

UNIVERZITET U BEOGRADU
POLJOPRIVREDNI FAKULTET

Nenad G. Stojiljković

**PRIMENA MODELA SLUČAJNE REGRESIJE
ZA KVANTITATIVNO-GENETSKU ANALIZU
BROJA ŽIVOROĐENE PRASADI U LEGLU
KRMAČA**

doktorska disertacija

Beograd, 2024

UNIVERSITY OF BELGRADE
FACULTY OF AGRICULTURE

Nenad G. Stojiljković

**APPLICATION OF RANDOM REGRESSION
MODEL FOR QUANTITATIVE-GENETIC
ANALYSIS OF THE NUMBER OF LIVE-BORN
PIGLETS IN A SOW LITTER**

Doctoral Dissertation

Belgrade, 2024

Poljoprivredni fakultet Univerziteta u Beogradu

MENTOR:

Dr Dragan Radojković, redovni profesor
Poljoprivredni fakultet Univerziteta u Beogradu

ČLANOVI KOMISIJE:

1. _____

Dr Mladen Popovac, docent
Poljoprivredni fakultet Univerziteta u Beogradu

2. _____

Dr Dubravko Škorput, docent
Agronomski fakultet Univerziteta u Zagrebu

3. _____

Dr Vlado Vuković, redovni profesor
Fakultet za poljoprivredne nauke i hranu,
Univerziteta „Sv. Kiril i Metodij” u Skoplju

4. _____

Dr Čedomir Radović, naučni savetnik
Institut za stočarstvo, Beograd – Zemun

5. _____

Dr Marija Gogić, naučni saradnik
Institut za stočarstvo, Beograd – Zemun

Datum odbrane doktorske disertacije: _____

Zahvalnica

Veliku zahvalnost dugujem mentoru profesoru Dr Draganu Radojkoviću na usmeravanju, pomoći i sugestijama pri izradi ove doktorske disertacije, kao i na deljenju znanja iz oblasti selekcije i oplemenjivanja domaćih i gajenih životinja.

Zahvalan sam svim članovima komisije za odbranu doktorske disertacije koji su svojim sugestijama doprineli da disertacija dobije sadašnji oblik.

Zahvaljujem se mentoru iz Instituta za stočarstvo, Dr Mariji Gogić na pomoći pri izradi i pisanju doktorske disertacije.

Zahvaljujem se profesorima Dr Dubravku Škorputu i Dr Zoranu Lukoviću na pomoći pri izradi ove doktorske disertacije.

Zahvaljujem se svojoj matičnoj kući, Institutu za stočarstvo iz Beograda, kao i svim kolegama i kolegamicama koji su doprineli da ova disertacija bude završena.

Hvala rodbini i prijateljima koji su mi pomagali i bili podrška.

Najveću zahvalnost dugujem svojoj porodici, ocu Goranu, majci Veri, sestri Neveni i supruzi Krstini. Hvala Vam na ogromnoj podršci, razumevanju i strpljenju tokom svih ovih godina.

PRIMENA MODELA SLUČAJNE REGRESIJE ZA KVANTITATIVNO-GENETSKU ANALIZU BROJA ŽIVOROĐENE PRASADI U LEGLU KRMAČA

Nenad G. Stojiljković

SAŽETAK

Reproduktivne osobine krmača u Republici Srbiji nisu u velikoj meri zastupljene u odgajivačko-selekcijским programima, samim tim i biološki potencijal ovih osobina nije dovoljno iskorišćen. Uključivanjem reproduktivnih osobina krmača u selekcijske programe može se uticati pozitivno na ekonomsku isplativost u proizvodnji svinjskog mesa. Uzimajući navedeno u obzir, ovo istraživanje je najviše usmereno na utvrđivanje mogućnosti za genetsko poboljšanje osobina veličine legla krmača, kako bi se povećala produktivnost i ekonomska isplativost pri proizvodnji svinjskog mesa. Tokom izrade ove doktorske disertacije akcenat je stavljen na procenu genetskih parametara u cilju pouzdanije procene priplodne vrednosti što je od izuzetno velikog značaja s obzirom na uticaj ovog parametra na tačnost i pouzdanost procenjenih priplodnih vrednosti grla i posledično na efekte selekcije.

Procena genetskih parametara za niskonasledne osobine veličine legla krmača izvršena je primenom različitih metodskih postupaka i modela: metodom mešovitenih modela (model ponovljivosti i višeosobinski model) i metodom slučajne regresije. Primenom različitog pristupa osobinama (*repeatability* i *multirait*) i korišćenih modela za osobinu broj živorođene prasadi u analiziranoj populaciji krmača utvrđen je optimalni model za ocenu aditivne genetske varijanse i kovarijanse kako bi se utvrdila naslednost i povezanost (fenotipska i genetska), a sve sa ciljem stvaranja preduslova za što tačniju procenu priplodne vrednosti i postizanje većih efekata selekcije.

U ovom istraživanju analizirana je fenotipska i genotipska varijabilnost za broj živorođene prasadi (BŽP) u leglu krmača. Ova osobina je izabrana jer je u direktnoj i jakoj vezi sa ostalim osobinama veličine legla, kako pri prašenju, tako i pri zalučanju legla, a od nje je direktno zavisna i ukupna godišnja produktivnost krmača, kao i ekonomska efikasnost ove faze proizvodnog ciklusa u svinjarskoj proizvodnji. Analiza je izvršena na osnovu podataka sa tri farme svinja pojedinačno (A, B, C), kao i nakon objedinjavanja podataka u jedan set (ABC). Objedinjavanje podataka i istovremena genetska analiza su bile moguće zbog postojanja genetskih veza između životinja gajenih na analiziranim farmama. Prosečan BŽP na analiziranim farmama iznosio je 16,18 (A), 14,01 (B), 16,88 (C) i 16,06 (ABC).

Podaci o plodnosti krmača u periodu od 13 godina (2008-2020) su obuhvatili ukupno 58043 legla sa tri farme, koja su oprasile 18962 krmače. Istraživanjem su bili obuhvaćeni rezultati plodnosti četiri najčešća genotipa plodnih mesnatih rasa svinja na farmama u Republici Srbiji (Landras - L, Veliki Jorkšir - VJ, recipročni melezi - L^xVJ i VJ^xL). Broj krmača obuhvaćenih ovim istraživanjem po farmama kretao se od 3160 (farma B) do 10192 (farma A), dok se broj oprasanih legala kretao od 7823 (farma B) do 36200 (farma A). Nakon objedinjavanja sve tri farme u jedan set podataka (ABC) istovremeno je analizirano ukupno 58043 legala, koje su oprasile 18962 plotkinje. Primena korišćenih metodskih postupaka za analizu genetske varijabilnosti zahtevala je korišćenje podataka o poreklu (pedigre fajlova) koji su kreirani za tri generacije predaka. Pedigre fajl 1 (farma A) sadržao je 15478 individua, pedigre fajl 2 (farma B) sadržao je 4886 individua, pedigre fajl 3 (farma C) 10879 individua, a nakon objedinjavanja sve tri farme u jedan set podataka pedigre fajl (ABC) je sadržao ukupno 23543 individue.

Standardnim statističkim procedurama determinisani su uticaji koji statistički značajno dovode do variranja BŽP u leglu krmača. Optimalni modeli za genetsku analizu BŽP primenom svih metodskih postupaka sadržali su iste uticaje što je omogućilo objektivnije poređenje dobijenih rezultata. Sistematski uticaji uključeni u modele bili su: genotip plotkinje, sezona iskazana kao interakcija godine i meseca uspešnog pripusta, otac legla, trajanje prethodnog perioda zalučenje-oplodnja, uticaj farme, prašenje po redu, linearno regresijski uticaj trajanja prethodne laktacije, starost krmače pri prašenju kao kvadratna regresija ugnježdjena u okviru pariteta. Kao komponente varijanse (slučajni uticaji) u modele su bili uključeni: aditivni genetski uticaj životinje, permanentna okolina koju krmača pruža svojim uzastopnim leglima i uticaj legla u kome je životinja rođena.

U sva tri modela u ovom istraživanju kao genetska komponenta varijabilnosti uključen je slučajni uticaj individue, što ih u teoretskom smislu čini modelom životinje (engl. *Animal model*). Za izračunavanje komponenti varijanse neophodnih za procenu koeficijenata naslednosti i priplodne vrednosti, zbog strukture i karakteristika setova podataka korišćena je računaska procedura metod ograničene najveće verovatnoće (*REML*). Ovom metodom utvrđen je udeo pojedinačnih komponenti varijanse u ukupnoj fenotipskoj, kao i fenotipske i genotipske korelacije između ispitivanih osobina. Kada se osobina, kao što je BŽP u uzastopnim prašenjima, posmatra kao jedna osobina koja se više puta ponavlja u toku života individue (*repeatability* tretman), koristi se model ponovljivosti. U slučaju da se navedena osobina posmatra kao posebna osobina za svako prašenje tokom života individue (*multirait* tretman) primenjuje se višeosobinski ili slučajno regresijski model. Koeficijent naslednosti za osobinu BŽP pri upotrebi modela ponovljivosti iznosio je od 4,70 do 10,50%, zatim od 10,33% do 22,30% kod upotrebe višeosobinskog modela i od 4,33% do 12,60% pri upotrebi modela slučajne regresije. Genetska povezanost između BŽP u uzastopnim prašenjima kretala se od 0,491 do 0,996 kada je procenjena višeosobinskim modelom, a modelom slučajne regresije od -0,573 do 1,000.

Procenat genetskog doprinosa životinja sa jedne farme drugoj utvrđen je metodom *protok gena*. Genetski doprinos krmača i nerasta sa jedne određene farme u drugoj predstavljen je kao procenat gena koji potiču sa druge farme. U analiziranom periodu (2008-2020. godina) najveći protok gena utvrđen je između farmi B i C. Udeo gena sa farme B na farmi C iznosio je 78%. Isto tako, zabeležen je visok procenat (65%) kretanja gena sa farme B ka farmi A. Najmanji procenat kretanja gena, odnosno priplodnih krmača i nerasta, je bio sa farme C ka farmama A i B (0,20%). Procenat gena koji potiču sa drugih farmi na farmi B je bio 0,20% sa farme C i 10% sa farme A.

Postojanje određenog stepena povezanosti između farmi uključenih u genetsku evaluaciju je osnovni preduslov za procenu priplodne vrednosti sa zadovoljavajućom tačnošću. Metodom *Stepen povezanosti* izmerena je povezanost između farmi uključenih u analizu. Između sve tri farme (A, B i C) utvrđena je visoka povezanost koja se kretala u intervalu od 0,976 do 1,000.

Priplodne vrednosti i njihova pouzdanost procenjene su korišćenjem istog modela (*repeatability* model) kako bi se obezbedilo adekvatno poređenje vrednosti između analiziranih farmi. Utvrđena je pouzdanost procenjene priplodne vrednosti za svako pojedinačno grlo, zatim prosečna pouzdanost priplodne vrednosti za sva grla na farmi i na kraju prosečna pouzdanost priplodne vrednosti za sva grla na sve tri farme zajedno. Na analiziranim farmama prosečna pouzdanost se kretala u intervalu od 0,710 do 0,822. Najmanja pouzdanost procenjenih priplodnih vrednosti utvrđena je za životinje sa farme B, prosečno 0,710 dok su životinje na farmi A imale veću prosečnu pouzdanost procenjene priplodne vrednosti u odnosu na grla sa farmi B i C.

Rezultati dobijeni u ovom istraživanju ukazuju da je slučajno regresijski model prilagođeniji i bolji za procenu genetskih parametara za longitudinalne osobine veličine legla krmača u odnosu na model ponovljivosti i višeosobinski model. Prednost ovog modela je što ne zavisi od pretpostavke da su korelacije između veličine legla u različitim paritetima visoke u odnosu na model ponovljivosti. Takođe, sa slučajno regresijskim modelom je moguće odrediti procenat genetske varijabilnosti odgovoran za „fenotipsku putanju” krmače, odnosno za veličinu legla u svakom paritetu. Metoda

protok gena pogodna je za brzo i jednostavno izračunavanje i utvrđivanje postojanja genetske veze između životinja koje potiču sa farmi uključenih u genetsku evaluaciju. Utvrđivanjem postojanja genetskih veza moguće je raditi poređenje životinja koje potiču sa različitih farmi sa visokom pouzdanošću. Visoka povezanost između farmi određena metodom *stepen povezanosti* ukazuje da je moguće sprovoditi genetsku evaluaciju svih životinja sa uključenih farmi u analizu istovremeno sa visokom pouzdanošću. Sve tri analizirane farme posluju u okviru iste kompanije, što pored postojanja genetskih veza dodatno utiče na visok stepen povezanosti jer se metoda *stepen povezanosti* zasniva na korelaciji između procenjenih efekata zapata. Takođe, nakon spajanja podataka sa farmi A, B i C u jedan set podataka došlo je do povećanja prosečne pouzdanosti procene priplodne vrednosti. Ovo ukazuje na to da se zajedničkom analizom posmatranih farmi može povećati pouzdanost procene priplodne vrednosti za BŽP, čime bi se postigli veći efekti selekcije.

KLJUČNE REČI: krmače, broj živorođene prasadi, heritabilitet, model ponovljivosti, višeosobinski model, slučajno-regresijski model, priplodna vrednost, model životinje, genetska povezanost

NAUČNA OBLAST: Biotehničke nauke

UŽA NAUČNA OBLAST: Opšte stočarstvo i oplemenjivanje domaćih i gajenih životinja

UDK BROJ: 519.23:636.4.082(043.3)

APPLICATION OF RANDOM REGRESSION MODEL FOR QUANTITATIVE-GENETIC ANALYSIS OF THE NUMBER OF LIVE-BORN PIGLETS IN A SOW LITTER

Nenad G. Stojiljković

SUMMARY

In the Republic of Serbia sow reproductive traits have not been represented in breeding and selection programmes therefore a biological potential of these traits has not been used enough. By including sow reproductive traits in selection programmes the economic profitability in pork production can be positively affected upon. Taking this into account the research is mostly focused on identifying the possibilities of genetic improvement of the traits of sow litter size in order to increase productivity and economic profitability in pig meat industry. During composing this doctoral thesis the focus was on estimation of genetic parameters with the goal of obtaining more reliable evaluation of breeding value which is essential taking into account the impact of this parameter on accuracy and reliability of animal evaluated breeding values and consequently on selection effects.

The estimation of genetic parameters for low-heritability traits of litter size in sows was performed by applying different methodological procedures and models: mixed model method (repeatability model and multi-trait model) and random regression method. By applying different treatments (repeatability and multi-trait) and models for a trait number of live born piglets in the analyzed sow population, the most optimal model for the assessment of additive genetic variance and covariance was determined in order to define their heredity and connection (phenotypic and genetic), with the aim of obtaining, as accurate as possible, estimation of breeding value and further achieving greater effects of selection.

