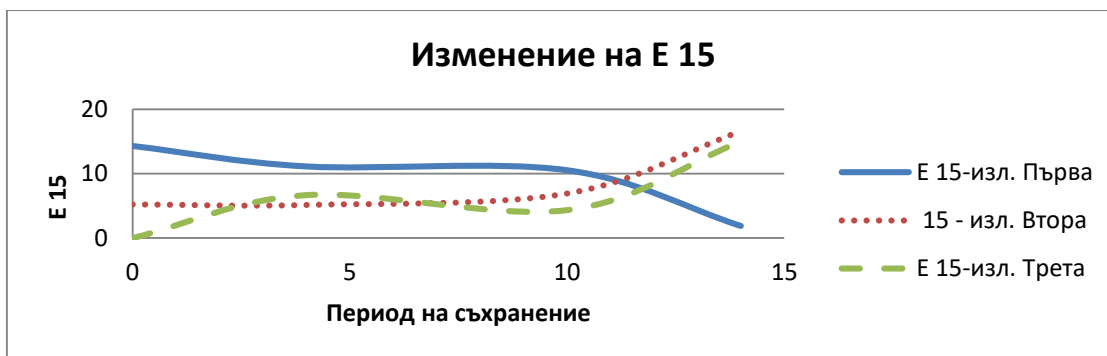
По отношение на E 8-14 се установява рязко покачване на стойностите при трета група още в първото петдневие, последвано от лек спад до десети ден и тенденция на сравнителна устойчивост до петнадесети ден (Фигура 4.9).



Фигура 4.9. Влияние на срока на съхранение на яйцата върху E 8-14

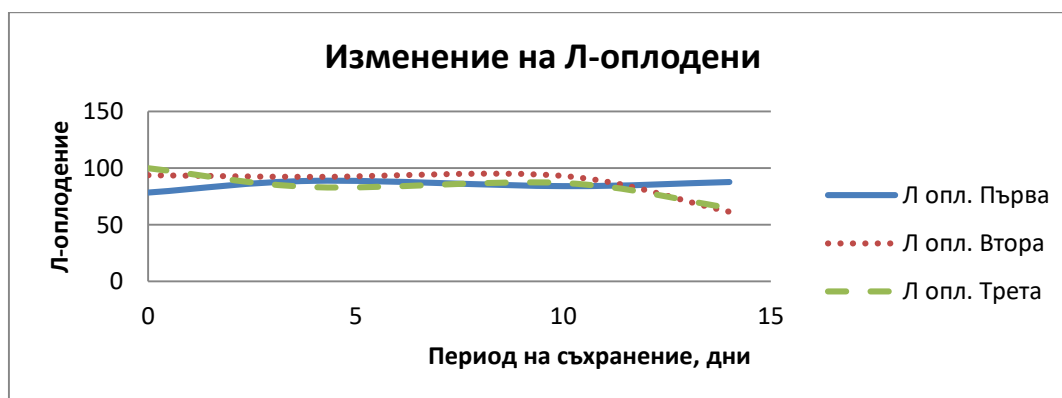
При първа група измененията са противоположни. Имаме силно намаляване, последвано от плавно покачване на показателя E 8-14 след петия ден, което продължава до края на периода. Подобно е поведението и при втората група.

Продължителността на съхранение на яйцата оказва силно влияние и върху E 15-изл. (Фигура 4.10). До десетия ден се установяват плавни пикове и спадове при трите групи. След десетия ден на съхранение се наблюдават резки покачвания при втора и трета група на ембрионалната смъртност от 15ден на инкубация до излюпването и силно намаление при първа група т.е. при най-леките яйца.



Фигура 4.10. Влияние на срока на съхранение на яйцата върху E 15 до излюпването им

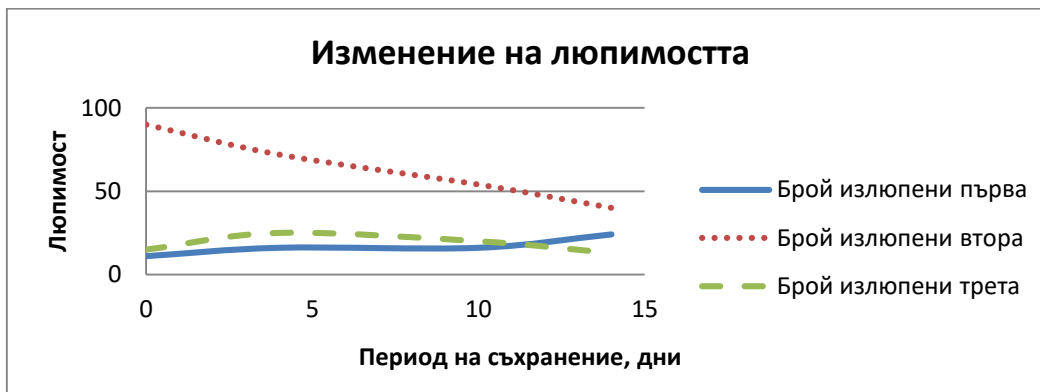
От графиките на Фигури 4.11 и 4.12 става ясно, че изменението на срока на съхранение на яйцата преди инкубация води до промяна в стойностите единствено на брой излюпени пуйчета от най-тежките яйца (трета група). При останалите групи и при Л опл., и при брой излюпени пуйчета не се наблюдават резки покачвания или спадове.



Фигура 4.11. Влияние на срока на съхранение на яйцата върху Л-опл.

Използвайки инструментите, които предоставя програмният продукт IBM Statistics SPSS 24 (Chinna et al., 2012, Gaur et al., 2009) е направена проверка за нормалност на разпределението на данните. Измерените стойности на показателите, свързани, както със загуба на маса, така и с изменения в съставните части на яйцето, притежават разпределение, близко до нормалното (проверено чрез P-P Plot и сравняване с нормалната права). За полиномните регресионни модели от втора и трета степен е установено, че са статистически значими. За целта за всеки от тях са направени следните проверки: изчислен е коефициентът на детерминация (близък или равен на единица),

разпределението на остатъците от регресията е близко до нормалното (чрез построяване на хистограма).



Фигура 4.16. Влияние на срока на съхранение на яйцата върху брой излюпени

В Таблицы 4.7-4.9. са дадени регресионните модели, представящи в аналитичен вид зависимостта между срока на съхранение на пуйчи яйца, от една страна, и съответно загубата на маса (Таблица 4.7.), оплодяемостта, ембрионалната смъртност и люпимостта (Таблица 4.8.) и компонентите на пуйчите яйца (Таблица 4.9.). Всички регресионни модели са статистически значими (от таблица ANOVA имаме $\text{Sig.} < 0,05$). Те най-точно описват аналитично влиянието на срока на съхранение върху различните характеристики на яйцата.

Посочените регресионни модели представят изменението на загубата на маса, оплодяемостта, ембрионалната смъртност, люпимостта и съставните части на пуйчите яйца, поради изменение в срока на съхранението им.

В Таблицы 4.7-4.9. са дадени и коефициентите на детерминация, представящи степента на влияние на периода на съхранение върху съответните показатели. Те дават информация, каква част от изменението на всеки отделен показател се обяснява с изменение във времето за съхранение.

След съставяне на регресионните модели се оказва, че увеличаването на срока на съхранение има благоприятен ефект върху някои от разглежданите признаци, а върху други – негативен. При пуйчите яйца от първа група увеличаването на периода на съхранение оказва положително въздействие върху абсолютната маса на пуйчетата. От друга страна обаче, води до увеличаване загубата на маса по време на съхранение и на инкубация, както и до намаляване на относителната маса на пуйчетата (Таблица 4.7.).

Колкото по-дълго се съхраняват яйцата при втора група, толкова повече намалява загубата на маса по време на съхранение, а се увеличават тази по време на инкубация. При пуйчета от тази група се оказва, че срокът на съхранение има позитивен ефект върху абсолютната и относителната маса на излюпените пуйчета.

Таблица 4.7. Линеини регресионни модели, представящи влиянието на срока на съхранение върху загубата на маса при пуйчи яйца

Група	Показател	Регресионен модел
I група	Загуба на маса по време на съхранение	$y=0.0929x+75.836$
	Загуба на маса по време на инкубация	$y=0.1249x-0.2321$
	Абсолютна маса пуйче	$y=0.02x+47.81$
	Относителна маса пуйче	$y=-0.1103x+65.152$
II група	Загуба на маса по време на съхранение	$y=-0.17x+83.628$
	Загуба на маса по време на инкубация	$y=0.1184x-0.0853$
	Абсолютна маса пуйче	$y=0.033x+53.661$
	Относителна маса пуйче	$y=0.1068x+62.72$
III група	Загуба на маса по време на съхранение	$y=-0.2105x+95.319$
	Загуба на маса по време на инкубация	$y = 0.0928x + 0.0642$
	Абсолютна маса пуйче	$y = 0.0238x + 58.853$
	Относителна маса пуйче	$y = 0.1712x + 61.642$

Увеличаването на периода на съхранение предизвиква намаляване загубата на маса по време на съхранение, но същевременно увеличава както загубата на маса по време на инкубация, така и абсолютната и относителната маса на пуйчетата.

В резултат на направените изследвания се установи степента и посоката на влияние на срока на съхранение на яйцата и върху съставните им части. Положителен е ефектът на периода върху жълтъка и рН на белтъка. Увеличаването на времето за съхранение обаче оказва негативно въздействие върху останалите му съставни части: черупка, белтък и височина на белтъка.

Анализираните по-горе изменения обаче не са чувствителни, имайки предвид че коефициентите пред независимата променлива са близки до нулата.

След проведените изследвания и извършените анализи се установи, че изменението на срока на съхранение на пуйчи яйца оказва най-силно влияние върху оплодяемостта, ембрионалната смъртност и люпимостта им. Измененията при останалите показатели са слаби, дори при някои от тях стойностите им са близки до началните.

Таблица 4.8. Регресионни модели, представящи влиянието на срока на съхранение на пуйчи яйца върху оплодяемостта, ембрионалната смъртност и люпимостта им

Показател	Група	Регресионно уравнение
Брой оплодени яйца	Първа	$y = 0.019x^3 - 0.35x^2 + 2.0952x + 14$
	Втора	$y = 0.028x^3 - 0.275x^2 - 3.8476x + 96$
	Трета	$y = -0.1025x^3 + 2.9125x^2 - 25.947x + 93.75$
Е 0-7	Първа	$y = -0.0082x^3 + 0.2027x^2 - 0.6795x + 8E-13$
	Втора	$y = 0.0379x^3 - 0.5837x^2 + 2.0488x + 2E-12$
	Трета	$y = 0.0087x^3 - 0.0487x^2 + 0.0564x + 1E-12$
Е 8-14	Първа	$y = -0.0081x^3 + 0.2912x^2 - 2.8211x + 7.14$
	Втора	$y = 0.01x^3 - 0.1677x^2 + 0.5705x + 1.04$
	Трета	$y = 0.0186x^3 - 0.4647x^2 + 3.2271x + 7E-13$
Е 15-изл.	Първа	$y = -0.0197x^3 + 0.3447x^2 - 1.8568x + 14.28$
	Втора	$y = 0.0129x^3 - 0.149x^2 + 0.3697x + 5.21$
	Трета	$y = 0.0365x^3 - 0.7165x^2 + 3.9496x + 2E-12$
Л опл.	Първа	$y = 0.036x^3 - 0.8392x^2 + 5.3589x + 78.57$
	Втора	$y = -0.0608x^3 + 0.9005x^2 - 2.989x + 93.75$
	Трета	$y = -0.0776x^3 + 1.564x^2 - 9.1815x + 100$
Брой излюпени пуйчета	Първа	$y = 0.0232x^3 - 0.45x^2 + 2.6786x + 11$
	Втора	$y = -0.0143x^3 + 0.35x^2 - 5.6714x + 90$
	Трета	$y = 0.0173x^3 - 0.575x^2 + 4.5238x + 15$

След построяване на регресионни модели, са получени функционалните зависимости между периода на съхранение на яйцата и съответните показатели. Някои от тях са линейни функции, други – полиномни регресионни модели от втора или трета степен.

Всеки от тези математически модели би могъл да послужи като база за бъдещи проучвания на влиянието на срока на съхранение върху определени показатели, особено такива, свързани с фактора време.

Таблица 4.9. Линеини регресионни модели, представящи влиянието на срока на съхранение на пуйчи яйца върху съставните им части

Показател	Регресионен модел
Яйце	$y = -0.3453x + 86.377$
Черупка	$y = -0.0008x + 7.6829$
Жълтък	$y = 0.0374x + 25.798$
Белтък	$y = -0.4331x + 51.267$
pH на белтъка	$y = 0.0602x + 8.4188$
Височина на белтъка	$y = -0.1493x + 8.1852$

ГЛАВА V. ФАКТОРЕН АНАЛИЗ

5.1. Кратки теоретични сведения

Факторният анализ е статистическа техника за анализ на корелациите между няколко променливи с цел:

- да се намали техният брой до по-малко количество базови променливи, които се наричат фактори
- да се намери корелацията между първоначалните променливи и новите базови променливи (фактори).

По този начин всички променливи, които са силно корелиращи по между си, се обединяват в един фактор, а променливите, които са слабо корелиращи помежду си, се класифицират към различни фактори (Ганева, 2016).

Целта на факторния анализ е да се идентифицират факторите, които по-пълно обясняват наблюдаваните връзки между променливите.

Английският статистик и психолог Чарлз Спирмън (Charles Spearman, 1863-1945) е предложил техниката на факторния анализ, за да докаже, че всички форми на умствена активност имат един общ фактор, който той нарича умствена енергия. Основната предпоставка, на която се основава факторният анализ е, че корелацията между много променливи може да се обясни от значително по-малко по количество скрити променливи или фактори. Този метод протича най-общо в три основни стъпки:

- изчислява се корелационната матрица на изходните, първичните променливи;
- няколко фактора се извличат от корелационната матрица;
- факторите се ротират с цел максимизиране на корелацията на всички изходни първични променливи с един от факторите.

Съществуват два основни вида факторен анализ:

- Изследователски факторен анализ (exploratory factor analysis, EFA) – прилага се, когато изследователят не знае нито броя на скритите променливи, нито кой въпрос към коя скрита променлива се отнася.

- Потвърждаващ факторен анализ (confirmatory factor analysis, CFA) - прилага се в случай, че изследователят е запознат с горе-посочените условия.

Терминът „факторен анализ“ представлява набор от различни технически процедури, като най-често използваните от тях са: анализ на главните компоненти (principal component analysis, PCA) и (factor analysis, FA). При двете процедури анализът на корелацията между променливите редуцира първоначалния брой променливи до по-малък на брой фактори . Основната разлика между тях се състои в начина на изчисляване на факторите. При PCA

се използват едновременно всички изходни променливи, а при FA се прилага математически модел, в който се анализира съвместната корелация. Задълбочено изследване на тези две техники е осъществено от Tabachnick & Fidell (2013).

Анализът на основните компоненти е многовариантна техника за трансформиране на множество от корелиращи променливи във фактори, всеки от които е некорелиращ с останалите (Landau & Everitt, 2004). Статистическият програмен продукт SPSS предоставя възможност на потребителя да избере различни методи за извличане на факторите: Principal component analysis, Unweighted least squares, Generalized least squares, Maximum likelihood, Principal axis factoring и други.

В настоящото изложение се прилага анализът на главните компоненти. По своята същност той е статистическа техника за идентифициране на линейните компоненти в група от променливи. Първоначално се извлича некорелираща линейна комбинация от променливи, която максимизира общата сума от дисперсиите и по този начин се формира първият фактор. Аналогично се извличат и останалите фактори. При този метод се изчисляват абсолютните стойности на собствените значения на корелационната матрица. Обикновено се извличат факторите, чиито собствени стойности са не по-малки от единица.

Факторният анализ не е създаден за проверка на статистически тестове. Чрез него относително голямо множество от променливи може да се редуцира до по-малко множество от фактори, компоненти или скрити променливи.