In this study, phenotypic and genotypic variability of the number born-alive piglets (NBA) in a litter of sows were analyzed. This trait was chosen because it is in a direct and strong relationship with the other traits of litter size, both at farrowing and weaning and the total reproductive efficiency of sows at an annual level, as well as an economic efficiency of this phase of production cycle in pig production that is directly dependent on it. The analysis was performed on the basis of data obtained from three pig farms (A, B, C) and upon combining data from all three farms into one set (ABC). Combining all three farms into one data set was possible due to the presence of genetic links between the animals reared on the analyzed farms. The average NBA on the analyzed farms was 16.18 (A), 14.01 (B), 16.88 (C) and 16.06 (ABC).

Data on sow fertility in a 13-year period (2008-2020) included a total of 58,043 litters farrowed by 18,962 sows on all three farms. The research included reproductive characteristics of the four most common fertile meat breed genotypes in pigs reared on the farms in the Republic of Serbia (Landrace-L, Large White-LW, L^xLW and LW^xL). The number of sows per farm included in this research ranged from 3160 (Farm B) to 10192 (Farm A) being the lowest - 7823 (Farm B) and the highest - 36200 (Farm A). After combining all three farms into one data set (ABC), a total of 58,043 litters farrowed by 18,962 sows were analyzed at the same time. For applying the methodological procedures used in the analysis of genetic variability data the animal origin (pedigree files) created for three generations of ancestors was needed. Pedigree files 1 (PED1), 2 (PED2) and 3 (PED3)

contained 15478, 4886 and 10879 individuals, respectively, and upon merging all these three farms into one data set, pedigree file 4 (PED4) with a total of 23543 individuals was formed.

Standard statistical procedures were used to determine the effects that lead to a statistically significant variation of NBA in a sow's litter. The optimal models for a genetic analysis of NBA that used all methodological procedures contained the same effects enabling a more objective comparison of the results obtained. Systematic influences included in the models were: genotype of the female, season expressed as an interaction of year and month of successful mating, sire of the litter, parity, duration of the previous weaning-fertilization period, influence of the farm, parity, i.e. order of farrowing, linear regression effect of duration of previous lactation, age of sow at farrowing as quadratic regression nested within the parity. The models included following variance components (random effects): additive genetic effect, permanent litter environment provided by the sow to her successive litters, and the effect of the litter in which the animal was born.

In all three models in this research, the random influence of the individual is included as a genetic component of variability, which makes them a hypothetical animal model. To calculate the components of variance necessary for the estimation of heritability coefficients and breeding value, the restricted maximum likelihood method (REML) calculation procedure was used. This method determined the share of individual components of variance in the total phenotypic, as well as phenotypic and genotypic correlations between the tested traits. When a trait such as NBA is observed in several consecutive farrowings as one trait that repeats itself several times during the individual's life (repeatability treatment), the repeatability model is used. In the case when the specified trait is considered as a separate trait for each farrowing during the life of an individual animal (multi-trait treatment), a multi-trait or random regression model is applied. The heritability coefficient for the NBA trait when using the repeatability model ranged from 4.70 to 10.50%, from 10.33% to 22.30% when using the multi-trait model, and from 4.33% to 12.60% when using the random regression model. The genetic association between NBA in consecutive farrowings, when evaluated by the multi-trait model, ranged from 0.491 to 0.996, and by random regression model from -0.573 to 1.000.

The percentage of genetic contribution of animals from one farm to another was determined by the *gene flow* method, and represents the genetic contribution of sows and boars from one particular farm to another as a percentage of genes on one farm that originate on another farm. In the analyzed period (2008-2020), the highest gene flow was determined between farms B and C. The share of genes from farm B to farm C was 78%. Likewise, a high percentage (65%) of gene movement from farm B to farm A was recorded. The lowest percentage of gene movement, i.e. breeding sows and boars, was from farm C to farms A and B (0.20%). The percentage of genes originating from other farms in farm B was 0.20% from farm C and 10% from farm A.

The presence of a certain degree of connection between the farms included in the genetic evaluation is a basic prerequisite for the evaluation of breeding value with satisfactory accuracy. *Connectedness rating* method was used to measure the connection between the farms included in the analysis. Between all three farms (A, B and C) a high correlation was found and ranged from 0.976 to 1.000.

Breeding values and their reliability were estimated using the same model (repeatability model) in order to ensure an adequate comparison of breeding values between analyzed farms. Reliability was calculated for all estimated breeding values and an average reliability was derived for each individual farm and for all three farms combined. The reliability of estimated breeding values for studied farms ranged from 0.710 to 0.822. The lowest reliability of estimated breeding values was at farm B, averaging 0.710. Farm A had a higher average reliability of estimated breeding value compared to farms B and C.

The results obtained in this research show that random-regression model is more adapted and suitable for estimating the genetic parameters for longitudinal traits of sow litter size in relation to model of repeatability and multi-trait model. An advantage of this model lies in the fact that it does not depend on the hypothesis that correlation between the size of litter in different parities is complete in relation to repeatability model. In addition, with random-regression model it is possible to determine a percentage of genetic variability responsible for "phenotypic path" in sow, that is, for litter size in each parity. The method of *gene flow* is suitable for rapid and simple calculation and determination of the existence of the genetic relationship between animals originating from the farms included in genetic evaluation. By determining the existence of genetic relationships between several farms it is possible to compare animals that come from different farms with a high reliability. A high correlation between the farms determined by the method of *connectedness rating* indicates that it is possible to simultaneously conduct genetic evaluation of all the farms included with high reliability. All three farms included in the analysis operate in the same company, what besides existence of genetic association, further impacts a high level of correlation since the *connectedness rating* method is based on relationship between estimated effects of litter. In addition, upon merging the data from farms A, B and C into one data set there occurred an increase in mean reliability of estimation of breeding value. This demonstrates that by mutual analysis of examined farms a reliability of the estimation of breeding value for NBA can be increased making achieving better selection effects possible.

KEY WORDS: sows, NBA, heritability, repeatability model, multi-trait model, random-regression model, REML, animal model, genetic association

SCIENTIFIC FIELD: Biotechnical Sciences

NARROW SCIENTIFIC FIELD: General animal science and breeding of domestic and farm animals

UDC NUMBER: 519.23:636.4.082(043.3)

Sadržaj:

1. UVOD	1
2. PREGLED LITERATURE	4
2.1. Selekcija na veličinu legla krmača	4
2.2. Sistematski i slučajni uticaji na varijabilnost veličine legla krmača	6
2.2.1. Sistematski uticaji	6
2.2.1.1. Uticaj genotipa	7
2.2.1.2. Uticaj sezone	9
2.2.1.3. Uticaj starosti pri prašenju i pariteta	9
2.2.1.4. Uticaj oca legla	10
2.2.1.5. Uticaj dužine trajanja prethodne laktacije	10
2.2.1.6. Uticaj trajanja prethodnog perioda zalučenja-oplodnja	11
2.2.2. Slučajni uticaji	12
2.2.2.1. Uticaj legla u kome je životinja rođena	12
2.2.2.2. Uticaj permanentne okoline plotkinje koju pruža svojim uzastopnim leglima	13
2.2.2.3. Direktna aditivni genetski uticaj životinje	14
2.3. Statistički modeli za procenu genetskih parametara osobina veličine legla krmača	16
2.3.1. Metodologija mešovityh modela - Model ponovljivosti (<i>Repeatability Model</i>)	19
2.3.2. Metodologija mešovityh modela - Višeosobinski model (<i>Multitrait Model</i>)	19
2.3.3. Metod slučajne regresije - Slučajni regresijski model (<i>Random Regression Model</i>)	20
2.4. Povezanost osobina veličine legla	21
2.5. Protok gena (<i>Gene Flow</i>) i stepen povezanosti između farmi (<i>Connectedness rating</i>)	22
2.6. Pouzdanost procene priplodne vrednosti	23
3. MATERIJAL I METOD RADA	24
3.1. Struktura podataka na analiziranim farmama	25
3.2. Korišćeni modeli za analizu podataka primenom različitih metodskih postupaka	27
3.2.1. Model ponovljivosti (<i>Repeatability Model</i>)	29
3.2.2. Višeosobinski model (<i>Multitrait Model</i>)	31
3.2.3. Slučajni regresijski model (<i>Random Regression Model</i>)	34
3.3. Protok gena (<i>Gene Flow</i>)	36
3.4. Stepem povezanosti između farmi (<i>Connectedness rating</i>)	36
3.5. Pouzdanost procene priplodne vrednosti	37
4. REZULTATI I DISKUSIJA	38
4.1. Fenotipska varijabilnost broja živorođene prasadi	38

4.1.1. Fenotipska varijabilnost broja živorođene prasadi pod uticajem genotipa.....	40
4.1.2. Fenotipska varijabilnost broja živorođene prasadi pod uticajem sezone.....	41
4.1.3. Fenotipska varijabilnost broja živorođene prasadi pod uticajem starosti pri prašenju i pariteta	43
4.1.4. Fenotipska varijabilnost broja živorođene prasadi pod uticajem oca legla	46
4.1.5. Fenotipska varijabilnost broja živorođene prasadi pod uticajem dužine trajanja prethodne laktacije.....	48
4.1.6. Fenotipska varijabilnost broja živorođene prasadi pod uticajem trajanja prethodnog perioda zalučenje-oplodnja.....	50
4.2. Genotipska varijabilnost broja živorođene prasadi.....	52
4.2.1. Model ponovljivosti (<i>Repetability Model</i>).....	53
4.2.2. Višeosobinski model (<i>Multitrait Model</i>)	55
4.2.3. Slučajni regresijski model (<i>Random Regression Model</i>).....	59
4.2.4. Povezanost osobina veličine legla	63
4.3. Protok gena između životinja na analiziranim farmama	66
4.4. Stepen povezanosti između farmi	67
4.5. Pouzdanost procenjene priplodne vrednosti.....	68
5. ZAKLJUČAK.....	70
6. LITERATURA	75
7. PRILOZI.....	83
8. BIOGRAFIJA AUTORA	92
9. IZJAVA 1.....	93
10. IZJAVA 2.....	94
11. IZJAVA 3.....	95

1. Uvod

Sektor svinjarske proizvodnje predstavlja jednu od najvažnijih grana u stočarstvu, zbog proizvodnje velike količine mesa za ljudsku ishranu i potencijalno velike ekonomske dobiti koja se može ostvariti pri proizvodnji svinjskog mesa. Zbog navedenih razloga i selekcija svinja na ekonomski značajne osobine predstavlja jedan od najznačajnijih izazova u svinjarskoj proizvodnji. U industriji proizvodnje svinjskog mesa osobine od najvećeg značaja za rentabilnost i ekonomsku isplativost se mogu podeliti na osobine porasta i kvaliteta mesa i reproduktivne osobine. Genetsko unapređenje osobina porasta i kvaliteta mesa se postiže relativno brzo zbog srednje do visoke naslednosti ovih osobina. Suprotno tome, reproduktivne osobine krmača imaju nizak koeficijent naslednosti koji usporava brzo poboljšanje ovih osobina. Ipak, uključivanje reproduktivnih osobina u selekcijske programe značajno doprinosi povećanju ekonomske isplativosti u proizvodnji svinjskog mesa.

U našoj zemlji reproduktivne osobine nisu u dovoljnoj meri zastupljene u odgajivačko-seleksijskim programima, iako se unapređenjem ovih osobina značajno povećava rentabilnost svinjarske proizvodnje. Biološki potencijal reproduktivnih osobina plemenitih rasa krmača koje se gaje u Republici Srbiji nije dovoljno iskorišćen. Sve navedeno dobija na velikom značaju uzimajući u obzir da je reproduktivne osobine, kao što je veličina legla krmača, lako beležiti i meriti u proizvodnim uslovima, što omogućava njihovo uključivanje u odgajivačko-seleksijske programe relativno lako. Uzimajući navedeno u obzir, akcenat tokom izrade ove doktorske disertacije je stavljen na utvrđivanje mogućnosti za genetsko unapređenje osobina veličine legla krmača, čime bi se omogućilo povećanje produktivnosti i ekonomske isplativosti pri proizvodnji svinjskog mesa.

U prošlosti reproduktivne osobine krmača nisu u dovoljnoj meri uključivane u komercijalne odgajivačke programe zbog brojnih ograničenja i sporo su poboljšavane takozvanom fenotipskom selekcijom, za razliku od osobina porasta i kvaliteta mesa. Niska naslednost, negativna povezanost između direktnog aditivnog genetskog i uticaja majke, mali broj jedinki u nukleus populaciji, ispoljavanje samo kod ženskih individua i relativno stariji uzrast grla pri ispoljavanju, razlozi su sporog unapređenja osobina veličine legla krmača. Sa druge strane, postojanje značajne direktne aditivne genetske varijabilnosti za veličinu legla, zajedno sa dostupnim podacima o mnogobrojnim srodnicima, s obzirom da je reč o multiparaj vrsti domaćih životinja, otvara mogućnost uspešne selekcije na osobine veličine legla krmača.

Veličina legla obuhvata složenu kombinaciju fizioloških i morfoloških osobina kao što su npr. stopa ovulacije, opstanak embriona i kapacitet materice. Nakon prašenja, veličina legla se meri kroz broj živorođene, mrtvorodene, ukupnorodene i zalučene prasadi. Iako je komercijalna važnost broja zalučenih prasadi velika, široko rasprostranjeni postupak egalizacije legala krmača koje su se oprasile u isto vreme, ovu osobinu čini teškom za praćenje i selekcionisanje u proizvodnim uslovima. Visoke genetske korelacije između ukupno i živorođenih prasadi omogućava selekciju samo jedne od njih. Sa druge strane, davanje prednosti u seleksijskim programima osobini broj ukupno rođene prasadi može rezultirati povećanjem broja mrtvorodene prasadi. Zbog toga se osobini broj živorođene prasadi daje prednost u selekcijsko-odgajivačkim programima. Na osnovu navedenog, pregleda literature i poznavanja selekcijskog rada u oblasti svinjarstva u Republici Srbiji, broj živorođene prasadi je izabran kao ključna osobina koja je predmet analize u ovoj disertaciji.