Основните понятия, свързани с факторния анализ, са:

- Факторно тегло – това е коефициентът, който описва фактора във факторния анализ и представлява корелационният коефициент на Пирсън между първичната променлива и фактора

- Коефициент на извличане – това е процесът на определяне на броя на факторите, които описват максимално обективно множеството от променливи. Най-често използвана техника е анализът на главните компоненти.

- Ротация на факторите – след определяне броя на факторите се определя факторното тегло за всяка променлива от съответния фактор. За по-точно определяне принадлежността на променливата към съответния фактор се използва техника, наречена ротация на фактора. Две са най-често използваните ротации: ортогонална и неортогонална, съответно за некорелиращи и корелиращи фактори. Най-често се използва методът Varimax, чието наименование произхожда от съкращението на началните букви на думите variance maximizing, т.е. максимизиране на дисперсията на ортогоналния подход към ротацията на факторите, който максимизира броя на променливите с високо факторно тегло за всеки фактор.

Предпоставките за провеждане на факторен анализ по метода на главните компоненти са:

- Размер на извадката – надеждността на факторния анализ зависи от размера на извадката. Съществува неписано правило, според което отношението респондент към изследвани променливи трябва да бъде не по-малко от 1:10-15.

- Нормално разпределение както за всяка променлива, така и за съвместното им разпределение.

- Факторизируемост на променливите – изразява се в две направления:

- колкото по-малки са факторните тегла, толкова влиянието на размера на извадката се увеличава;

- мярка за адекватност на извадката – доказва се чрез теста The Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy (КМО), чиято стойност трябва да е не по-малка от 0,50.

- тест на Бартлет за сферичност на облака от данни, който трябва да бъде статистически значим, т.е. $p \leq 0,05$. Чрез него се проверява хипотезата, че корелационната матрица е единична и в нея няма корелация между променливите.

- Корелация между променливите

- Независимост на променливите

- Линеиност – интерпретира се като линейна зависимост между променливите.

- Анормални наблюдения трябва да се изключват от анализираната извадка от данни.

5.2. Приложение на факторния анализ за провеждане на агробиологична оценка на сортове лози за бели и червени вина.

Прилагането на факторен анализ при агробиологични изследвания на винени сортове лози, дава възможност да се установят стопански най-важните показатели за формиране на техния добив (Симеонов и др., 2015; Simeonov et al., 2016; Ройчев 2017). Сравняването на влиянието на различни агробиологични фактори върху добива на грозде при лозови сортове от различни еколого-географски групи, представлява интерес за ампелографията и приложното лозарство. Целта на настоящия параграф е да се установят възможностите за прилагане на факторен анализ при сравнителни агробиологични изследвания на винени сортове лози.

В изследването са включени два сорта за бели вина от Източната еколого-географска група – Фетяска алба и Фетяска регала, два сорта за червени вина – Мавруд и Памид и един за бели – Димят, които се отглеждат в ампелографския сортимент на катедра Лозарство – Аграрен университет-Пловдив. На 25 типични лози от всеки сорт в съответните фенофази в продължение на пет последователни години са определени ампелографските показатели - коефициент на родовитост на леторасъл (K), милерандирани зърна (%), средна маса на грозд (g), дължина на грозд (cm), ширина на грозд (cm), семена в 100 зърна (брой), маса на семена в 100 зърна (g), добив от лоза (kg), средна маса на 100 зърна (g), дължина на зърно (mm), ширина на зърно (mm), захари (%), киселини (g/dm³).

Анализът на факторното разпределение на получените агробиологични данни показва, че върху формирането на добива от лоза при сортовете Фетяска алба и Фетяска регала влияят пет обобщаващи фактора (60.7% и 60.7%), като всеки от тях обхваща най-често два и рядко един показател (Табл. 5.1а, 5.1б.). Във F1 при двата сорта са включени дължина и ширина на зърно с факторно влияние 15.8%-15.8% и с положително влияние върху количеството на добива от грозде. Във F2 – при първия сорт (12.4%) са средна маса на грозд и киселини, а при втория (15.2%) – дължина и ширина на грозд. Третият фактор - F3 обхваща показателите: коефициент на родовитост (с отрицателна стойност), милерандирани зърна (12.0%) и семена в 100 зърна, маса на семена в 100 зърна (15.0%). Във F4 разнообразието на изследваните показатели се увеличава, но факторното им влияние върху формирането на добива намалява – дължина на грозд, маса на семена в 100 зърна (с отрицателна стойност) (10.5%) и милерандирани зърна, захари (10.1%). Във F5 при първия сорт попадат показателите семена в 100 зърна (с отрицателна стойност) и захари (10.0%), а при втория – само средна маса на 100 зърна (9.9%). Формирането на добива при изследваните сортове от черноморската група се определя от четири фактора – Памид (62.6%), пет – Димят (61.8%) и седем – Мавруд (83.4%).

Коефициентите на корелация при всички фактори на Памид са с положителни стойности, като при Димят съществува и един показател с отрицателна величина, а при Мавруд - те са три. Агробиологичната специфика между тези сортове се демонстрира чрез попадане на отделните показатели в различни фактори. Коефициентът на родовитост при първия и втория сорт е във F4, а при третия – във F6; милерандирани зърна – само във F6 на Мавруд; средна маса на грозд – F3 на Димят и F7 на Мавруд; дължина и ширина на грозд – F3 на Памид и F2 – Димят и Мавруд; брой и маса на семена в 100 зърна – F1 на Памид, F5 – Димят и F3 - Мавруд; средна маса на 100 зърна – само във F5 на Мавруд; дължина и ширина на зърно – при трите сорта последователно във F2, F1 и F1; захари - само във F4 на Мавруд и киселини - F4 на Памид, F3 –

Димят и F4 – Мавруд. Прякото влияние на факторите, изразено чрез стандартизираните коефициенти на регресия (Beta) показват, че с най-голямо доказано положително значение за добива от лоза при Фетяска алба е F5 (0.013), Фетяска регала – F4 (0.173), Памид – F4 (0.213), Димят – F2 (0.020), Мавруд – F7 (0.143) (Таблица 5.2). Коефициентите на регресионния модел са статистически значими. Ниските коефициенти на детерминация при всички сортове означават, че добивът от грозде не се определя единствено от изследваните показатели в обобщаващите фактори. Анализът на основните компоненти при винените сортове от ориенталската група показва, че пет от тях са достатъчни, за да обяснят 59,8% от общото вариране на изследваните показатели (Табл. 5.3). Тяхната относителна степен на вариране корелира най-силно с първия основен компонент. С дължина на зърно и ширина на зърно се обяснява 15.4% от общото вариране. При вторият компонент се обясняват 13% от общото вариране, като с най-високи коефициенти на корелация са коефициент на родовитост и семена в 100 зърна, който е с отрицателен знак. Третият основен компонент обяснява 11.3% от общото вариране, предимно с дължина на грозд и маса на семена в 100 зърна, като вторият показател оказва отрицателно влияние на общото вариране. Четвъртият компонент обяснява 10.1% от общото вариране, като с най-висок коефициент на корелация са милерандирани зърна и захари. С най-високи коефициенти на корелация при петия основен компонент е ширина на грозд, с който се обясняват 10% от общото вариране.

При сортовете от черноморската група четири от основните компоненти са достатъчни, за да обяснят 63.8% от общото вариране на изследваните показатели. Със средна маса, дължина и ширина грозд се обясняват 21% от общото вариране на признаците в първи основен компонент, във втори – с дължина и ширина на зърно (19.6%), в трети – брой и маса на семена в 100 зърна (12.2%) и в четвърти – коефициент на родовитост на леторасъл и милерандирани зърна (11%).

Коефициентите на регресионния модел на изменение на изследваните показатели Beta показват, че отрицателна стойност и влияние при ориенталските сортове е констатирано само при F4 (-0.046) и F5 (-0.094) (Таблица 5.4.). С най-голямо пряко влияние върху добива са показателите от обобщения фактор F3 (0.179).

Таблица 5.1а. Факторно разпределение на показателите влияещи върху добива от лоза при изследваните сортове лози

Сорт Показатели	Фетяска алба (60,7%)					Фетяска регала (60,7%)					Памид (62,6%)			
	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	F ₅	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	F ₅	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄
Коефициент на родовитост на леторасъл			-0.734											0.712
Милеранди рали зърна (%)			0.765						0.710					
Средна маса на грозд (g)		0.793												
Дължина на грозд (cm)				0.774			0.849						0.831	
Ширина на грозд (cm)							0.866						0.824	
Семена в 100 зърна (брой)					-0.731			0.899			0.919			
Маса на семена в 100 зърна (g)				-0.734				0.896			0.909			
Средна маса на 100 зърна (g)										0.818				
Дължина на зърно (mm)	0.871					0.934						0.875		
Ширина на зърно (mm)	0.902					0.908						0.860		
Захари (%)					0.748				0.770					
Киселини (g/dm ³)		0.639												0.619
Факторно влияние (%)	15.8	12.4	12.0	10.5	10.0	15.8	15.2	15.0	10.1	9.9	17.6	16.7	15.2	13.1

Таблица 5.1b Факторно разпределение на показателите влияещи върху добива от лоза при изследваните сортове лози

Сорт Показатели	Димят (61,8)					Мавруд (83,4)						
	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	F ₅	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	F ₅	F ₆	F ₇
Коефициент на родовитост на леторасъл				0.743							-0.813	
Милеранди рали зърна (%)											0.675	
Средна маса на грозд (g)			0.649									0.948
Дължина на грозд (cm)		0.668					0.885					
Ширина на грозд (cm)		0.830					0.934					
Семена в 100 зърна (брой)					0.708			0.871				
Маса на семена в 100 зърна (g)					0.648			0.771				
Средна маса на 100 зърна (g)										-0.895		
Дължина на зърно (mm)	0.964					0.949						
Ширина на зърно (mm)	0.968					0.930						
Захари (%)									-0.880			
Киселини (g/dm ³)			-0.678						0.616			
Факторно влияние (%)	17.8	11.3	11.2	11.1	10.4	16.8	14.0	13.1	10.5	9.8	9.7	9.5

При сортовете от черноморската група липсват отрицателни стойности при обобщените фактори. Най-голямо е прякото влияние на F₁ – 0.323. Коефициентите на регресионния модел при двете групи сортове са статистически значими. Ниските величини на коефициента на детерминация – 4.9% и 15.9% показват, че върху формирането на добива от грозде на лоза при сортовете от двете групи, влияние оказват други показатели различни от изследваните.

Таблица 5.2. Коэффициенты на регресионния модел на изменение на показателите влияещи върху добива от лоза при изследваните сортове лози

Сорт	Фактори	Коэффициент на регресия (B)	Стандартизиран коэффициент на регресия (Beta)
Фетяска алба	(Константа)	6.532	
	F ₁	-0.072	-0.113
	F ₂	-0.041	-0.064
	F ₃	-0.011	-0.017
	F ₄	-0.083	-0.130
	F ₅	0.008	0.013
Коэффициент на детерминация	R ² =3.4%		
Фетяска регала	(Константа)	6.285	
	F ₁	0.199	0.133
	F ₂	-0.239	-0.160
	F ₃	-0.018	-0.012
	F ₄	0.258	0.173
	F ₅	-0.066	-0.044
Коэффициент на детерминация	R ² =7.5%		
Памид	(Константа)	5.363	
	F ₁	0.185	0.107
	F ₂	-0.160	-0.092
	F ₃	0.106	0.062
	F ₄	0.375	0.213
Коэффициент на детерминация	R ² =6.7%		
Димят	(Константа)	7.756	
	F ₁	-0.046	-0.021
	F ₂	0.044	0.020
	F ₃	-0.136	-0.062
	F ₄	-0.213	-0.096
	F ₅	0.023	0.010
Коэффициент на детерминация	R ² =1.4%		
Мавруд	(Константа)	7.776	
	F ₁	0.172	0.086
	F ₂	0.207	0.103
	F ₃	0.246	0.122
	F ₄	-0.398	-0.195
	F ₅	-0.089	-0.045
	F ₆	0.030	0.015
	F ₇	0.290	0.143
Коэффициент на детерминация	R ² =8.8%		

Таблица 5.3. Общо факторно разпределение на влиянието на показателите върху добива от лоза при всички изследвани сортове

Групи сортове Показатели	Ориенталски сортове					Черноморски сортове			
	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	F ₅	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄
К на родовитост на леторасъл		0.703							0.690
Милерандирали зърна (%)				0.812					0.625
Средна маса на грозд (g)						0.713			
Дължина на грозд (cm)			-0.643			0.838			
Ширина на грозд (cm)					0.611	0.866			
Семена в 100 зърна (брой)		-0.750						0.784	
Маса на семена в 100 зърна (g)			0.752					0.891	
Средна маса на 100 зърна (g)									
Дължина на зърно (mm)	0.899						0.902		
Ширина на зърно (mm)	0.907						0.916		
Захари (%)				0.677					
Киселини (g/dm ³)									
Факторно влияние (59,8%);(63,8%)	15.4	13.0	11.3	10.1	10.0	21.0	19.6	12.2	11.0

Таблица 5.4. Коефициенти на регресионния модел на изменение на показателите влияещи върху добива от лоза при всички изследвани сортове лози

Сортове	Фактори	Коефициент на регресия (B)	Пряко влияние на факторите (Beta)	Коефициент на регресия (B)	Пряко влияние на факторите (Beta)
			Ориенталски сортове		Черноморски сортове
	(Константа)	6.411		6.965	
	F ₁	0.086	0.075	0.729	0.323
	F ₂	0.006	0.005	0.468	0.214
	F ₃	0.207	0.179	0.245	0.114
	F ₄	-0.053	-0.046	0.229	0.107
	F ₅	-0.108	-0.094	6.965	
Коефициент на детерминация	R ² =4.9%			R ² =15.9%	

Заклучения и изводи

Настоящият монографичен труд има за цел да представи малка част от приложенията на математико-статистическите методи при агробιολογични изследвания, както и в частност, при пазара на земеделски земи. Както стана ясно от гореизложеното, въздействието на един или поредица от фактори върху изследван обект би могло да се установи чрез дисперсионен, коре-лационен, регресионен анализи. В резултат от тяхното приложение биха могли да се формулират редица научни заключения, които са основа за бъдещи научно-изследователски проекти и изследвания. Точността на по-лучените математически модели, както и тяхната достоверност, е гаранция за качествени теоретико-приложни анализи в овощарството, лозарството, птицевъдството.

Предвид обема на направените изследвания в предходните параграфи, изводите, които биха могли да се формулират, ще бъдат представени в компактен вид. Поради тази причина авторът на настоящия монографичен труд няма претенции за пълнота на формулираните заключения, произтичащи от всички направени анализи.

Най-важният извод, който би могъл обаче да се направи, е че от една страна, се доказва значимостта и ефективността на комплексното прилагане на повече от един подход, а от друга – важността от колективната работа на учени от различни сфери на науката: лозарство, винарство, овощарство, животновъдство, математика, статистика.

Изследваните безсеменни хибридни форми лози се разпределят в три клъстера по степен на сходство във всяка от разглежданите групи признаци. След хоризонтално и вертикално разделяне на ресата, самостоятелни клъстери формират всички изследвани хибридни форми, което потвърждава известния полиморфизъм при лозата и за показателите от женската и мъжка сфера на цвета. Съществува доказано сходство между агробιολογичните показатели на отделните хибридни форми, обуславящи групирането им в самостоятелни клъстери.

Винените сортове лози Фетяска алба, Фетяска регала – ориенталска еколого-географска група и Памид, Димят и Мавруд – черноморска еколого-географска група се различават статистически доказано по почти всички изследвани агробιολογични показатели. Сортовете Памид и Димят образуват клъстер от първо ниво на сходство, а Мавруд е най-отдалечен от тях.

Стопански най-важните показатели, влияещи положително върху добива от грозде на лоза при изследваните сортове, са групирани в четири до седем обобщаващи фактори, като с най-голямо доказано положително значение са F2, F4, F5, и F7. Добивът при повечето от сортовете се обуславя

предимно от показателите дължина и ширина на зърно и грозд, следвани от средна маса на грозд. Значението на изследваните показатели в структурата на добива при ориенталските сортове се обобщава в пет фактора, а при тези от черноморската – в четири, които са достатъчни, за да обяснят повече от половината от общото им вариране. С най-голямо доказано пряко въздействие върху добива при всички сортове от първата група са показателите от обобщения фактор F3, а от втората – F1. Върху формирането на добива им, влияние оказват и други неизследвани фактори.