Razvoj informacionih sistema i statističkih modela omogućio je pouzdaniji selekcijski rad na unapređenju niskonaslednih reproduktivnih osobina krmača. Metoda najboljeg linearno nepristrasnog predviđanja (engl. *Best Linear Unbiased Prediction- BLUP*), statistička procedura zasnovana na metodologiji mešovitog modela (engl. *Mixed Model Metodology- MMM*), je najčešći izbor pri kreiranju selekcijskih programa u odgajivačkim organizacijama, kompanijama ili u slučaju kada se selekcija vrši na nacionalnom nivou. Procena genetskih parametara je prvi korak pri genetskoj

evaluaciji pomoću *BLUP* metode. Računska procedura metoda ograničene najveće verovatnoće (engl. *Restricted Maximum Likelihood- REML*), zbog objektivnosti i prilagođenosti strukturi podataka, se najčešće koristi pri proceni genetskih parametara. Kada se u *MMM* uključi slučajni aditivni genetski uticaj životinje kao genetska komponenta varijabilnosti, takav model se naziva model individue ili model životinje (engl. *Animal model- BLUP-AM*). Procena genetskih parametara i priplodne vrednosti svinja primenom *BLUP-AM* je danas postala standardna metoda koja se koristi u zemljama sa razvijenom i savremenom svinjarskom proizvodnjom. Prethodno navedene tvrdnje potkrepljene su kako fenotipskim, tako i genetskim trendovima reproduktivnih osobina krmača različitih selekcijsko-odgajivačkih asocijacija i kompanija. S obzirom na to da je u ovoj disertaciji poseban naglasak stavljen na procenu genetskih parametara u cilju pouzdanije procene priplodne vrednosti, ova disertacija je relevantna za populaciju svinja plemenitih genotipova u Republici Srbiji jer na njoj do sada nije široko primenjena selekcija pomoću *BLUP-AM* modela.

Osnovni preduslov za uspešno definisanje odgajivačkog programa, sa ciljem genetskog unapređenja reproduktivnih osobina krmača, jeste jasno određivanje odgajivačkih ciljeva. Savremeni odgajivački programi u svinjarstvu kao jedan od glavnih ciljeva navode proizvodnju što većeg broja živorođenih prasadi. Navedeno zahteva primenu optimalnih metoda za precizniju procenu komponenti varijanse, da bi sa povećanom tačnošću povećali i efekat selekcije preko pouzdanije procene priplodne vrednosti. Efekti selekcije su direktno proporcionalni tačnosti procenjene priplodne vrednosti, odnosno tačnosti procene komponenti varijanse.

Glavni cilj ove disertacije bio je da se procene genetski parametri za broj živorođene prasadi različitim tretmanima ove osobine i modelima, kao što su model ponovljivosti, višeosobinski model i slučajni regresijski model. Najčešće primenjivanim modelom ponovljivosti se postiže značajan genetski napredak, ali se poslednjih godina primenjuje i savremeniji slučajni regresijski model. Zbog toga je u okviru ove disertacije sprovedena kvantitativno-genetska analiza osobina veličine legla krmača u cilju utvrđivanja da li je slučajni regresijski model pogodniji za ispitivane longitudinalne osobine (veličina legla) koje se menjaju tokom vremena po određenoj zakonomernosti. Pored primene novih i modernijih modela za genetsku evaluaciju, prikazana je i važnost postojanja genetskih veza između životinja na različitim farmama koje su bile obuhvaćene istraživanjem. Metodama *protok gena između farmi* (engl. *Gene Flow*) i *stepen povezanosti između farmi* (engl. *Connectedness rating*) utvrđuje se postojanje genetskih veza i direktan uticaj tih veza na tačnost procene komponenti varijanse i priplodne vrednosti. Osnovne hipoteze ove disertacije zasnivale su se na sledećim pretpostavkama:

- Sve ispitivane osobine statistički značajno variraju pod uticajem negenetskih i genetskih faktora.
- Reproductivne osobine spadaju u grupu nisko naslednih osobina.
- Tačnost procene fenotipskih i genetskih parametara za broj živorođene prasadi zavisi od primenjenog modela (model ponovljivosti, višeosobinski model, slučajni regresijski model) i obima podataka uključenih u analizu, kao i postojanja genetskih veza između analiziranih populacija (*metoda protok gena između farmi* i *stepen povezanosti između farmi*).
- Kvantitativno-genetska analiza broja živorođene prasadi u leglu krmača (osobina koje se u toku produktivnog života plotkinje po određenoj zakonomernosti menjaju u uzastopnim prašenjima) izvršena uz primenu modela slučajne regresije daje tačniju ocenu fenotipskih i genotipskih (ko)varijansi u poređenju sa rezultatima dobijenim primenom modela ponovljivosti i višeosobinskog modela, zbog bolje prilagođenosti longitudinalnim podacima.

Rezultati dobijeni pri izradi ove disertacije poslužiće u daljem selekcijskom radu pri kreiranju najoptimalnijih modela za procenu genetskih parametara i priplodne vrednosti za osobine

veličine legla pri prašenju. Analiza fenotipske i genetske varijabilnosti omogućiće preciznije definisanje odgajivačkih ciljeva i kriterijuma za selekciju, sa fokusom na genetsko unapređenje ekonomski značajnih osobina krmača.

2. Pregled literature

U skladu sa ciljem istraživanja ove doktorske disertacije, sumirani su rezultati najvažnijih literaturnih izvora koji se odnose na fenotipsku i genotipsku varijabilnost reproduktivnih osobina krmača. Pregledom literature obuhvaćeni su relevantni izvori koji analiziraju različite uticaje na varijabilnost reproduktivnih osobina krmača.

Uticaji uključeni u modele i strategije za postizanje optimalnih modela su usklađeni sa relevantnim literaturnim izvorima i iskustvima autora koji su se bavili sličnom tematikom. Sistematski i slučajni uticaji uključeni u modele za procenu komponenti varijanse i priplodne vrednosti, uz uvažavanje biologije plodnosti i korišćenih metoda selekcije, bili su predmet analize u okviru pregleda literature. Pored uticaja, predstavljena je i metoda mešovityh modela (*MMM*) i prednosti, kao i rezultati njene primene pri selekciji krmača na osobine veličine legla. Sve prethodno navedeno je urađeno da bi se stvorili uslovi za što tačniju procenu genetskih parametara, preko kojih bi se direktno uticalo na tačnost procene priplodne vrednosti, a posledično i na efekat selekcije reproduktivnih osobina krmača.

2.1. Selekcija na veličinu legla krmača

Sve reproduktivne osobine krmača su u osnovi određene genetskim činionicima, međutim, njihovo ispoljavanje kontrolišu i brojni negenetski uticaji, kao i očinska i majčinska komponenta. Plodnost nerastova utiče direktno na osobine veličine legla preko libida, volumena ejakulata, koncentracije i pokretljivosti spermatozoida, procenata oplodjenih krmača i povadañja. Majčinska komponenta se sastoji iz osobina koje indirektno utiču na osobine veličine legla, kao što su npr. ovulaciona vrednost, sposobnost preživljavanja embriona, dužina materičnih rogova i mnoge druge. Uticaj ovih osobina se teško prati u uslovima intenzivne proizvodnje, zbog čega se one retko uključuju u selekcijske programe, iako su jako bitna komponenta. Reproductivne osobine krmača, koje su sastavni deo majčinske komponente, a koje se relativno lako prate u proizvodnim uslovima i čiji ostvareni rezultati se redovno beleže na farmama, mogu se podeliti na dve grupe (*Radojković, 2007; Stančić, 2014*). Prvu grupu čine osobine veličine legla: broj živorođene prasadi (BŽP), broj mrtvorodene prasadi (BMP), ukupnorodene prasadi (BUR) i zalučene prasadi (BZP), kao i individualna masa prasadi na rođenju i zalučenju. Pojedine osobine iz ove grupe su neizostavni deo odgajivačko-selekcijskih programa poboljšanja reproduktivnih osobina krmača. Drugu grupu osobina čine različiti periodi reprodukcionog ciklusa krmača, i to: period od rođenja do oplodnje i prašenja, redni broj prašenja (paritet), trajanje graviditeta, laktacije i period zalučenje-oplodnja. Za razliku od prve grupe, ovu grupu osobina ne karakteriše distribucija normalne raspodele, što zahteva primenu posebnih modela pri genetskoj evaluaciji kao što je na primer model sa pragom (engl. *threshold*) (*Radojković, 2007; Plaengkaeo, 2021*). Pored toga, ove osobine se koriste često u modelima kao fiksni i regresijski uticaji na ostvarenu plodnost krmača, kao što je prikazano u istraživanjima: *Radojković, 2007; Popovac i sar., 2012; Škorput, 2013; Škorput i sar., 2014; Popovac, 2016; Radojković i sar., 2018; Ogawa i sar., 2019; Sell-Kubiak i sar., 2019; Ogawa i sar., 2023; Yang i sar., 2023*.

Selekcija osobina plodnosti kod krmača na osnovu fenotipa nije pružala zadovoljavajuće rezultate, zbog niske naslednosti tih osobina. Nakon toga, kako bi se povećala veličina legla, razvijene su različite metode i modeli koji su omogućili kontinuirani rast ovih osobina. Pored direktne fenotipske selekcije, sprovedeni su i eksperimenti sa indirektnom selekcijom, kako bi se povećala veličina legla. Povećanje kapaciteta materice (dužine materičnih rogova), smanjenje uginuća embriona i povećanje stope ovulacije proučavani su kao komponente koje mogu pozitivno uticati na veličinu legla (*Johnson i sar., 1999; Rosanedo i sar., 2007; Da Silva i sar., 2018*). U slučaju kada osobine imaju nisku naslednost, manifestacija heterozis efekta je najveća, što za posledicu ima široku primenu ukrštanja između rasa kao efikasnog načina povećanja veličine legla krmača (*Kosovac i sar., 2005; Radojković, 2007; Ibáñez-Escriche i sar., 2011*). Formiranje visokoplodnih linija ili zapata

(famijska selekcija), na osnovu identifikacije i odabira hiperplodnih krmača, bio je pokušaj da se poveća veličina legla, što je davalo određene rezultate, ali samo u slučaju kada su ispunjeni mnogobrojni uslovi (Luković, 2006). Uvođenje metode selekcijskih indeksa omogućilo je selekciju na veći broj osobina istovremeno, uzimajući u obzir povezanost između njih, kao i ekonomsku vrednost selekcionisanih osobina. Iako je ova metoda doprinela značajnom genetskom napretku reproduktivnih osobina krmača, suočila se sa određenim nedostacima, kao što je npr. pretpostavka da životinje proizvode pod identičnim uslovima spoljašnje sredine, što je gotovo nemoguće obezbediti u praksi (Radojković, 2007; Endris, 2020). Razvojem metodologije mešovitih modela (MMM) uz korišćenje informacija o srodstvu, računarskih kapaciteta i velikih setova podataka, omogućena je precizna identifikacija genetski superiornih plotkinja i brže genetsko unapređenje ekonomski značajnih osobina (Henderson, 1975; Henderson, 1982; Mrode, 2005). Primena ove metodologije pruža najbolje nepristrasno predviđanje priplodne vrednosti individua (BLUP-AM) i predstavlja moćan alat pri genetskoj evaluaciji osobina veličine legla krmača, što je prikazano u radovima brojnih autora: Radojković, 2007; Škorput i sar., 2014; Radojković i sar., 2014; Popovac, 2016; Radojković i sar., 2018; Sell-Kubiak i sar., 2019; Ogawa i sar., 2019; Yu i sar., 2022. Poslednjih godina intenziviran je razvoj molekularno-genetskih metoda i njihova primena pri selekciji krmača na reproduktivne osobine. Razvijeni su brojni SNP (engl. *Single Nucleotide Polymorphism*) čipovi i otkriveni geni koji imaju ulogu u ekspresiji reproduktivnih osobina krmača, što za posledicu može imati preciznu identifikaciju i uspešniju selekciju na veličinu legla krmača (Sell-Kubiak i sar., 2022). Primena genomske selekcije, svakako, predstavlja budućnost, ali složeni genetski mehanizmi koji utiču na reproduktivne performanse su još uvek uglavnom nepoznati (Iso-Touru, 2022).

Iako su osobine veličine legla niskonasledne i u ukupnoj varijabilnosti ovih osobina genetski uticaji su u maloj meri zastupljeni, selekcijom ovih osobina može se postići značajan pozitivan selekcijski odgovor (Sato, 2006; Radojković, 2007; Konata i sar., 2020). Procena koeficijenta naslednosti pruža indikaciju stope genetskog napretka koji se može postići kada se sprovodi genetska selekcija. Mada su procene koeficijenata naslednosti za osobine veličine legla male, neophodno je da se krmače biraju na osnovu genetskih vrednosti kako bi se osiguralo dugotrajno poboljšanje (Dube i sar., 2012; Radojković i sar., 2018). Brojna istaživanja potvrdila su da se genetski napredak u ukupnoj reproduktivnoj efikasnosti krmača može postići najefikasnije primenom selekcije na veličinu legla (Noguera i sar., 2002; Sato, 2006; Dube i sar., 2012; Luković i Radojković, 2013; Krupa i Wolf, 2013; Costa i sar., 2016; Sell-Kubiak i sar., 2019; Sell-Kubiak, 2021).

U zavisnosti od organizacije sistema i vođenja matične evidencije, kada se sprovodi genetska evaluacije osobina veličine legla najčešći izbor su BŽP i BZP. Već pomenuti postupak egalizacije legala krmača koje su se oprasile u približno isto vreme, kao i visoka genetska korelacija između BŽP i BUR, čini osobinu BŽP kao prvi izbor kada se selekcionišu veličina legla krmača (Luković, 2006; Sato, 2006; Radojković, 2007; Škorput, 2013). Za uspešno definisanje odgajivačkog programa, sa fokusom na genetsko unapređenje kvantitativnih osobina, neophodno je određivanje odgajivačkih ciljeva. Savremeni odgajivački programi u industriji proizvodnje svinjskog mesa kao jedan od glavnih ciljeva navode proizvodnju što većeg broja živorođenih prasadi (Chen i sar., 2019). Ova osobina direktno utiče na produktivnost krmača, što dalje utiče na celokupni proizvodni ciklus, sa tovljenicima kao finalnim proizvodom. BŽP se beleži u skoro svim sistemima praćenja proizvodnih rezultata u reprodukciji krmača. Značajno je napomenuti da prilikom određivanja fenotipske vrednosti za BŽP, postoji minimalna greška u poređenju sa evidencijom BUR ili BMR, što je posledica različitih pristupa u tretmanu mumificirane i zakržljale prasadi (Radojković, 2007).