Въпреки благоприятните климатични условия в България, се наблюдава внос на различни плодове от Гърция, Македония, Италия. Необходимо е подобряване на инвестиционния климат с цел увеличаване производството на плодове, подобряване на материалната и техническата база, внедряване на нови технологични мощности, намаляване на производствените разходи и др. Всичко това би превърнало овощарството в по-привлекателен отрасъл от гледна точка на земеделския производител.

България е на едно от последните места в Европейския съюз по показател „среден добив на семкови плодове“ за периода 1961-2014 г., а същевременно с нестабилни количества във времето. По отношение на средния добив на костилкови плодове обаче, нашата страна заема едни от първите места в ЕС, макар и тук добивите да са сравнително неустойчиви. Преди нас е само Италия, където също няма стабилни добиви.

Имайки предвид резултатите от оценката и анализа на средните добиви и екологичната валентност на изследваните в тази работа земеделски култури на територията на България, като приоритетни би следвало да се считат пшеницата, царевицата за зърно и в известна степен люцерната (с изключение на южен централен и югоизточен райони). Във всички райони средните добиви от люцерна са високи, но поради своята нестабилност във времето, не би трябвало да се предпочитат в сравнение с останалите. Именно царевицата за зърно и пшеницата трябва да бъдат приоритетни при евентуални бъдещи проекти, свързани със земеделското производство на фуражни култури в страната.

Основавайки се на резултатите от проведените анализи може да се счита, че добивите от трите сорта тютют не се изменят чувствително във времето. Ясно открояващи се пикове и спадове се установяват при Бърлей. В края на изследвания период и при трите сорта се наблюдава спад в производството. Същевременно те са сравнително високи и устойчиви на условията на околната среда. Най-високи добиви се доказват при сорт Бърлей. Но това е сортът, който е най-податлив на промените във факторите на околната среда. С най-добри показатели се доказва сорт Виржиния. Той е с

най-ниска екологична оценка, т.е. с най-стабилни добиви, които в най-малка степен се влияят от въздействията на средата.

След проведените клъстеризации на хибридни форми тютюн биха могли да се направят изводи за степента на сходство на новополучените хибридни форми с контролата В 0514 със сходни характеристики по химични показатели. За 2013 г. се установи сходство между В 0514, Хибрид 33 и Хибрид 51. Най – отдалечен е Хибрид 27. За 2014 г. най-близък до стандарта В 0514 е Хибрид 51, а най-отдалечен отново е Хибрид 27. За 2015 г. се установи сходство на В 0514 с Хибрид 33 и най-голямо различие с Хибрид 51. Хибрид 27 и Хибрид 52 са с най-балансиран химичен състав през тази година на изследване.

След проведените изследвания и извършените анализи се установи, че изменението на срока на съхранение на пуйчи яйца оказва най-силно влияние върху оплодяемостта, ембрионалната смъртност и люпимостта им. Измененията при останалите показатели са слаби, дори при някои от тях стойностите им са близки до началните.

В изложението е представен анализ на динамиката на пазара на земя в България. Установи се, че по този показател най-привлекателни от инвестиционна гледна точка са югозападен район (с минимална цена на земеделската земя, на нивите и на затревените площи) и югоизточен (поради минимални цени на овощните насаждения и лозята). Основните фактори обаче, които оказват влияние върху избора на земя, са свързани по-скоро с особеностите на климата, почвите и водите в съответния район.

В резултат на проведения клъстерен анализ по биометрични показатели изследваните генотипове дрян се групират в четири клъстерни групи по степен на сходство. След прилагане на факторен анализ броят на изследваните признаци се редуцира до два фактора, обясняващи 88,798% от общото вариране на променливите. Основните показатели, оказващи влияние върху разделянето на генотиповете в клъстери са: дължина на плода, дължина на дръжката, маса и дължина на костилката. Най-отдалечени генетично по тези показатели са Ялтенски и Шуменски продълговат, от една страна, и Панчаревски цилиндричен и Атков, от друга. Резултатите от направеното проучване биха могли да намерят приложение в бъдещи селекционни практики. Това ще доведе до получаване на продукти с високи стопански качества.

Приложения и перспективност на получените резултати

Комбинираното прилагане на математико-статистическите методи - йерархичен клъстерен анализ и еднофакторен дисперсионен анализ, позволява получаването на статистически достоверна информация за значението на отделните ампелографски показатели при групирането на изследваните безсеменни хибридни форми лози Хибрид 1, Русалка 5А, Русалка 5Б и Гигант. Приложеният алгоритъм на изследване може да бъде прилаган в селекцията на безсеменни и семенни сортове лози с цел повишаване на нейната ефективност.

Изследваните безсеменни хибридни форми лози се разпределят в три клъстера по степен на сходство във всяка от разглежданите групи признаци. След хоризонтално и вертикално разделяне на ресата, самос-тоятелни клъстери формират всички изследвани хибридни форми, което потвърждава известния полиморфизъм при лозата и за показателите от женската и мъжка сфера на цвета. Съществува доказано сходство между агробиологичните показатели на отделните хибридни форми, обуславящи групирането им в самостоятелни клъстери.

В резултат от изследване производството на тютюн в България, би следвало да се счита, че сорт Виржиния е най-подходящ за отглеждане на територията на РБ, от една страна. От друга страна, направеното проучване дава основание на селекционерите да работят към подобряване на неговите характеристики.

Всички резултати за химичните особености на изследваните хибридни форми тютюн биха могли да се имат предвид при бъдещи научни разработ-ки, целящи подобрието им. По този начин могат да се създадат нови линии тютюн с характеристики, максимално близки до контролната линия, а дори и превъзхождащи я.

Вследствие на проведените изследвания и анализи върху влиянието на срока на съхранение на пуйчи яйца върху оплодяемостта, ембрионалната смъртност и люпимостта им са съставени регресионни модели. Някои от тях са линейни функции, други – полиномни регресионни модели от втора или трета степен. Всеки от тези математически модели би могъл да послужи като база за бъдещи проучвания на влиянието на срока на съхранение върху определени показатели, особено такива, свързани с фактора време.

Резултатите от проведеното изследване на динамиката на цените на земеделските земи на територията на България биха могли да бъдат използвани при изграждане на бъдещи проекти в земеделския отрасъл, свързани с инвестиране на финансови средства в земя.

Приноси на автора

Математическата обработка и анализ на данните в представената монография допринасят за:

- моделиране влиянието между конкретни показатели чрез регресионни модели и определяне достоверността на установеното въздействие. Тези резултати дават възможност на изследователите от аграрната сфера за бъдещи проучвания на база получените уравнение, без необходимост от нови експерименти, изискващи време, площ, ресурс, финансова обезпеченост.
- изяснена е същността на получените резултати от математико-статистическата обработка. Това се изразява в осмисляне на степента на влияние и значимост на факторите при протичане на агробиоло-гични процеси, групиране/селектиране на признаци и др.
- резултатите са важни за учените и изследователите в аграрната сфера, тъй като им помагат да определят посоката към подобряване и оптимизиране на показателите при изследваните линии/форми. Това в най-голяма степен се изразява в изследване химичния състав на сортове тютюн, определяне на балансираните форми и създаване на новоселектирани хибридни линии на база на вече получените такива. Наред с това резултатите от математическата обработка на експерименталните данни дават информация на учените за оптималността на изследваните линии тютюн и за степента на ефективност на тяхната селекционна дейност.
- проведените клъстеризационни процедури дават възможност за логическо разделяне/групиране на сортове според сходство/различие по определени показатели. Определянето на признаците, оказващи влияние върху клъстеризацията, дава възможност на аграрния специалист да установи кои сортове е препоръчително да се хибридизират и кои – не, с цел оптимизиране качествата им.
- направено е логическо разделяне, групиране, филтриране на данни, характерни за даден агробиологичен процес чрез проведените корелационни и факторни анализи. Това позволява на аграрния специалист да насочи вниманието си към подобряване на едни показатели и елеминиране на други в бъдещата си експериментална дейност.
- на базата на направените анализи и получените резултати за екологичната валентност на сортове тютюн на територията на Република България бъдещите дейности по отглеждане на същите такива би следвало да се съобразят с получените научно-изследователски резултати. Това ще даде възможност за повишаване качеството на

продукцията, от една страна, и спестяване на време и труд от страна на производителя, от друга.