U svojoj studiji Langemeier (2023) navodi da poboljšanje u proizvodnim performansama, kao što je veličina legla krmača, utiče direktno na broj krmača potrebnih za snabdevanje tržišta svinjskim mesom, usled povećanja potražnje i izvoza bio bi potreban mnogo veći broj krmača za proizvodnju tovljenika, da se veličina legla nije povećavala. Isti autor navodi da je ukupna svinjarska proizvodnja u SAD-u za period od 1993. do 2022. godine porasla za 68%, sa malim povećanjem broja

krmača od 4,4%, a kao jedan od glavnih uzroka tog trenda je povećanja BŽP od 0,105 po leglu godišnje. U Mađarskoj populaciji svinja, povećanje veličine legla pri prvom prašenju za 1 prase po leglu, imalo je za posledicu povećanje broja odbijenih prasadi po krmači godišnje za 2,38 (od 18,33 do 20,71) zalučenih prasadi, što je direktno uticalo na povećanje profita po krmači godišnje (Houscak, 2010). U svom radu Kodak i sar. (2022) BŽP predstavljaju kao jednu od najvažnijih osobina sa ekonomskog stanovišta i da pored koeficijenta konverzije hrane ima najveći ekonomski značaj u svinjarskoj proizvodnji. Baumgartner (2011) navodi da je od 1990. do 2010. godine prosečan BŽP povećan u Danskoj sa 11 na 14, a u Holandiji sa 10 na 13, sa daljom tendencijom rasta ove osobine. Danas mnoge genetske kompanije prijavljuju ostvarene rezultate od čak 20 živorođenih prasadi po leglu krmače, dok je u Danskoj ovaj broj na nivou populacije iznosio 18,1 u 2020. godini (InterPIG report 2021). Prosečan BŽP u leglu krmača na teritoriji centralne Srbije u 2021. godini za sve genotipove pod kontrolom produktivnosti iznosio je 12,3 (Stručni izveštaj Instituta za stočarstvo, 2022), dok je u 17 zemljama Evropske Unije, koje su uključene u mrežu InterPIG (InterPIG report 2021), ovaj broj bio 15.

Selekcija na osobine veličine legla različitim metodskim postupcima, sa brojem živorođene prasadi kao jednom od prioritetnih osobina, bila je predmet analize brojnih autora: Chen i sar., 2003; Luković, 2006; Radojković, 2007; Dube i sar., 2012; Škorput, 2013; Škorput i sar., 2014; Ogawa i sar., 2019; Škorput i sar., 2016; Radojković i sar., 2018; Sell-Kubiak i sar., 2019; Sell-Kubiak, 2021; Konta i sar., 2020; Stojiljković i sar., 2022; Yang i sar., 2023.

2.2. Sistematski i slučajni uticaji na varijabilnost veličine legla krmača

Različiti uticaji dovode do varijabilnosti veličine legla krmača pri prašenju i zalučenju. Pri razvoju i korišćenju modela za procenu komponenti varijanse i priplodne vrednosti osobina veličine legla krmača važno je dobro razumeti biologiju plodnosti, kao i prepoznati ključne sistematske i slučajne uticaje koji dovode do variranja u pogledu ispoljenosti ovih osobina. BŽP kao jedna od najvažnijih osobina veličine legla varira pod uticajem raznih genetskih i faktora spoljne sredine, uključujući njihove međusobne interakcije.

U dobro organizovanim farmskim sistemima proizvodnje jednostavno se beleže različiti činiooci spoljašnje sredine, što omogućava njihovo uključivanje u modele u cilju preciznije ocene genetskih komponenti varijanse. Podaci o reprodukciji krmača beleže se i rutinski prikupljaju na modernim industrijskim farmskim sistemima, što omogućava procenu priplodne vrednosti primenom MMM. Ovi podaci bi trebalo da se redovno ažuriraju, što treba da omogući stalno poboljšanje modela i posledično precizniju procenu priplodne vrednosti krmača tokom vremena za istu individu BLUP-AM metodom.

Modeli za procenu genetskih parametara i priplodne vrednosti se sastoje od fiksnog i slučajnog dela. Fiksni deo modela sastoji se najčešće od uticaja spoljne sredine, dok se slučajni deo može sastojati i od genetskih i uticaja spoljne sredine. Različite kombinacije uticaja u modelima kreiranim za procenu genetskih parametara i priplodne vrednosti osobina veličine legla krmača predstavljeni su u radovima sledećih autora: Luković i sar., 2003; Luković, 2006; Radojković, 2007; Škorput, 2013; Popovac, 2016; Radojković i sar., 2018; Konta i sar., 2020; Stojiljković i sar., 2021; Kodak i sar., 2022; Stojiljković i sar., 2022; Yang i sar., 2023.

2.2.1. Sistematski uticaji

Uticaji uključeni u fiksni deo modela za procenu genetskih parametara i priplodne vrednosti, obično se dele na dve grupe (Luković, 2006; Škorput, 2013). Prvu grupu čine oni koji se relativno lako determinišu i beleže u proizvodnim uslovima, kao što su npr. sezona prašenja, paritet, otac legla, starost pri oplodnji, genotip i mnogi drugi. Druga grupa se sastoji od uticaja koje nije lako razdvojiti i uključiti u modele, već se preko kombinacije različitih činilaca (lakših za praćenje i merenje)

minimizira njihov uticaj na varijabilnost veličine legla krmača i to su najčešće bolesti, ishrana i specifičnosti tehnologije na farmi.

Mnoga istraživanja naglašavaju važnost poznavanja biologije plodnosti krmača i primenjenih tehnoloških postupaka na farmama u cilju minimiziranja uticaja spoljne sredine na varijabilnost osobina veličine legla pri proceni genetskih parametara (*Alfonso i sar., 1997; Estany i sar., 2002; Luković, 2006; Radojković, 2007; Dube i sar., 2012; Luković i Radojković, 2013; Škorput, 2013; Popovac, 2016; Dobrzański i sar., 2020; Sell-Kubiak, 2021; Ogawa i sar., 2023*). Takođe, u ovim istraživanjima navodi se da reproduktivni ciklus krmača čine faze koje relativno konstantno traju, kao što su bremenitost i dužina laktacije (određena tehnološkim rešenjem na farmama), dok sa druge strane, intervali reproduktivnog ciklusa, kao što su trajanje perioda zalučenje-oplodnja i interval između prašenja predstavljaju faze koje variraju u velikoj meri i značajno utiču na varijabilnost osobina veličine legla.

2.2.1.1. Uticaj genotipa

Varijacije u veličini legla krmača različitih rasa, kao i između meleza dobijenih ukrštanjem različitih rasa i linija, su u velikoj meri pod kontrolom genotipa. Genotip ima značajnu ulogu u ekspresiji osobina veličine legla, s obzirom na to da su u osnovi genetski određene sve funkcije tela (*Zhang i sar., 2000; Dedović, 2015; Zak i sar., 2017; Getmantseva i sar., 2020*). Neke rase imaju genetske predispozicije za veću proizvodnju prasadi, odnosno veličinu legla, ali isto tako postoje i značajne varijacije unutar rasa. Rase svinja se najčešće dele na terminalne i plodne mesnate rase, poznate i kao materinske rase. Terminalne rase karakteriše manja veličina legla u poređenju sa materinskim rasama. Plodne mesnate rase, kao što su Landras i Veliki Jorkšir, karakteriše veliki broj živorođene prasadi (*Radojković i sar., 2007; Wähner i Brüssow, 2009; Živković i sar., 2018; Ogawa sar., 2019; Radović i sar., 2023*). Kineska rasa svinja Meišan, ima izrazito veliku plodnost, međutim, malo se koristi za oplemenjivanje drugih rasa zbog negativnog dejstva na osobine mesnatosti (*Zhang i sar., 2000*). Brojna istraživanja potvrdila su značajan uticaj genotipa na varijabilnost veličine legla krmača (tabela 1).

S obzirom da su osobine veličine legla niskonasledne, a imajući u vidu da je heterozis efekat posebno izražen kod osobina sa niskim heritabilitetom, ukrštanje različitih rasa se često primenjuje kao efikasan način poboljšanja ovih osobina. Heterozis efekat utiče na povećanje veličine legla krmača preko povećanja vitalnosti i životne sposobnosti embriona (*Lee i Haley, 1995; Vincek, 2005; Radojković, 2007; Lawlor i Lynch, 2007*). Prednosti i rezultate korišćenja heterozis efekta za povećanje veličine legla krmača istakli su sledeći autori: *Cassady i sar., 2002; Petrović i sar., 2002; Kosovac i sar., 2005; Luković, 2006; Nielsen i sar., 2013; Škorput, 2013; Thirstrup i sar., 2014; Popovac, 2016; Noguera i sar., 2019; Stojiljković i sar., 2021; Sell-Kubiak, 2021*.

Tabela 1. Prosečan broj živorođene prasadi (BŽP) različitih genotipova

Genotip krmače	Prosečan BŽP	Literaturni izvor
Veliki Jorkšir	10,61	<i>Chen i sar., 2003</i>
	9,29	<i>Luković, 2006</i>
	10,26	<i>Rosendo i sar., 2007</i>
	10,60*	<i>Wolf i Wolfova, 2012</i>
	10,46	<i>Dube i sar., 2012</i>
	9,71	<i>Dube i sar., 2013</i>
	9,44	<i>Lukač i sar., 2014</i>
	9,10*	<i>Ogawa i sar., 2019</i>
	9,10*	<i>Konta i sar., 2020</i>
	11,04	<i>Alam i sar., 2021</i>
12,81	<i>Yang i sar., 2023</i>	
Landras	10,44	<i>Chen i sar., 2003</i>
	9,34*	<i>Kosovac i sar., 2005</i>
	10,07	<i>Luković, 2006</i>
	10,80*	<i>Wolf i Wolfova, 2012</i>
	10,12	<i>Lukač i sar., 2014</i>
	8,89*	<i>Lukač i sar., 2016</i>
	10,64	<i>Popovac, 2016</i>
	10,59	<i>Costa i sar., 2016</i>
	9,20*	<i>Ogawa i sar., 2019</i>
	12,48	<i>Camargo i sar., 2020</i>
9,20*	<i>Konta i sar., 2020</i>	
10,63	<i>Alam i sar., 2021</i>	
11,73	<i>Yang i sar., 2023</i>	
VJxL	10,41	<i>Luković, 2006</i>
	9,78	<i>Lukač i sar., 2014</i>
	10,08	<i>Popovac, 2016</i>
LxVJ	9,21*	<i>Kosovac i sar., 2005</i>
	10,85	<i>Luković, 2006</i>
	9,72	<i>Lukač i sar., 2014</i>

*BŽP samo za prvi paritet.

2.2.1.2. Uticaj sezone

Pri proceni genetskih parametara i priplodne vrednosti osobina veličine legla krmača, uticaj sezone pripusta ili uspešnog prašenja je neizostavni deo linearnih modela (*Luković, 2006; Radojković, 2007; Škorput, 2013; Costa i sar., 2016; Popovac, 2016; Kramarenko i sar., 2020; Konta, i sar., 2020; Stojiljković i sar., 2022; Yang i sar., 2023*). Na savremenim industrijskim farmama se zahvaljujući tehnološkim rešenjima najčešće minimizira uticaj sezone na reproduktivne performanse. Međutim, i pored stvaranja ujednačenih uslova mikroklimata tokom cele godine, moguće je da sezona i dalje ima uticaj na plodnost krmača i nerastova. Poslednjih godina usled globalnih klimatskih promena, koje dovode do čestih ekstremnih promena temperature, sezonski uticaj na ostvarene rezultate plodnosti krmača i nerastova može postati još izraženiji (*Hörtenhuber i sar., 2020*).

Kada se sezonski uticaj uključi u modele za procenu genetskih parametara osobina veličine legla i postavi kao kombinacija godine i meseca uspešne oplodnje, na ovaj način se obuhvataju kratkoročne promene uslova životne sredine, kao i potencijalno dugoročni efekti selekcije na osobine veličine legla krmača ukoliko se analizira veći broj godina (*Škorput, 2013*). Kratkoročne promene veličine legla u toku jedne kalendarske godine najčešće su posledica temperaturnih kolebanja i drugih nepoznatih izvora variranja (npr. bolesti, ishrane) (*Luković, 2006*). Iako se krmače gaje u zatvorenim objektima sa kontrolisanim mikroklimatom, u istraživanju *Thornton (2010)* navedeno je da visok intenzitet selekcije na poboljšanje performansi svinja utiče na ubrzanje metabolizma i veći pritisak na mehanizme fiziološke regulacije, što za posledicu ima veću osetljivost grla čak i na mala temperaturna kolebanja.

U radovima *Untaru i sar. (2011)* i *Yang i sar. (2023)* utvrđen je uticaj sezone prašenja na ostvarene rezultate plodnosti krmača. Ovi autori su sezonu prašenja podelili na četiri dela (proleće, leto, jesen, zima). Krmače osemenjene u toplijem delu godine imale su manju veličinu legla, nego krmače osemenjene tokom hladnijih zimskih meseci. U zavisnosti od toga da li životinje proizvode u uslovima umerene kontinentalne klime, ili u predelima gde su temperaturna kolebanja mnogo više izražena, istraživači dele sezonu na dva, četiri ili čak 12 perioda (meseci) u toku godine. Podelu sezone pripusta na 12 kalendarskih meseci u toku godine i njen značajan uticaj na ostvarene reproduktivne performanse krmača predstavili su u svojim radovima sledeći autori: *Tummaruk i sar., 2001; Luković i sar., 2004; Serenius i sar., 2004; Luković, 2006; Luković i sar., 2007; Radojković, 2007; Škorput, 2013; Radojković i sar., 2014; Popovac, 2016; Stojiljković i sar., 2022*.

2.2.1.3. Uticaj starosti pri prašenju i pariteta

Uzimajući u obzir cenu koštanja hranidbenog dana i druge predviđene tehnološke mere, nazimice bi trebalo u optimalno vreme uvoditi u reprodukciju, kako bi se postigla ekonomski isplativa proizvodnja u svinjarstvu. Zbog toga se uticaju starosti pridaje velika pažnja pri odabiru priplodnih krmača. Kod nazimica i krmača se uticaj starosti pri prašenju analizira na dva načina: kao fiziološka i kao hronološka starost krmača. Pravovremeno uvođenje nazimica u reprodukciju se može predstaviti kao efekat starosti pri prvom prašenju i izražava se u danima, mesecima, godinama i predstavlja hronološku starost. *Stančić (2014)* navodi da je BŽP najveći kod plotkinja koje su kao nazimice koncipirale sa starošću od 220 do 240 dana (hronološka starost) u drugom ili trećem pubertetskom estrusu (fiziološka starost).