- получените кълстери/групи от сортове дават информация за отдалечеността им, което е полезно за всеки агробиологичен процес, в частност, и за биоразнообразието, като цяло.

- проведените математически обработки на експерименталните данни, свързани с пуйчи яйца, дават възможност да се определят показателите, върху които оказва влияние срокът на съхранение на яйцата. Предвид времето и материалната база, с които разполага съответния птицевъд, би могъл да определи последствията от продължителността на съхранението на яйцата. Това е важна информация от гледна точка на загубите, които би могъл да претърпи, вслучай на прекомерно дълго/кратко съхранение на пуйчите яйца.

- предоставен е широк спектър от примери за приложение на математико-статистически методи в агробиологични изследвания, които биха могли да бъдат използвани в магистърски програми на Аграрен университет-Пловдив, например „Селекция и репродукция на животните”, „Лозарство с основи на винарството”, както и в докторантското обучение по „Статистически методи и софтуер за обработка на данни в аграрната наука и практика”.

Списък с публикациите към монографията

- Keranova, N., 2017, Mathematical methods for estimating the average yield of spinach in member states of the Europe Union for the period 1961-2014, Journal of the Technical University-Sofia, 399-402
- Keranova, N., 2017, Comparative assessment of the average yield of fruit in the member states of the European Union for the period from 1961 to 2014, Science & Technologies, 2017, v. VII, N 1, 1-8
- Keranova, N., 2017, Using mathematical methods for grouping and evaluation the regions of Bulgaria according to the average yield of some agricultural crops from 2001-2015, Scientific Works of the Union of Scientists in Bulgaria-Plovdiv, v. XV, 4-7
- Keranova, N. 2017, Application of single-factor analysis for assessment and analyzing the ecological valence of the average yields of some agricultural crops in Bulgaria from 2001 to 2015, Science & Technologies, v. VII, N 6, 1-6
- Keranova, N. 2017. Mathematical approaches for study and analysis of the land market in Bulgaria, Scientific journal "Economics and finance", 95-99
- Keranova, N. 2018, Study of tobacco production in Bulgaria through mathematical approaches, Science & Technologies, v. VIII, N 6, 8-12
- Keranova, N., Hristakieva, P., Oblakova, M., 2018, Mathematical models presenting the influence of the storage period on the qualities of turkey eggs, International journal of agronomy and agricultural research, v. 12, N 4, 15-23
- Keranova, N., Drumeva, M., Yonchev, Y. 2018. Application of cluster analysis for grouping new genotypes Virginia tobacco according to some chemical indicators, Science & Technologies, v. VIII, N 6, 1-7
- Roychev, V., Keranova, N., 2018. Correlations between flower organs in seedless hybrid vine forms and commercially significant ampelographic indices, Ruskiy vinograd, 8, 31-43
- Roychev, V., Ivanov, A., Keranova, N., Tsaykin, N. 2018, Agrobiological evaluation of grapevine varieties for white and red wines, Journal of agriculture and plant sciences, 16 (2), 73-80
- Zhivondov, A., Keranova, N., Pandova, S., 2019, Study of the dependencies between more important pomological indicators in Cornel-Tree genotypes, Journal of Animal and Plant Sciences, 42(1), 7153-7161
- Keranova, N., Hristakieva, P., Oblakova, M. 2019. Grouping of hen lines according to some productive indicators through a combination of mathematical approaches, Journal of Central European Agriculture, 20 (3), 770-779
- Zhivondov, A., Keranova, N., Pandova, S. 2020. Grouping and evaluation of cornel-tree varieties according to some pomological indicators, Bulgarian Journal of Agricultural Science, 26 (5), 988-991

Библиография

- Витков, В., 2013. Зърнопроизводството в България, Земеделска техника
<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.869.2465&rep=rep1&type=pdf>
- Ганева, З., 2016. Да преоткрием статистиката с IBM SPSS STATISTICS, Elestra, София
- Друмева-Йончева, М., Стайкова, М., Йончев, Й., 2017. Оценка на основни морфологични и химични показатели при новоселекционирани генотипове тютюн Виржиния, Научни трудове нита Съюза на учените в България-Пловдив, XV, 13-16
- Друмева-Йончева, М., Йончев, Й., 2016. Изследване на интродуцирани сортове тютюн Виржиния, Екология и здраве 2016, 65-68
- Дюлгерски, Й., Радуква, Ц., 2013. Проучване на корелационни зависимости между важни биологични и стопански показатели при тютюн Виржиния, Научни трудове на Съюза на учените в България-Пловдив, XVI, 9-12
- Дюлгерски, Й., Диманов, Д., 2014, Проучване върху унаследяването на височината на растенията при кръстоски тютюн Бърлей, Растениевъдни науки, LI, 1, 84-86
- Калоянов, Т., 1996. Бизнес статистика, DDC, София
- Маргаритова, В., 2002. Спортна статистика. Университетско издателство „Паисий Хилендарски“, Пловдив, стр. 102
- Маргаритова, В., 2010. Корелационен и регресионен анализ на данни от спорта, Университетско издателство „Паисий Хилендарски“, Пловдив, с. 11-12
- Маргаритов, М., 2019а. Оптимизиране на развиването на двигателните качества на ученици в начална училищна възраст, Съвременни проблеми на физическото възпитание и спорта, Университетско издателство, ПУ „П. Хилендарски“, 6, 35-45
- Маргаритов, М. 2019б. Сравнителен анализ на психическата подготовка на студенти от ПУ „Паисий Хилендарски“ и ВУСИ, Съвременни проблеми на физическото възпитание и спорта, Университетско издателство, ПУ „П. Хилендарски“, 3, 20-28
- Матев, А. 2012. Влияние на поливния режим върху продуктивността на слънчогледа, Аграрни науки, Аграрен университет, година IV, 11, 99-106

- Мургов К., Кръстева В., Благоева Н., Цайкин Н., 2000. Икономическа ефективност на разходите за опазване на околната среда, Трета национална научно-техническа конференция с международно участие "Екология и здраве", 2000 г. Пловдив, стр. 103-106
- Ройчев, В., 2012. Ампелография. Академично издателство на Аграрен Университет-Пловдив, с. 574
- Ройчев, В. 2017. Ampelographic evaluation of vine cultivars from the west european ecological-geographic group. Русский виноград. Сборник научных трудов, Том 6, Новочеркасск, ВНИИВиВ, Россия, 51-60.
- Табакова, Е., 1992. Основни показатели за оценка на тютюн Виржиния, Български тютюн, 5, 18-21
- Цанова, С., Цанова, Цв., 2012. Макроикономически анализ на триадата „доходи-потребление-икономически растеж“ по децилни групи. Сп. Диалог, ИНИ, 247-260 <https://dlib.unisvistov.bg/bitstream/handle/10610/2350/51-statia-2012.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Alijanpour, A., 2017. Cornelian cherry (*Cornus mas* L.) fruit as a non-timber forest product of Arasbaran biosphere reserve forests in Northwest of Iran, *Forestry studies*, 67: 72-85
- Aregbesola, O., Ogunsina, B., Sofolahan, A., Chime, N., 2015. Mathematical modeling of thin layer drying characteristics of dika (*Irvingia gabonensis*) nuts and kernels, *Nigerian food journal*, 33, 83-89
- Arkkelin, D., 2014. Using SPSS to understand research and data analysis, \valpo Scholar, p. 95
- Bakst, M, Gupta, S., 1997. Preincubation storage of turkey eggs: Impact on rate of early embryonic development. *British Poultry Science*, 38, 374–377.
- Bijelić, S., Gološin, B., Ninić, J., Todorović, J., Cerović, S., 2011. Morphological characteristics of best Cornelian cherry (*Cornus mas* L.) genotypes selected in Serbia, *Genetic resources and crop evolution*, 58 (5), 689-695
- Blagoeva, N. 2019. Trends and perspectives of the environmental taxes, *Agricultural sciences*, 11 (26), 47-52
- Celep, E., Aydin, A., Yesilada, E., 2012, A comparative study on the in vitro antioxidant potentials of three edible fruits: Cornelian cherry, Japanese persimmon and cherry laurel, *Food and chemical toxicology*, 50 (9), 3329-3335

- Cimanga, K., Kambu, K., Apers, S., De Bruyne, T., Hermans, N., Totte, J., Pieters, L., Vlietinck, A., 2002. Correlation between chemical composition and antibacterial activity of essential oils of some aromatic medicinal plants growing in the Democratic Republic of Congo, *Journal of Ethnopharmacology*, v. 79, 213-220
- Chen, G., Wu, X., Wang, D., Qin, J., Wu, S., Zhou, Q., Xie, .F, Cheng, R., Xu Q, Liu, B., Zhang, X., Olowofeso, O. 2004. Cluster analysis of 12 Chinese native chicken populations using microsatellite markers. *Asian-Australian Journal of Animal Sciences* 17(8): 1047-1052.
- Corrigana, A., Leeuw, M., Penaud-Fr ezet, S., Dimovac, D., Murphy, R. 2015. Phylogenetic and functional alterations in bacterial community compositions in broiler ceca as a result of mannan oligosaccharide supplementation. *Applied and Environmental Microbiology* 81(10): 3460-3470.
- Crowder, D, Reganold, J., 2015. Financial competitiveness of organic agriculture on a global scale, *Proceedings of the national academy of Sciences of the USA*, <https://www.pnas.org/content/112/24/7611>
- Day, M., Oakley, B., Seal, B., Zsak, L. 2015. Comparative Analysis of the Intestinal Bacterial and RNA Viral Communities from Sentinel Birds Placed on Selected Broiler Chicken Farms. *PLOS Journals Invite Your Global Health Research*, <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0117210>
- Denev, P., Lojek, A., Ciz, M., Kratchanova, M., 2013. Antioxidant activity and polyphenol content of Bulgarian fruits. *Bulgarian Journal of Agricultural Science*, 19 (1), 22-27
- De Marchi, M., Dalvit, C., Targhetta, C., Cassandro, M. 2006. Assessing genetic diversity in indigenous Veneto chicken breeds using AFLP markers. *Animal genetics* 37 (2): 101-105
- Dimova, D., Georgieva, V., 2014. The application of MS EXCEL in some aspects of the economic analysis // Перспективи розвитку економіки в умовах глобальної кризи. Збірник матеріалів міжнародної науково-практичної конференції 27 червня 2014 р., "ФОП Дробязко С.І.", Дніпропетровськ, с.74-76, ISBN 978-617-7214-02-0
- Dinda, B., Kyriakopoulos, A., Dinda, S., Zoumpourlis, V., Thomaidis, N., Velegraki, A., Markopoulus, C., Dinda, M., 2016, *Cornus mas L. (cornelian cherry)*, an important European and Asian traditional food and medicine:

- Ethnomedicine, phytochemistry and pharmacology for its commercial utilization in drug industry, *Journal of ethnopharmacology*, 670-690
- Djouvinov, V., Vitanova, I., 2002. PLUM PRODUCTION IN BULGARIA. *Acta Hortic.* 577, 25-31
- Erenturk, S., Erenturk, K., 2007. Comparison of genetic algorithm and neural network approaches for the drying process of carrot, *Journal of food engineering*, 78, 905-912
- Ersoy, N., Bagci, Y., Gok, V., 2011, Antioxidant properties of 12 cornelian cherry fruit types (*Cornus mas L.*) selected from Turkey, *Scientific research and essays*, 6 (1), 98-102
- Fasenko, G., Christensen, V., Wineland, M., Petite, J., 2000. Examining the effects of prestorage incubation of turkey breeder eggs on embryonic development and hatchability of eggs stored for four or fourteen days. *Poultry Science*, 80, 132–138.
- Galizzi, F., Felker, P., Gonzalez, C., Gardiner, D., 2004. Correlations between soil and cladone nutrient concentrations and fruit yield and quality in cactus pears, *Opuntia ficus indica* in a traditional farm setting in Argentina, *Journal of Arid Environments*, 59 (1), 115-132
- Gaur, A, Gaur, S., 2009. *Statistical methods for practice and research: A guide to data analysis using SPSS*, SAGE Publications.
- Georgieva, V., Blagoeva, N. 2019. Analysis of the tax legislation applicable in taxing the incomes of the farmers as natural persons, *Management and education*, 15(1), 115-121
- Georgieva, V., Blagoeva, N. 2020. Development of the Bulgarian tax legislation in the taxation of the agriculture income in the period 1878-1945, *Agricultural sciences*, 12 (27), 29-36
- Granevitze, Z., Hillel, J., Chen, G., Cuc, N., Feldman, M., Eding, H., Weigend, M. 2007. Genetic diversity within chicken populations from different continents and management histories. *Animal genetics* 38(6): 576-583
- Gunduz, K., Saracoglu, O., Ozgen, M., Serce, S., 2013, Antioxidant, physical and chemical characteristics of Cornelian Cherry fruits (*Cornus mas L.*) at different stages of ripeness, *Acta Sci. Pol., Hortorum cultus*, 12 (4), 59-66
- Gunhan, T., Demir, V., Hancioglu, E., Hepbasli, A., 2005. Mathematical modelling of drying of bay leaves, *Energy conversation and management*, 46, 1667-1679.

- Hamid, H., Yousef, H., Jafar, H., Mohammad, A., 2011, Antioxidant capacity and phytochemical properties of cornelian cherry (*Cornus mas* L.) genotypes in Iran, *Scientia horticulturae*, 129 (3), 459-463
- Hardaker, J., Huirne, R., Anderson, J., Lien, G., 2004. Coping with risk in agriculture. CABI Publishing, Cambridge, USA.
- Hassanpour, H., Hamidoghli, Y., Samizadeh, H., 2013. Estimation of genetic diversity in some Iranian cornelian cherries (*Cornus mas* L.) accessions using ISSR markers, *Biochemical systematics and ecology*, 48, 257-262, International Conference on Chemical, Environmental and Biological Sciences (CEBS-2015) March 18-19, Dubai (UAE), <http://iicbe.org/upload/4824C0315104.pdf>
- Hassanpour, H. and Ali Shiri, M., 2014. Propagation of Iranian Cornelian cherry (*Cornus mas* L.) by rooted stem cuttings, *Notulae scientiae biologicae*, 6 (2), 192-195
- Hazzoumi, Z., Moustakime, Y., Amrani Joutei, K., 2015. Variation in yield and composition of essential oil in *Pelargonium* sp. during the vegetative stage,
- Hernandez, Y., Lobo, M., Gonzalez, M., 2006. Determination of vitamin C in tropical fruits: A comparative evaluation of methods, *Food Chemistry*, 96, 654-664
- Hollenstein, H, 2003, Innovation model in the Swiss service sector: a cluster analysis based on firm-level data, *Research policy*, 32, 845-863
- Hristakieva, P., Oblakova, M., Lalev, M., 2009. Incubation and vital morphological traits in eggs from age-related turkeys, *Trakia journal of sciences*, 7 (1), 63-67
- Ivanov, P., 2014. High yields of wheat, but with poor grain quality, Bulgarian farmer
- Ivanova, D., Vitanova, I., Marinova, N., 2002. Study of some local varieties in the central Balkan region in Bulgaria, *Acta Hortic.*, 577, 169-172
- Keatley, M., Hudson, I., 2007. Citeseer, Shift in flowering dates of Australian plants related to climate: 983-2006, 504-510
<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.566.1791&rep=rep1&type=pdf>
- Kenneth, J., Intriligator, M., 1981. *Handbook of Mathematical Economics*,
- Kostadinov, A., Mollov, D., 2015. Competitiveness of Grain Producers in Bulgaria, *Economic and Social Alternatives*, 3, 91-105