Fiziološka starost predstavlja indikaciju procesa polnog sazrevanja nazimica i izražava se kao broj pubertetskih estrusa pre prve oplodnje. Prema istraživanju *Luković (2006)* zapaža se da BŽP ima tendenciju rasta pri osemenjavanju nazimica sa povećanjem starosti do određene granice, nakon čega se održava na istom nivou, a zatim postepeno opada. Ovo povećanje se objašnjava povećanjem stope ovulacije i kapaciteta materice kod nazimica u kasnijim estrusima. Fizičko povećanje kapaciteta materice prati sazrevanje neurohormonalne osovine koja uključuje interakciju između hipotalamusa, hipofize i jajnika (*Radojković, 2007*). Ova interakcija ima za posledicu povećanje ovulacione

aktivnosti tokom uzastopnih polnih ciklusa. Međutim, sa povećanjem starosti nazimice primećuje se smanjenje broja i kvaliteta folikula u jajnicima, što može dovesti do smanjenog broja jajnih ćelija spremnih za oplodnju. Ovo smanjenje plodnosti može uticati na smanjenje broja živorođene prasadi u leglu krmača. Dakle, period izloženosti jajnika hormonima i njihova sposobnost da odgovore na ove signale mogu značajno uticati na plodnost i veličinu legla krmača (Stančić, 2014; Carrión-López i sar., 2022). Povećanje veličine legla sa povećanjem starosti utvrđeno je i od strane Tummaruk i sar., 2001; Škorput, 2013; Sell-Kubiak i sar., 2018; Stojiljković i sar., 2021.

Kod krmača fiziološka starost se meri kroz redni broj prašenja, odnosno paritet. Prema istraživanjima brojnih autora veličina legla krmača varira sa paritetom, povećavajući se do trećeg prašenja, a nakon petog postepeno opada (Wolf i sar., 2005; Vincek, 2005; Radojković, 2007; Škorput, 2013; Popovac, 2016; Kramarenko i sar., 2020). Takođe, nakon trećeg i kasnijih prašenja promene u broju živorođene prasadi nisu toliko izražene kao u prva dva pariteta i mogu se objediniti u jednu paritetnu klasu (Luković, 2006). U modelima se redni broj prašenja obično uključuje kao fiksni uticaj, dok se starost pri prašenju tretira kao regresijski uticaj. Međutim, ova dva uticaja su međusobno povezana, najviše pri prvom prašenju. Razlike u starosti kada nazimice dostignu drugi pobertetski estrus, kao i njihovo ponašanje, dovode do značajne varijabilnosti uzrasta u okviru prvog i kasnijih pariteta. Ova dva uticaja su u međusobnoj interakciji zbog širokog spektra mogućih uzrasta u okviru pariteta. Zbog toga se u modelima za procenu genetskih parametara i priplodne vrednosti osobina veličine legla ova dva uticaja kombinuju, što je predstavljeno u radovima sledećih autora: Marois i sar., 2000; Kim, 2001; Luković i sar., 2007; Radojković, 2007; Škorput, 2013; Radojković i sar., 2014; Popovac, 2016; Stojiljković i sar., 2022. U radovima pomenutih autora zbog paraboličnog trenda kada se posmatraju ova dva uticaja zajedno, najčešće se interakcija između njih modelira kao kvadratna regresija ugnježdjena u okviru prašenja po redu.

2.2.1.4. Uticaj oca legla

Na BŽP direktno utiče nerast - otac legla preko kvaliteta semena korišćenog za oplodnju (broj i pokretljivost spermatozoida) i kroz genetski potencijal za implantaciju i opstanak embriona nakon koncepcije (Škorput, 2013; Stančić, 2014). Prilikom genetske evaluacije osobina veličine legla, važno je razlikovati oca legla od oca krmače. Iako otac legla ima značajan genetski uticaj, važno je uzeti u obzir i faktore okoline, poput različitog razblaženja ejakulata, kao i visoke temperature pri uzimanju istog, bolesti, zatim, interakciju između nerasta i radnika pri uzimanju ejakulata i drugo.

U svom istraživanju Luković (2006) konstatuje razliku u prosečnoj veličini legla krmača od 6,3 živorođenih prasadi u zavisnosti od oca legla. Autor je zaključio da razlike između najboljeg i najslabijeg oca legla nisu slučajne i da se procene mogu smatrati pouzdanim, zbog relativno velikog broja legala po nerastu- ocu legla. Zbog navedenog, neophodno je pri genetskoj evaluaciji osobina veličine legla krmača uključiti ovaj uticaj kao fiksni, što je potvrđeno i u radovima: Chen i sar., 2003; Luković i sar., 2007; Radojković, 2007; Wolf i Wolfova, 2012; Škorput, 2013; Radojković i sar., 2014; Popovac, 2016; Konta, i sar., 2020; Stojiljković i sar., 2022.

2.2.1.5. Uticaj dužine trajanja prethodne laktacije

Broj živorođene prasadi u leglu i dužina trajanja prethodne laktacije su povezani preko vremena neophodnog za involuciju materice, složenih procesa u okviru pripreme jajnika za ovulaciju i perioda neophodnog za odmor krmače, kako bi se umanjile posledice stresa izazvane prašenjem. Dužina laktacije na savremenim industrijskim farmama je određena tehnološkim rešenjima. Obično traje 3-4 nedelje (uz preporuku u skladu sa obezbeđivanjem dobrobiti životinja da ne bude kraća od 28 dana, osim u izuzetnim slučajevima) i ne bi trebalo da traje kraće od 21 dan (Radojković, 2007; Škorput, 2013; Stančić, 2014). Kod krmača sa kraćom laktacijom od 21 dan dolazi do teže implantacije embriona, zbog nedovršene involucije materice. S druge strane, sa dužom laktacijom od 28 dana može doći do fiziološke iscrpljenosti, što za posledicu može imati manju veličinu legla

(Luković, 2006). Pravilnikom o uslovima za dobrobit životinja propisano je da dužina laktacije ne bi trebalo da traje kraće od 28 dana, da bi bila u skladu sa dobrobiti gajenih životinja (*Pravilnik o uslovima za dobrobit životinja u pogledu prostora za životinje, prostorija i opreme u objektima u kojima se drže, uzgajaju i stavljaju u promet životinje u proizvodne svrhe, načinu držanja, uzgajanja i prometa pojedinih vrsta i kategorija životinja, kao i sadržini i načinu vođenja evidencije o životinjama: 6/2010-34, 57/2014-27, 152/2020-59, 115/2023-6*).

U zavisnosti od trajanja laktacije, BŽP se povećao od 0,33 do 0,48 u narednom paritetu, kada je laktacija produžena sa 24 na 48 dana navode Čop i sar. (2004). Tendencija rasta BŽP sa produženjem trajanja laktacije zabeležena je i u radu Vincek (2005), sa produženjem laktacije od 4 dana BŽP se povećao sa 10,06 na 10,13. Rezultati istraživanja Luković (2006) i Luković i sar. (2007) ukazuju da se sa produženjem laktacije pozitivno utiče na povećanje BŽP u narednom leglu. I prašenje i zalučenje se smatra stresnom situacijom za krmače, što dovodi do povećanja nivoa estrogena, a posledica toga može biti povećana smrtnost embrina i manje leglo pri narednom prašenju (Wähner i sar., 2009). Sve navedeno ukazuje na značajan uticaj ovog parametra na variranje osobina veličine legla.

Pri analizi uticaja trajanja prethodne laktacije na osobine veličine legla krmača, istraživači primenjuju dva pristupa u statističkim modelima. Jedan je posmatranje ovog uticaja kao klasnog (podela perioda laktacije na više klasa u zavisnosti od dužine trajanja), a drugi je tretman kao linearnog regresijskog uticaja. Modeliranje trajanja prethodne laktacije kao linearno regresijskog uticaja pri genetskoj evaluaciji osobina veličine legla prikazano je u sledećim istraživanjima: Luković i sar., 2003; Luković, 2006; Luković i sar., 2007; Radojković, 2007; Neto i sar., 2009; Radojković i sar., 2014; Škorput, 2013; Popovac, 2016. Povećanje BŽP između 0,26 i 0,41 u slučaju produženja laktacije za 10 dana zabeleženo je radu Luković (2006). U istom istraživanju utvrđeno je da podela laktacije na intervale (1-18, 19-34, 35-60 dana) nije značajno uticala na povećanje tačnosti procenjenih genetskih parametara za osobinu BŽP. Zbog toga se preporučuje modeliranje ovog uticaja kao linearne regresije.

2.2.1.6. Uticaj trajanja prethodnog perioda zalučenje-oplodnja

Kod krmača tokom perioda zalučenje-oplodnja dolazi do intenzivnih hormonalnih promena koje dovode do pojave estrusa (Stančić, 2014). Ova neproaktivna faza reprodukcionog ciklusa plotkinja, praćena intenzivnim hormonalnim promenama u organizmu krmače, ima veliki uticaj na veličinu narednog legla (Radojković, 2007). Statistički značajan uticaj trajanja prethodnog perioda zalučenje-oplodnja na osobine veličine legla utvrdili su sledeći autori: Vincek, 2005; Luković, 2006; Luković i sar., 2007; Radojković, 2007; Neto i sar., 2009; Škorput, 2013; Radojković i sar., 2014; Popovac, 2016; Koketsu i sar., 2017; Yatabe i sar., 2019; Stojiljković i sar., 2022.

Pored genetskih, mnogo faktora spoljne sredine obuhvaćeno je uticajem trajanja perioda zalučenje-oplodnja pri genetskoj evaluaciji veličine legla krmača. Neblagovremeno osemenjavanje i utvrđivanje estrusa, kondicija, razne bolesti i drugo može biti obuhvaćeno ovim uticajem. Kada se osemenjavanje plotkinja ne izvrši u odgovarajućem trenutku dolazi do smanjenja procenta oplodjenih jajnih ćelija, a posledično i do smanjenja broja živorođene prasadi. Postepeno smanjenje BŽP u leglima krmača koje su oplodjene u periodu od 6 do 10 dana nakon zalučjenja, u odnosu na one koje su oplodjene 5. dana po završetku laktacije zabeleženo je u radovima: Luković i sar., 2004; Vincek, 2005; Radojković, 2007; Škorput, 2013. Skoro 90% krmača u radu koji su prikazali Tummaruk i sar. (2010) je imalo dužinu trajanja perioda zalučenje-oplodnja od 0 do 6 dana. Sličan trend zabeležen je i u radu Yatabe i sar. (2019). U svom istraživanju Luković i sar. (2004) su utvrdili da je najmanji BŽP bio kod krmača koje su koncipirale 6. i 7. dan nakon zalučjenja. Takođe, ovi autori su primetili da se BŽP povećava kod legla krmača koje su uspešno osemenjene 10 dana nakon zalučjenja. Najduži period zalučenje-oplodnja je zabeležen kod prvopraskinja, prosečno 9,5 dana u odnosu na ostale

krmače uključene u analizu (*Vincek, 2005*). Ovo se objašnjava time da prvopraskinje nisu završile svoj telesni razvoj, što dovodi do produženja trajanja ovog perioda.

Period zalučenje-oplodnja u modele za procenu genetskih parametara i priplodne vrednosti osobina veličine legla krmača se obično uključuje kao fiksni uticaj sa nivoima, što je prikazano u sledećim radovima: *Luković i sar., 2004; Luković, 2006; Luković i sar., 2007; Radojković, 2007; Škorput, 2013; Radojković i sar., 2014; Popovac, 2016; Stojiljković i sar., 2022*.

2.2.2. Slučajni uticaji

Pri proceni genetskih parametara osobina veličine legla krmača, važno je sagledati različite slučajne uticaje koji dovode do variranja ovih osobina. Uticaj legla u kome je životinja rođena, direktan aditivni genetski uticaj životinje i uticaj permanentne okoline plotkinje koju ona pruža svojim uzastopnim leglima, su najčešći slučajni uticaji koji se koriste pri genetskoj evaluaciji osobina veličine legla krmača.

Uticaj legla u kome je krmača rođena/odgajena povezan je sa samim leglom u kome je životinja rođena, odnosno uslovima u tom mikrookruženju koji su vladali tokom perioda laktacije i odgoja prasadi na sisi. Ovaj uticaj često značajno doprinosi varijabilnosti veličine legla plotkinja kada one postanu majke, budući da različiti uslovi tokom razvoja pojedinih legala mogu uticati na varijacije između njih. Na primer različiti načini ishrane, uslovi smeštaja, temperaturni uslovi, složeni oblici interakcija među prasadima u istom leglu, bolesti mogu imati veliki uticaj na razvoj plotkinja i njihovu kasniju plodnost, a obuhvaćeni su ovim uticajem.

Permanentna okolina krmače koju pruža svojim uzastopnim leglima uključuje faktore kao što su ishrana prasadi u leglu, tehnologija na farmi, sklonost ka određenim bolestima plotkinje i druge specifične i jedinstvene uticaje koje krmače mogu pružiti svojim uzastopnim leglima. Smatra se da između uslova u uzastopnim leglima jedne krmače ima više sličnosti nego između uslova u uzastopnim leglima različitih krmača, prvenstveno kao posledica individualnih materinskih karakteristika koje su dobrim delom uslovljene naslednim činiocima, pretežno neaditivnim, što pruža dovoljnu teoretsku podlogu za izdvajanje ovog uticaja kao potencijalnog izvora (odn. komponente) varijabilnosti osobina veličine legla. Ovaj uticaj može obuhvatiti značajan deo varijabilnosti veličine legla, stoga ga, kada je to moguće i opravdano, treba redovno uključivati u modele za procenu genetskih parametara.

Direktan genetski uticaj same životinje, predstavlja naslednu osnovu koju životinja prenosi na svoje potomstvo u pogledu veličine legla, kada se radi genetska evaluacija ovih osobina. Genetski uticaj igra ključnu ulogu u ekspresiji ovih osobina, i zbog toga je važno razdvojiti ga od ostalih i što preciznije oceniti. Uzimajući u obzir sve ove različite slučajne uticaje, procena genetskih parametara za osobine veličine legla je kompleksan, ali neophodan proces, kako bi se tačno indetifikovali genetski činiooci koji doprinose ovim važnim osobinama u svinjarskoj proizvodnji.

2.2.2.1. Uticaj legla u kome je životinja rođena

Zajedničkom okolinom plotkinja od trenutka prašenja do zalučenja, pa čak i nakon zalučenja ukoliko ostanu zajedno u odgoju, definiše se uticaj legla u kom su plotkinje rođene i/ili gajene. Ova zajednička okolina doprinosi sličnosti između životinja unutar istog legla, dok istovremeno može biti uzrok razlike između različitih legala (*Luković, 2006; Radojković, 2007*). Pod zajedničkom okolinom podrazumevaju se uticaji mikrokline prasilišta, majčinske sposobnosti (broj sisa, količina mleka), bolesti i ostali uticaji okoline. Takođe, važno je napomenuti da ovaj uticaj može sadržati i određene genetske komponente, kao što je dominacija i majčinske genetske efekte, ukoliko nisu uključeni u modele za genetsku evaluaciju osobina veličine legla krmača (*Bolet i sar., 2001*). Slučajnim uticajem zajedničke okoline legla u kome je životinja rođena objašnjava se obično od 0 do 5% varijabilnosti broja živorođene prasadi (*Radojković, 2007*).

U svom radu *Radojković (2007)* je od ukupne varijabilnosti BŽP od 1,2 do 2,8% objašnjeno uticajem legla u kome je životinja rođena/odgajena. U istom istraživanju autor je uočio da iako mali procenat ovog uticaja, činio je gotovo 50% aditivnog genetskog uticaja. Iz navedenih razloga, opravdano je uključiti ovaj uticaj u modele za genetsku evaluaciju. U analizi varijabilnosti BŽP na 4 farme udeo slučajnog uticaja zajedničke okoline legla iznosio je od 0,00 do 4,80% (*Škorput, 2013*). Uticaj zajedničke okoline legla u kome su krmače rođene u istraživanju *Urankar i sar. (2013)* nije ispoljio uticaj na ukupnu varijabilnost BŽP. U velikom broju istraživanja utvrđen je uticaj ovog faktora na varijabilnost osobina veličine legla, što je prikazano u tabeli 2.

Tabela 2. Udeo (%) slučajnog uticaja legla u kome su krmače rođene (I^2) u ukupnoj varijabilnosti osobina veličine legla u različitim istraživanjima

Autori	Frekvencija farmi	I^2 , %
<i>Urankar i sar., 2004</i>	4	0,10-1,60
<i>Luković i sar., 2004</i>	2	0,70-3,40
<i>Luković, 2006</i>	3	0,99-1,93
<i>Luković i sar., 2007</i>	1	1,00
<i>Škorput, 2013</i>	4	0,12-4,50
<i>Popovac, 2016</i>	1	0,40
<i>Radojković i sar., 2018</i>	1*	0,08-0,89

*od prvog do šestog prašenja.

2.2.2.2. Uticaj permanentne okoline plotkinje koju pruža svojim uzastopnim leglima

Pretpostavlja se da će rezultati merenja na istoj plotkinji pokazivati veću sličnost u poređenju sa merenjima na različitim životinjama, jer su sva merenja na istoj životinji sprovedena u skoro identičnom okruženju. Krmače često formiraju sličnu okolinu za svoja legla u većem obimu nego što to čine legla drugih krmača. Ovaj uticaj obuhvata kako faktore spoljne sredine, tako i genetske uticaje, i prati krmače tokom celog njihovog proizvodnog života. Pretpostavlja se da ovaj permanentni uticaj nastaje tokom odgoja plotkinja budućih krmača u istom okruženju i da nema direktne veze sa slučajnim uticajem životinje (*Radojković, 2007; Popovac, 2016*).

Uticaj permanentne okoline plotkinje koju pruža svojim uzastopnim leglima, kako navode *Luković (2006)* i *Radojković (2007)*, objašnjava najčešće od 5 do 10% ukupne varijabilnosti za osobinu BŽP. Isti autori preporučuju da se ovaj uticaj uvek uključuje u modele za genetsku evaluaciju osobina veličine legla u uzastopnim prašenjima kada se one posmatraju kao ponovljena merenja (*repeatability tretman*). Značaj ovog uticaja se ogleda i u tome da nekada može biti čak i zastupljeniji u ukupnoj varijabilnosti za osobinu BŽP u odnosu na aditivni genetski uticaj kao u radovima: *Urankar i sar., 2013; Škorput, 2013; Stojiljković i sar., 2022*.

Pri proceni genetskih parametara i priplodne vrednosti za osobinu BŽP u velikom broju istraživanja uključen je uticaj permanentne okoline plotkinje koju pruža svojim uzastopnim leglima kao slučajan uticaj, što je prikazano u tabeli 3. U ovoj tabeli je prikazan i procentualni udeo ovog uticaja u ukupnoj varijabilnosti BŽP u različitim istraživanjima koja su se odnosila na ovu osobinu.

2.2.2.3. Direktna aditivni genetski uticaj životinje

Direktna aditivni genetski uticaj predstavlja zbir malih efekata različitih gena koji zajedno utiču na ekspresiju određene osobine, kao što je BŽP. Roditelji prenose na potomstvo polovinu svojih gena, što pruža dovoljnu materijalnu osnovu za preciznu procenu aditivne genetske komponente varijanse na osnovu vlastitih i proizvodnih rezultata srodnika. Aditivna genetska komponenta variranja, kada se stavi u odnos sa ukupnom fenotipskom varijansom, dobija se koeficijent naslednosti, odnosno heritabilitet (h^2).

Aditivna genetska varijansa predstavlja osnov za selekciju i njen udeo, odnosno zastupljenost u ukupnoj fenotipskoj varijansi, određuje efekte selekcije. Reproductivne osobine imaju mali procenat zastupljenosti ove komponente u ukupnoj fenotipskoj varijansi, za razliku od osobina porasta i kvaliteta mesa, što usporava njihov brzi napredak pri selekciji (Đedović, 2015). Iako su procene koeficijenta naslednosti niske za osobine veličine legla, direktna aditivna genetska varijansa, koja se najčešće kreće oko 10%, može značajno doprineti postizanju genetskog napretka pri selekciji ovih osobina (Sato, 2006; Luković, 2006; Dube i sar., 2012; Škorput, 2013; Škorput i sar., 2016; Radojković i sar., 2018; Camargo i sar., 2020; Yang i sar., 2023).

Danas se procena aditivnog genetskog uticaja individue, odn. njena priplodna vrednost procenjuje primenom metodologije mešovitih modela (MMM), dok se neophodne komponente varijanse i kovarijanse potrebne za primenu ove metode utvrđuju metodom ograničene najveće verovatnoće (REML) i predstavljaju standardnu praksu u većini zemalja gde je svinjarska proizvodnja razvijena. Najbolje linearno nepristrasno predviđanje (BLUP) predstavlja karakteristiku rešenja MMM do kog se dolazi uz korišćenje matrice srodstva i primenjuje se za genetsku evaluaciju i ocenu aditivnog genetskog uticaja individue (Radojković, 2007). Prvi korak pri genetskoj evaluaciji putem BLUP metode je procena genetskih parametara, odnosno aditivnih genetskih varijansi i kovarijansi osobina (ako je reč o višeosobinskom - multitrait modelu). Ocene udela aditivne genetske varijanse u ukupnoj fenotipskoj za BŽP utvrđene pomoću REML metode različitim modelima (*repeatability*, *multitrait*, *random regression*) prikazane su u tabeli 3. Očigledno je na osnovu rezultata prikazanih u tabeli 3 da postoje varijacije u naslednosti BŽP između prvog i viših pariteta. Na ocenu genetske varijabilnosti za osobine veličine legla mogu uticati i obimi struktura podataka, dubina pedigrea i dr. Poznato je da mogu postojati razlike u naslednosti osobina između rasa, međutim Ehlers i sar. (2005) u svom istraživanju navode da je za krmače čiste rase i F1 meleze naslednost BŽP bila slična i da bi se moglo u cilju povećanja tačnosti procenjene priplodne vrednosti mogla raditi genetska evaluacija ovih genotipova zajedno. U istraživanju Luković i sar. (2007), autori su uporedili koeficijente naslednosti između tri tipa modela za osobinu BŽP i uočili značajne razlike između procenjenih aditivnih genetskih komponenti varijanse u zavisnosti od primenjenog modela. Takođe, Stojiljković i sar. (2022), su uočili da broj fenotipskih zapisa značajno utiče na tačnost ocene heritabiliteta za osobinu BŽP.

Tabela 3. Koeficijenti naslednosti za broj živorođene prasadi (BŽP)

Literaturni izvori	Paritet	Tip modela (broj osobina)	h^2	p^2	Slučajni uticaji
<i>Luković i sar., 2004</i>	1-6	<i>Multitrait (multitrait)</i>	0,102-0,130	-	a,l
	1-6	<i>RRM (single-trait)</i>	0,100-0,120	0,050-0,090	a,p,l
<i>Luković, 2006</i>	1-3 ≥	<i>Repetability (single-trait)</i>	0,107	0,050	a,p,l
	1-6	<i>RRM (single-trait)</i>	0,109-0,135	0,045-0,090	a,p,l
	1-6	<i>Multitrait (multitrait)</i>	0,102-0,145	-	a,p
<i>Radojković, 2007</i>	1-3 ≥	<i>Repetability (two-trait)</i>	0,066	0,051	a,p,l
<i>Luković i sar., 2007</i>	1-10	<i>RRM (single-trait)</i>	0,074-0,100	0,037-0,115	a,p,l
<i>Dube i sar., 2012</i>	1-8	<i>Repetability (multitrait)</i>	0,070	-	a
<i>Škorput, 2013</i>	1-3 ≥	<i>Repetability (single-trait)</i>	0,053	0,053	a,p,l
	1-6	<i>RRM (single-trait)</i>	0,055-0,084	0,006-0,028	a,p,l
	1-6 ≥	<i>Multitrait (multitrait)</i>	0,092-0,137	-	a,l
<i>Urankar i sar., 2013</i>	1-3 ≥	<i>Repetability (single-trait)</i>	0,076	0,091	a,p,l,h,s
<i>Škorput i sar., 2014</i>	1-6	<i>RRM (single-trait)</i>	0,070-0,260	0,020-0,100	a,p
	1-6	<i>Multitrait (multitrait)</i>	0,020-0,016	0,010	a,p
<i>Popovac, 2016</i>	1-3 ≥	<i>Repetability (multitrait)</i>	0,070	0,070	a,p,l
<i>Ogawa i sar., 2019</i>	1-7	<i>RRM (single-trait)</i>	0,11-0,15	0,07-0,16	a,p
<i>Lopez i sar., 2019</i>	1- <7	<i>Repetability (multitrait)</i>	0,128	0,059	a,p
	1-7+	<i>Multitrait (multitrait)</i>	0,131-0,192	-	a
<i>Sell-Kubiak, 2019</i>	1-10	<i>Repetability (multitrait)</i>	0,090	-	a,p
<i>Camargo i sar., 2020</i>	1-6 ≥	<i>Repetability (multitrait)</i>	0,090	-	a,p
<i>Konta i sar., 2020</i>	1	<i>Repetability (single-trait)</i>	0,120	-	a
	1; 2-8	<i>Repetability (two-trait)</i>	0,210; 0,160	0,220	a,p
<i>Yu i sar., 2022</i>	1-6 ≥	<i>Repetability (multitrait)</i>	0,090	0,071	a,p
<i>Yang i sar., 2023</i>	-	<i>Repetability (multitrait)</i>	0,145	-	a,p

a – aditivni genetski uticaj; l – uticaj legla u kome su krmače rođene/gajene; p – uticaj permanentne okoline krmače; h – uticaj stada; s – ostac legla.

2.3. Statistički modeli za procenu genetskih parametara osobina veličine legla krmača

Sa statističkog aspekta, uticaji se mogu postaviti u modele kao fiksni i slučajni (*Đedović, 2015*). Fiksni uticaji zahtevaju dovoljno informacija u dostupnim podacima kako bi bili uključeni u model, dok se slučajni uticaji mogu prepisati na beskonačni skup nivoa, pri čemu se pretpostavlja da je samo slučajan uzorak uključen u analiziranim podacima (*Luković, 2006*). Na grafikonu 1 je prikazana struktura slučajnih uticaja koji se potencijalno mogu uključiti u statističke modele za procenu genetskih parametara i priplodne vrednosti osobina veličine legla krmača.



Grafikon 1. Struktura slučajnih uticaja u statističkim modelima za procenu genetskih parametara (izvor: *Luković, 2006*)

Slučajni uticaji u statističkim modelima mogu biti genetski ili faktori spoljne sredine. Najčešće se u modelima za procenu genetskih parametara i priplodne vrednosti uzimaju u obzir samo aditivni genetski uticaji. Pored aditivnih genetskih modela, postoji interesovanje za modele koji uzimaju u obzir i neaditivne genetske efekte (*Luković, 2006*). Uticaj krmače na rezultate njenog potomstva ne ograničava se samo na genetske efekte, već uključuje i uticaje životne sredine, kao što su slučajni uticaji permanentne okoline plotkinje, uticaj legla u kome je životinja rođena. Analiza (ko)varijansi slučajnih varijabli koji utiču na veličinu legla je od suštinskog značaja kako bi se sa visokom pouzdanošću procenila priplodna vrednost. Neki uticaji mogu se smatrati fiksnim ili slučajnim, u zavisnosti od broja nivoa i broja posmatranja po nivou. Na primer, kao što je to često slučaj sa efektom stada ili farme, može se posmatrati kao fiksni ili slučajni u zavisnosti od cilja istraživanja, strukture podataka i da li se genetska evaluacija sprovodi na velikom ili malom broju farmi.

Pri razvoju modela za procenu genetskih parametara osobina veličine legla krmača, prvi korak pored izbora osobina je definisanje sistematskih uticaja. Fiksni deo modela, korišćen za osobine veličine legla, obično objašnjava mali udeo ukupne varijabilnosti. Razvoj optimalnog modela za genetsku evaluaciju sa značajnim fiksnim uticajima smanjuje pristrasnost pri proceni priplodne vrednosti. Uključivanje fiksnih uticaja od malog značaja povećava varijansu greške i tako smanjuje tačnost procenjenih genetskih parametara, a time i procenjene priplodne vrednosti.

Prikaz fiksnog dela modela koje su razvili i koristili u svojim analizama istraživači za procenu genetskih parametara i priplodne vrednosti za osobinu BŽP prikazan je u tabeli 4. Prva grupa obuhvata uticaje koji uključuju genetske komponente, kao što su otac legla, zatim genotip legla ili

krmače. Druga grupa čini uticaje spoljne sredine kao što su sezona, interakcija godina-mesec i drugo. Treća grupa obuhvata trajanje različitih faza reproduktivnog ciklusa i starost krmače pri osemenjavanju ili prašenju. Razlozi i biološka opravdanost za uključivanje ovih uticaja u fiksni deo modela, obrazloženi su u prethodnim poglavljima i iz tog razloga neće biti razmatrani ovde.

Grupa uticaja starost pri prašenju i trajanje različitih faza reproduktivnog ciklusa krmače (bremenitost, laktacija i period zalučenje-oplodnja) u modelima se uglavnom postavljaju kao regresijski uticaji. Ukoliko postoji opravdanost za to kao u radovima *Luković (2006)*, *Radojković (2007)*, *Škorput (2013)* i *Popovac (2016)*, trajanje uticaja zalučenje-oplodnja u modelima se može uključiti kao klasni uticaj. Ostale grupe uticaja se uključuju kao fiksni, sa ili bez interakcija sa drugim fiksni ili regresijskim faktorima. Paritet se u statističke modele postavlja kao klasni uticaj. U mnogim istraživanjima ako su uključeni kasniji pariteti, obično se objedinjavaju u jednu klasu, npr. tri i više ili šest i ostali pariteti kao jedna klasa. Neke studije kombinuju starost pri prašenju u okviru pariteta i predstavljaju ovaj uticaj kao kvadratnu regresiju. Širok spektar različitih sistematskih uticaja i interakcije između njih, moguće je uključiti u modele u zavisnosti od strukture podataka i osobina koje se analiziraju.