- Kostecka, M., Szot, I., Czerneck, T., Szot, P., 2017. Vitamin C content of new ecotypes of Cornelian cherry (*Cornus mas L.*) determined by various analytical methods, *Acta Sci. Pol. Hortorum Cultus*, 16 (4), 53-61
- Lalev, M., Oblakova, M., Mincheva, N., Hristakieva, P., Ivanova, I. 2012. Evaluation of productive traits of chicken lines from the national gene pool, *Trakia Journal of Sciences*, 10 (10), 38-42
- Lalev, M., Mincheva, N., Oblakova, M., Hristakieva, P., Ivanova, I., 2014. Procena heterozisa, direktni i maternji aditivni efekti ukrštanja dve linije pilića White plymoth rock, *Biotechnology in animal husbandry*, 30(1), 103-114
- Landau, S., Everitt, B., 2004. A handbook of statistical analyses using SPSS, Charman & Hall/CRC, London,
http://www.academia.dk/BiologiskAntropologi/Epidemiologi/PDF/SPSS_Statistical_Analyses_using_SPSS.pdf
- Matev, A., Kirchev, H., Petrova, R., Popova, R., 2013. Comparative evaluation of formulas for establishment of „Yield-irrigation depthrelationship parameters for soybean, *Scientia Agriculturae*, 8(3), 126-132
- Mead, R., Curnow, R., Hastead, A., 2003. *Statistical Methods in Agriculture and Experimental Biology*, Chapman and Hall/CRC, New York
- Medrano, H., Escalona, J., Cifre, J., Bota, J., Flexas, J., 2003. A ten-year study on the physiology of two Spanish grapevine cultivars under field conditions: effects of water availability from leaf photosynthesis to grape yield and quality, *Functional Plant Biology*, 30 (6), 607-619
- Mokreva, T., Roichev, V., Dimova, D., 2001. Opportunities in MS EXCEL for analysis of the interaction gene type surroundings in agricultural culture, Agricultural University-Plovdiv, Bulgaria, *Scientific Works*, vol. XLVI, book 1, 79-84
- Mratinic, E., Aksic, M., Rakonjac, V., Miletic, R., Zikic, M., 2015. Morphological diversity of cornelian cherry (*Cornus mas L.*) populations in the Stara Planina Mountain, Serbia, *Plant systematics and evolution*, 301 (1), 365-374
- Omer, E., Said-Al Ahl, H., El Gendy, A., 2014. Yield and Essential Oil of Ajwain (*Trachyspermum ammi*) Plant Cultivated in Saline Soil of North Sinai in Egypt, *Journal of Essential Oil Bearing Plants*, v. 17(3), 469-477
- Pawlowska, A., Camangi, F., Braca, A., 2010. Quali-quantitative analysis of flavonoids of *Cornus mas L.* (Cornaceae) fruits, *Food chemistry*, 119 (3), 1257-1261

- Petek, M., Baspinar, H., Ogan, M., 2003. Effects of eggweight and length of storage period on hatchability and subsequent growth performance of quail. South African Society for Animal Science, 4, 242–247.
- Petek, M., Dikmen, S., 2004. The effects of prestorage incubation of quail breeder eggs on hatchability and subsequent growth performance of progeny. Animal Research, 53, 527–534.
- Popovic, B., Stajner, D., Kevresan, S., Bijelic, S., 2012, Antioxidant capacity of cornelian cherry (*Cornus mas L.*) – Comparison between permanganate reducing antioxidant capacity and other antioxidant methods, Food chemistry, 134 (2), 734-741
- Rejtő, J., Schuster, G., Feistritz, C., Quehenberger, P. et al. 2019. Correlation of Factor Levels with Bleeding Phenotype in Non-severe Hemophilia, Hamostaseologie, 39, 01-10
- Rezende, W., Borges, L., Alves, N., Ferri, P., Paula, J., 2013. Chemical variability in the essential oils from leaves of *Syzygium jambos*, v. 23(3), 433-440
- Rosenberg N., Burke, T., Elo, K., Feldman, M., Freidlin, P., Groenen, M., Hillel, J., Mäki-Tanila, Tixier-Boichard, M., Vignal, A., Wimmers, K., Weigend, S. 2001. Empirical Evaluation of Genetic Clustering Methods Using Multilocus Genotypes From 20 Chicken Breeds, Genetics, 159 (2) , 699-713
- Savegnano, R., Caetano, S. , Ramos, S., Nascimento, G., Schmidt, G., Ledur, M., Murani, D. 2011. Estimates of genetic parameters, and cluster and principal components analyses of breeding values related to egg production traits in a White Leghorn population, Poultry Science, 90, 2174-2188
- Savikin, K., Zdunic, G., Jankocic, T., Stanojkovic, T., Juranic, Z., Menkovic, N., 2009. In vitro cytotoxic and antioxidative activity of *Cornus mas* and *Cotinus coggygria*, Natural product research, 23 (18), 1731-1739
- Shi Xiao-cui, QIAN Yi, XIONG Jian-xing, 2006. Application of Fuzzy Mathematics Models in the Evaluation of Soil Heavy Metal Pollution, Chinese Journal of Soil Science, 2
- Stavovich, S., Calic, D., Mikovilovic, V., 2011. Correlation Between Environment and Essential Oil Production in Medical Plants, Advanced in Environmental Biology, v. 5(12), 465-468
- Tabachnick, B., Fidell, L., 2013. Using multivariate statistics, 6-th edition, Pearson.
- Tadano, R., Nakamura, A., Kino, K. 2012. Analysis of genetic divergence between closely related lines of chickens, Poultry Science, 91, 327-333

- Taktak, F., Ilbay, Z., 2016. Novel polymer-bentonite sorbent for recovery of antioxidant polyphenols by response surface methodology, *Polymer-plastics technology and engineering*, 55 (13), 1332-1343
- Topchiiska, M., Milusheva, S., Kamenova, I., 2002. Biological and immunoenzymic characteristics of plum pox potyvirus isolates on stone fruits in Bulgaria, *Acta Hortic.*, 577, 97-102
- Todorovic, V., Milenkovic, M., Vidovic, B., Todorovic, Z., Sobajic, S., 2017. Correlation between antimicrobial, antioxidant activity and polyphenols of alkalized/nonalkalized cocoa powders, *Journal of food science*, 83 (4), 1020-1027
- Tural, S., Koca, I., 2008, Physico-chemical and antioxidant properties of cornelian cherry fruits (*Cornus mas* L.) grown in Turkey, *Scientia horticulturae*, 116 (4), 362-366
- Urick, B., Mattingly, T., Mattingly, A. 2020. Relationship between regulatory barriers to entry and pharmacy technician wages, *Research in social and administrative pharmacy*, 16(2), 190-194
- Varian, H., 1997. "What Use Is Economic Theory?" in A. D'Autume and J. Cartelier, ed., *Is Economics Becoming a Hard Science?*, Edward Elgar.
- Ward, JH., 1963. Hierarchical grouping to optimize an objective function. *Journal of the American Statistical Association*, 58, 236-244.
- Wendler, T., Grottrup, S., 2016. *Data mining with SPSS modeler*, Springer
- Wricke, G., 1962. *Pflanzenzüchtung*, Bd. 47, N1, 92-96
- Yang, K., Lin, C., Huang, H., Liou, J., Wu, C., Huang, B. Ou, Chen, C., Lee, Y., Lin, E., Tang, P., Ding, S., Cheng, W., Huang, M. 2008. Expressed transcripts associated with high rates of egg production in chicken ovarian follicles, *Molecular and Cellular Probes*, 22 (1), 47-54
- Yilmaz, K., Ercisli, S., Zengin, Y., Sengul, M., Kafkas, E., 2009. Preliminary characterisation of cornelian cherry (*Cornus mas* L.) genotypes for their physico-chemical properties, *Food chemistry*, 114 (2), 408-412
- Zheljazkov, V., Cantrell, C., Astatkie, T., Jeliaskova, E., 2013. Distillation time effect on lavender essential oil yield and composition, *Journal Oleo Sciences*, v. 62(4), 195-199
- Zhivondov, A., 2009. First results of the nectarine breeding programme in Bulgaria, *Acta Hortic.* 825, 141-144

Zhivondov, A., Avanzato, D., Tzareva, I., 2007. Caratterizzazione carpologica e biochimica di selezioni di carnido (*Cornus mas* L.) reperite in Bulgaria, *Frutticoltura*, 6, 50-52