Tabela 4. Sistematski uticaji u modelima za genetsku evaluaciju broja živorođene prasadi (BŽP)

Literaturni izvor	Model	Genotip leglja	Genotip krmače	Genotip oca legla	Otac legla	Sezona pripusta-Interakcija godine i meseca	Sezona prašenja-Interakcija godine i meseca	Sezona prašenja	Godina prašenja	Farma, sezona, godina interakcija	Paritet	Uticaj starosti krmače pri osemenjavanju	Uticaj starosti krmače pri prašenju	Trajanje prethodnog perioda zalučenja-oplodnja	Trajanje prethodne laktacije	Farma
<i>Luković, 2006</i>	MT		+		+	+							LR, KR	+	LR	
	RRM		+		+	+					+		LR, KR	+	LR	
<i>Radojković, 2007</i>	R	+			+	+					+		LR, KR	+	LR	
<i>Dube i sar., 2012</i>	R							+		+						
<i>Urankar i sar., 2013</i>	R							+			+		LR			
<i>Škorput, 2013</i>	R		+		+	+					+		LR, KR	+		+
	MT		+		+	+							LR, KR	+	LR	+
	RRM		+		+	+					+		LR, KR	+		+
<i>Škorput i sar., 2014</i>	RRM				+		+			+						
<i>Sell-Kubiak i sar., 2019</i>	R									+	+	+				
<i>Ogawa i sar., 2019</i>	RRM			+				+	+							+
<i>Konta i sar., 2020</i>	R			+				+	+		+					+
<i>Camargo i sar., 2020</i>	R							+	+							+
<i>Yu i sar., 2022</i>	MT							+	+							+
<i>Stojiljković i sar., 2022</i>	R		+		+	+					+		LR, KR	+	LR	+
<i>Ogawa i sar., 2023</i>	R			+				+	+		+					+
<i>Yang i sar., 2023</i>	R							+			+					+

*Ugnježen u okviru starosti krmače pri prašenju; R- Repetability model; MT- Multitrait model; RRM- Random Regression model; LR- Linearna regresija; KR- Kvadratna regresija.

2.3.1. Metodologija mešovityh modela - Model ponovljivosti (*Repetability Model*)

Procena genetskih parametara i priplodne vrednosti osobina veličine legla krmača se u mnogim zemljama zasniva na modelu ponovljivosti (engl. *repetability model*). Ovaj model tretira osobine u uzastopnim prašenjima kao iste koje se ponavljaju tokom proizvodnog života plotkinje. Kada se reproduktivne osobine posmatraju na ovaj način npr. za BŽP se dobija jedna vrednost za aditivni genetski uticaj pri genetskoj evaluaciji *BLUP-AM* metodom. Ovo je glavna prednost modela ponovljivosti u odnosu na druge korišćene modele. Zbog svoje jednostavnosti je široko primenjivan u praksi. Kada se osobine tretiraju na ovakav način, preporuka je da se u modele uključi slučajan uticaj legla u kome je životinja rođena kao i permanentni uticaj okoline koji krmača pruža svojim leglima, da bi se izbegao potencijalni problem sa materinskim efektom, odnosno kako bi se on minimizirao bez uključivanja ovog efekta u model (*Luković, 2006; Radojković, 2007*).

Primena modela ponovljivosti za procenu genetskih parametara reproduktivnih osobina krmača zasniva se na pretpostavci da su genetske korelacije između uzastopnih prašenja visoke, i da su dobijene fenotipske vrednosti u ostalim prašenjima za istu plotkinju pod kontrolom istih gena. Ovo praktično znači da ista grupa gena kontroliše veličinu legla u uzastopnim prašenjima. Navedeno nije uvek tačno, zbog čega su mnogi istraživači predložili alternativna rešenja kao što je višeosobinski ili slučajno regresijski model. U svom istraživanju *Serenius i sar. (2003)* su pokušali da utvrde da li su pretpostavke modela ponovljivosti u praksi ispunjene pri proceni priplodne vrednosti osobina veličine legla. Zaključak je bio da prve i kasnije paritete u modelima treba posmatrati kao posebne osobine. Tretman osobina veličine legla u uzastopnim prašenjima kao ponovljena merenja na jednoj krmači, prikazan je u sledećim istraživanjima: *Luković, 2006; Radojković, 2007; Radojković i sar., 2011; Popovac, i sar., 2012; Škorput, 2013; Urankar i sar., 2013; Popovac, 2016; Radojković i sar., 2018; Lopez i sar., 2019; Sell-Kubiak i sar., 2019; Camargo i sar., 2020; Stojiljković i sar., 2022; Yang i sar., 2023*.

2.3.2. Metodologija mešovityh modela - Višeosobinski model (*Multitrait Model*)

Niže vrednosti koeficijena genetske korelacije između veličine legla u različitim paritetima su razlog za primenu analize na više osobina (engl. *multitrait model*). Pri upotrebi ovog modela za genetsku evaluaciju osobina veličine legla podrazumeva se tretman svakog pojedinačnog prašenja kao posebne osobine. Na ovaj način pri proceni genetskih parametara za svako prašenje se ocenjuju komponente varijanse posebno za sve osobine veličine legla. Drugim rečima, za svako prašenje jedne krmače dobija se po jedna vrednost aditivnog genetskog uticaja (*Radojković i sar., 2018*).

Da bi se povećala efikasnost selekcije mnogi istraživači predlažu da se osobine veličine legla tretiraju kao posebne osobine po paritetima. Niže korelacije između BŽP u prvom i kasnijim paritetima mogu ukazivati da su delimično različiti geni odgovorni na ispoljavanje ove osobine (*Serenius i sar., 2003; Fernandez i sar., 2008*). Isti autori navode da bi upotreba višeosobinskog modela mogla pomoći da se izbegne precenjivanje očekivanog selekcijskog odgovora kada se koristi model ponovljivosti. Najčešće se kao glavni razlog za primenu višeosobinskog modela navode niže korelacije između osobina sa niskom naslednošću. Međutim, kada su izračunate korelacije između osobina visoke, primena višeosobinskog modela, neće imati veliki uticaj na tačnost procene u odnosu na model ponovljivosti (*Luković, 2006*).

Primena modela ponovljivosti bi mogla biti dovoljna za genetsku evaluaciju osobina veličine legla. Međutim, korišćenjem višeosobinskog modela mogla bi se potencijalno povećati efikasnost selekcije za ove niskonasledne osobine (*Škorput, 2013*). Višeosobinski model pri praktičnoj primeni često prate problemi vezani za interpretaciju rezultata i složene računске operacije pri izračunavanju genetskih parametara (*Radojković, 2007*). Iz navedenih razloga nije široko primenjivan kao model ponovljivosti. Upotreba modela sa više osobina za procenu genetskih parametara osobina veličine

legla prikazana je u radovima sledećih autora: *Kim, 2001; Serenius i sar., 2003; Luković, 2006; Škorput, 2013; Costa i sar., 2016; Radojković i sar., 2018; Sell-Kubiak i sar. 2018; Yu i sar., 2022.*

2.3.3. Metod slučajne regresije - Slučajni regresijski model (*Random Regression Model*)

Pored modela ponovljivosti i višeosobinskog modela, za procenu genetskih parametara osobina veličine legla upotrebljava se i model slučajne regresije. Istraživači su došli na ideju da koriste slučajni regresijski model u radu sa longitudinalnim osobinama veličine legla (osobinama koje se ponavljaju više puta u toku proizvodnog veka krmače) jer uklapanjem u niz slučajnih regresijskih koeficijenata ovih osobina, opisuje se proizvodna kriva za svaku krmaču tokom vremena. Fenotip longitudinalnih osobina se ispoljava na različitim tačkama (paritetima) tokom života plotkinje i analiza ovih osobina tokom vremena može se sprovoditi za genetske i promene spoljašnjih uticaja, pomoću slučajno regresijskih modela. Veličina legla, koja se meri više puta tokom života krmače, smatra se longitudinalnom osobinom. Slučajni regresijski modeli su posebno pogodni za ove osobine koje pokazuju promene tokom vremena po određenim zakonomernostima (*Meyer, 1998; Luković, 2006; Oliveira i sar., 2019*).

Genetska evaluacija longitudinalnih osobina primenom slučajnih regresijskih modela (engl. *Random Regression Model*) sprovodi se kod različitih vrsta domaćih životinja. Korišćenje ovog modela u radu sa longitudinalnim osobinama u stočarstvu prvi je predložio *Henderson (1982)*. Slučajni regresijski modeli su korišćeni u oblasti svinjarstva za osobine rasta (*Cai i sar., 2010; Škorput i sar., 2023*), zatim telesnu masu (*Huisman i sar., 2002*) i veličinu legla (*Luković i sar., 2004; Luković i sar., 2007; Fernandez i sar., 2008; Sell-Kubiak i sar., 2019; Ogawa i sar., 2019*).

U svom radu *Luković (2006)*, ukazuje na to da upotrebom metode slučajne regresije osobine mogu biti predstavljene i kao putanje, tj. funkcije vremena. Regresioni koeficijenti se tretiraju kao fiksni prilikom izračunavanja opštih trendova unutar određenog fiksnog efekta. Ipak, ovi koeficijenti se mogu uklopiti unutar slučajnih uticaja kako bi se opisala određena proizvodna kriva plotkinja. Oni mogu da variraju u zavisnosti od raspodele efekata kojima su dodeljeni, zbog čega se definišu kao slučajni. U poređenju sa modelom ponovljivosti i višeosobinskim, slučajno regresijski model ima određene prednosti. One se ogledaju u sledećem:

- zahteva manje parametara za opisivanje longitudinalnih osobina;
- mogućnost predviđanja strukture (ko)varijansi i priplodne vrednosti životinja u bilo kojoj tački duž putanje;
- upotreba koeficijenata regresije omogućava da se objektivnije sagledaju genetske i promene spoljašnje sredine tokom vremena na osnovu primenjenih proizvodnih funkcija.

U radovima *Mayer (1998)*, *Luković (2006)* i *Fernandez i sar. (2008)*, prikazano je da razvojem statističkih modela uz korišćenje slučajnih koeficijenata regresije omogućeno modeliranje proizvodne krive kao funkcije starosti ili neke druge vremenske varijable koja se prati i menja za svaku pojedinačnu životinju. Slučajni regresijski modeli razdvajaju krivu proizvodnje na fiksni i slučajni deo. Fiksni deo opisuje opšti oblik proizvodne krive koji je zajednički za celu populaciju. Slučajni deo opisuje specifična odstupanja pojedinačne proizvodne putanje za svaku jedinku obuhvaćenu analizom. Slučajno regresijske modele za procenu genetskih parametara osobina veličine legla, kao što je BŽP, su analizirali i predstavili u svojim radovima brojni istraživači: *Luković i sar., 2004; Luković, 2006; Luković i sar., 2007; Fernandez i sar., 2008; Sell-Kubiak i sar., 2018; Ogawa i sar., 2019.*

2.4. Povezanost osobina veličine legla

Genetske korelacije između osobina veličine legla u uzastopnim prašenjima nisu uvek visoke, što dovodi do pretpostavke da ispoljavanje ovih osobina u različitim paritetima nije u potpunosti pod kontrolom istih gena (*Luković i Radojković, 2013*). Međutim, uzročnici promena u vrednostima genetičkih korelacija (povezanosti) između BŽP u različitim paritetima često se pripisuju procesima sazrevanja plotkinja. Naime, krmače obično imaju prva dva prašenja kada još uvek nisu završile u potpunosti svoj telesni razvoj, kada genetski potencijal za ovu osobinu nije u potpunosti ostvaren. Razlike u vrednostima genetskih korelacija između prvog i kasnijih pariteta mogu biti uzrokovane i neoptimalnim vremenom osemenjavanja nazimica ili manjim brojem podataka o fenotipskim vrednostima ove osobine ostvarenim u kasnijim paritetima.

Visoke genetske korelacije između osobina veličine legla u uzastopnim prašenjima pokazuju da postoje snažne genetske veze između ostvarenih fenotipskih vrednosti kod krmača i nazimica. U ovom slučaju BŽP može se tretirati kao jedna osobina, odnosno pod kontrolom jednih istih gena u uzastopnim paritetima. Ako su vrednosti genetskih korelacija blizu 1, to ukazuje da bi ostvareni genetski napredak kod prvopraskinja imao uticaj na smanjenje generacijskog intervala (selekcionisanje krmača samo na osnovu prvog pariteta) i povećanje intenziteta selekcije (*Luković, 2006*). Zbog ovih razloga mnogi programi selekcije se zasnivaju na već pomenutom modelu ponovljivosti za procenu priplodne vrednosti osobina veličine legla. Iako prethodno navedeno ukazuje da su osobine veličine legla u uzastopnim prašenjima pod kontrolom istih gena, treba naglasiti da je u slučaju nižih korelacija između osobina praćenih u uzastopnim prašenjima poželjno koristiti višeosobinski model (*Fernandez i sar., 2008*). Utvrđivanja nižih genetskih korelacija između ostvarenih osobina plodnosti u uzastopnim prašenjima sugerise na to da treba primeniti višeosobinski model za procenu genetskih parametara i priplodne vrednosti ili noviji pristup u radu sa longitudinalnim osobinama- slučajno regresijski model (*Sell-Kubiak i sar., 2019*).

Vrednosti fenotipskih korelacija za osobinu BŽP u uzastopnim prašenjima i njihov značaj za izbor modela kojim se selekcioniše ova osobina istražili su brojni autori (tabela 5). Procene ovih korelacija u istraživanjima iznosile su od 0,337 do 1,000, u zavisnosti od broja pariteta, primenjenog modela, analizirane populacije i strukture podataka.

Tabela 5. Genetske korelacije za osobinu broj živorođene prasadi (BŽP) u uzastopnim prašenjima

Literaturni izvor	Paritet	Model	Genetske korelacije
<i>Luković i sar., 2004</i>	1-6	MT	0,662-0,999
<i>Luković, 2006</i>	1-6	MT	0,858-0,985
	1-6	RRM	0,908-0,989
<i>Luković i sar., 2007</i>	1-10	RRM	0,337-0,996
<i>Fernandez i sar., 2008</i>	1-6	MT	0,410-0,990
	1-6	RRM	0,640-0,970
<i>Škorput, 2013</i>	1-6	MT	0,926-0,989
	1-6	RRM	0,867-0,988
<i>Radojković i sar., 2018</i>	1-6	MT	0,818-0,991
<i>Sell-Kubiak i sar., 2019</i>	1-9	MT	0,780-0,990
	1-9	RRM	0,990-1,000
<i>Ogawa i sar., 2019</i>	1-7	RRM	0,920-1,000

2.5. Protok gena (*Gene Flow*) i stepen povezanosti između farmi (*Connectedness rating*)

Genetska evaluacija osobina veličine legla krmača pomoću *BLUP-AM* metode u visoko produktivnim industrijskim sistemima je rutinska metoda za rangiranje kandidata za priplod. Pomoću ove metode moguće je rangirati plotkinje u jednom zapatu ili farmi, ili u okviru većeg broja farmi (udruženja, kompanije) i na nacionalnom nivou. Metode protok gena (engl. *Gene Flow*) između farmi i stepen povezanosti između farmi (engl. *Connectedness rating*) pokazuju uticaj postojanja genetskih veza na pouzdanost procenjene priplodne vrednosti krmača koje potiču sa različitih farmi. Veći procenat razmene krmača i nerastova između farmi utiče pozitivno na pouzdanost procenjene priplodne vrednosti i smanjenje pristrasnosti ukoliko se rangiraju životinje koje potiču iz različitih zapata. Kada su farme u malom procentu povezane na genetskom nivou, rangiranje životinja koje potiču iz različitih zapata na osnovu procenjene priplodne vrednosti može biti pristrasno. Iz navedenih razloga, mnogi istraživači su utvrdili važnost merenja povezanosti na genetskom nivou između različitih farmi: *Mathur i sar., 2002; Sun i sar., 2009; Soga, 2009; Soga i sar., 2010; Škorput i sar., 2012; Krupa i sar., 2015; Škorput i sar., 2017; Lopez i sar., 2018; Škorput i sar., 2018; Stojiljković i sar., 2022.*

U velikoj meri na rezultat procenjenih priplodnih vrednosti u okviru jednog ili više zapata priplodnih životinja utiče koeficijent naslednosti osobina uključenih u procenu (*Mathur i sar., 2002*). Koeficijent naslednosti za osobine veličine legla krmača se najčešće kreće oko 10%, dok npr. debljina leđne slanine ima koeficijent naslednosti u intervalu od 20 do 40%. Razlike u heritabilitetu između osobina utiču na upoređivanje izračunatih priplodnih vrednosti između više farmi ili unutar jedne farme. U radu *Zhang i sar. (2004)* autori su ispitali prednosti genetske povezanosti između dve populacije svinja pri proceni priplodne vrednosti i dobijeni rezultati su pokazali da je prosečan koeficijent inbridinga smanjen, dok je kumulativni odgovor selekcije porastao. Na rezultate selekcije je uticala genetska povezanost i koeficijent naslednosti osobina uključenih u program selekcije. Za osobine koje imaju nizak koeficijent naslednosti i veću genetsku povezanost, bolji su rezultati selekcije.

Glavni cilj merenja genetske povezanosti između zapata je da se utvrdi pouzdanost i smanji pristrasnost pri proceni priplodne vrednosti na većem broju farmi uključenih u selekcijske programe. Shodno tom cilju *Kennedy i Trus (1993)* razvili su metodu protok gena (engl. *Gene Flow*). Ova metoda se zasniva na merenju procenta genetskih veza između dva ili više zapata (farmi, upravljačkih jedinica). *Mathur i sar. (1998)* u svom radu proširio je prethodnu metodu protok gena i razvio takozvani stepen povezanosti između farmi (engl. *Connectedness rating*). Stepem povezanosti između farmi se izražava kao korelacija između procene efekata zapata. Prednost ove metode se ogleda u tome da je manje zavisna od drugih na veličinu i razlike između analiziranih populacija sa različitih farmi. Stepem povezanosti između farmi je statistička metoda koja se zasniva na merenju tačnosti poređenja izračunatih priplodnih vrednosti, a ne genetskih veza. Životinje između kojih ne postoje genetske veze mogu biti povezane npr. iako su testirane na istoj farmi i u okviru iste upravljačke jedinice (*Mathur i sar., 2002*). Ovi autori navode da metoda kao što je protok gena, koja se zasniva na stepenu genetskih veza između životinja sa različitih farmi, a ne na statističkom merenju povezanosti između farmi, daje inferiornije rezultate u odnosu na stepen povezanosti između farmi.

Metod stepen povezanosti između farmi je u prošlosti korišćen za genetsku evaluaciju populacije plemenitih genotipova svinja na nacionalnom nivou u Australiji, Kanadi i mnogim drugim zemljama. Prednosti ove metode se ogledaju u jednostavnosti izračunavanja, takođe, omogućava farmerima pristup većoj genetskoj bazi, na kojoj će vršiti selekcionisanje priplodnih životinja, a samim tim i povećanje intenziteta selekcije (*Soga i sar., 2010*).

2.6. Pouzdanost procene priplodne vrednosti

Korelacija između stvarne i procenjene priplodne vrednosti definiše se kao pouzdanost procene priplodne vrednosti (*Henderson, 1975; Mrode, 2005*). Pouzdanost procenjene priplodne vrednosti predstavlja parametar koji pokazuje koliko dobro se procenjena priplodna vrednost približava stvarnoj priplodnoj vrednosti. Za razliku od obične korelacije, zbog nekih osnovnih pretpostavki ova korelacija ne može biti negativna. Njene vrednosti se mogu kretati od 0 (potpuno netačna procena) do 1 (procenjena priplodna vrednost je savršeni pokazatelj prave priplodne vrednosti) (*Mrode, 2005*).

Na merenje pouzdanosti procenjene priplodne vrednosti utiče obim dostupnih podataka o fenotipu životinja i njenih srodnika, kao i dubina pedigrea. *Ibanez-Esriche i sar. (2011)* i *Škorput i sar. (2017)* su ispitivali pouzdanost procenjene priplodne vrednosti u okviru selekcijskog programa u svinjarstvu. U analizi su koristili čiste rase i F1 meleze i primetili povećanje pouzdanosti procenjene priplodne vrednosti nakon dodavanja podataka o F1 melezima. U radu *Lutaaya i sar. (2002)* autori su takođe uočili povećanje pouzdanosti procenjene priplodne vrednosti za 2 do 9% kada su dodate informacije o melezima F1 generacije.

Pouzdanost procenjene priplodne vrednosti je u pozitivnoj korelaciji sa stepenom genetske povezanosti između farmi ukoliko se radi genetska evaluacija većeg broja zapata. Ukoliko su životinje gajene na različitim farmama genetski udaljene, povećava se varijansa greške procenjene priplodne vrednosti (*PEV*). Sa povećanjem genetske povezanosti očekuje se smanjenje greške i povećanje pouzdanosti procenjene priplodne vrednosti (*Levis i sar., 2005, Škorput i sar., 2012*).

3. Materijal i metod rada

Podaci o plodnosti i poreklu krmača prikupljeni su na tri komercijalne farme svinja kompanije Delta Agrar. Deo podataka o poreklu životinja, neophodan za analizu ustupio je Departman za stočarstvo Poljoprivrednog fakulteta u Novom Sadu. Farme svinja koje posluju u okviru kompanije Delta Agrar su izabrane jer postoji genetska veza između životinja koje se gaje na farmama. Postojanje genetske veze između životinja na farmama omogućilo je razdvajanje interakcije genotipa i uticaja okoline između farmi, odnosno tačnije računanje individualnih unutar populacijskih priplodnih vrednosti, odnosno aditivnih genetskih komponenti variranja. Ovo razdvajanje je značajno kako bi se identifikovali genetski faktori odgovorni za razlike u plodnosti između krmača gajenih na različitim farmama, što u krajnjem cilju može dovesti do selekcionisanja i gajenja krmača sa boljim reproduktivnim karakteristikama.

Genetski napredak u reproduktivnoj efikasnosti krmača može se najjednostavnije postići selekcijom na veličinu legla. U ovom istraživanju analizirana je fenotipska i genotipska varijabilnost za broj živorođene prasadi (BŽP) u leglu krmača. Ova osobina je izabrana, jer je u direktnoj i jakoj vezi sa ostalim osobinama veličine legla, kako pri prašenju, tako i pri zalučenju legla, a od nje je u skladu sa tim direktno zavisna i ukupna reproduktivna efikasnost krmača na godišnjem nivou, kao i ekonomska efikasnost ove faze proizvodnog ciklusa u svinjarskoj proizvodnji.

Ovde je potrebno posebno naglasiti da je BŽP lako beležiti u proizvodnim uslovima, što omogućava uključivanje ove osobine u selekcijske programe relativno lako. Ova osobina je od suštinskog značaja za unapređenje produktivnosti i profitabilnosti u svinjarskoj proizvodnji, jer povećanjem BŽP može se direktno uticati na ova dva parametra.

Osobine plodnosti krmača spadaju u grupu nisko naslednih osobina, tako da na ispoljavanje ovih osobina utiče veliki broj uticaja iz spoljne sredine. Zato je polazna ideja za sprovođenje cilja istraživanja bila da se prvo identifikuju faktori koji značajno utiču na ispoljavanje ispitivanih osobina. Identifikacijom uticaja iz spoljne sredine takozvanom procedurom „korak po korak” konstruisani su modeli koji su omogućili da se što tačnije moguće ocene aditivne genetske varijanse i kovarijanse osobina, kako bi se utvrdila njihova naslednost i povezanost (fenotipska i genetska), a sve sa ciljem što tačnije procene genetskih parametara. Precizna procena genetskih parametara je od izuzetno velikog značaja s obzirom na uticaj ovog parametra na tačnost i pouzdanost procenjenih priplodnih vrednosti grla i posledično na efekte selekcije.

Nakon analize fenotipske varijabilnosti i utvrđivanja optimalnog modela, izračunate su komponente varijanse pomoću različitih modela. Prvo je upotrebljen model ponovljivosti (engl. *Repeatability Model*), zatim, analiza na više osobina (engl. *Multitrait Model*) i na kraju slučajni regresijski model (engl. *Random Regression Model*). U okviru ove disertacije je ispitivana varijabilnost osobina plodnosti pod uticajem genetskih faktora i faktora okoline. Kako su u okviru ove disertacije ispitivane niskonasledne osobine plodnosti krmača, a od njihovog koeficijenta naslednosti zavisi efekat selekcije, cilj je bio da se tačnijom ocenom komponenti varijanse, praktično povećanom tačnošću, stvore uslovi za povećanje i efekata selekcije. Navedeno je bitno jer su efekti selekcije direktno proporcionalni tačnosti procene priplodne vrednosti, odnosno, tačnosti procene komponenti varijansi.

Primenom različitih metodskih postupaka u analiziranoj populaciji krmača utvrđen je najoptimalniji metod za ocenu aditivne genetske varijanse i kovarijanse osobina plodnosti kako bi se utvrdila njihova naslednost i povezanost (fenotipska i genetska), a sve sa ciljem što tačnije procene priplodne vrednosti i nadalje postizanje većih efekata selekcije. Takođe, testirana je genetska povezanost između farmi metodom protok gena (engl. *Gene Flow*) i ocene povezanosti (engl. *Connectedness rating*) u cilju merenja povezanosti između farmi da bi se dobila indikacija pouzdanosti (r^2) i smanjenje pristrasnosti prilikom procene priplodne vrednosti na različitim farmama. Pomoću ove dve metode prikazana je prednost postojanja genetskih veza između farmi pri proceni komponenti varijanse i priplodne vrednosti.

3.1. Struktura podataka na analiziranim farmama

Podaci o plodnosti krmača u periodu od 13 godina (2008-2020) su detaljno analizirani, i obuhvatili su ukupno 58043 legla sa tri farme, koje su oprasile 18962 krmače. U istraživanje su uključene reproduktivne osobine četiri najčešća genotipa plodnih mesnatih rasa svinja na farmama u Republici Srbiji: landras (L), veliki jorkšir (VJ), kao i recipročni melezi F1 generacije između navedenih rasa $L^{\times VJ}$ i $VJ^{\times L}$. Formirana su četiri seta podataka koja su korišćena za analizu. Prvi set podataka sadržao je podatke o prašenjima sa farme Petrović salaš označene u ovom istraživanju slovom A, drugi set podataka označen slovom B je sadržao podatke o prašenjima sa farme Rupov salaš, treći set označen je slovom C i odnosi se na farmu Vladimirovac, dok je četvrti set ABC sadržao podatke o prašenjima sa sve tri navedene farme. Farma B (Rupov salaš) je nukleus farma i u svom sastavu ima centar za veštačko osemenjavanje odakle se distribuira seme nerasta na ostale dve farme. Na nukleus farmi (B) se gaje samo grla čiste rase (VJ i L), što za posledicu ima veći prosečan BŽP na farmama A i C (tabela 1), u odnosu na farmu B, što je rezultat heterozis efekta. Deskriptivna statistika je izračunata pomoću programskog paketa SAS (SAS, Inst. Inc. 2011: *The SAS System for Windows, Release 9.4. Cary, NC, USA n.d.*).

Tabela 6. Struktura setova podataka korišćenih za fenotipsku i genotipsku varijabilnost broja živorođene prasadi (BŽP)

Set podataka	A	B	C	ABC
Broj krmača	10192	3160	5610	18962
Broj legala	36200	7823	14020	58043
Prosečan broj legala po krmači	3,53	2,47	2,49	3,06

Broj krmača obuhvaćenih ovim istraživanjem po farmama kretao se od 3160 (farma B) do 10192 (farma A), samim tim je na ove dve farme oprasen najmanji broj legala- 7823 (farma B), zatim i najveći broj legala- 36200 (farma A). Nakon objedinjavanja sve tri farme u jedan set podataka (ABC) istovremeno je analizirano ukupno 58043 legala, koje su oprasile 18962 plotkinje. Istovremena analiza fenotipske i genotipske varijabilnosti na sve tri farme bila je moguća zbog ranije pomenutih genetskih veza između životinja gajenih na različitim farmama.

Radi preciznijeg utvrđivanja komponenti varijanse neophodno je bilo kreirati pedigre fajl. Pedigre fajl omogućava formiranje „matrice srodstva” koja pruža detaljne informacije o srodstvu između jedinki na temelju kojih se sprovodi poređenje između i unutar grupa, odnosno na osnovu čijih rezultata plodnosti se procena sprovodi, kao i njihovih predaka i ostalih srodnika u analiziranoj populaciji. Zahvaljujući pedigre fajlu moguće je uzeti u obzir prosečene vrednosti u populaciji kako između, tako i unutar grupa životinja, što doprinosi preciznijoj proceni genetskih parametara. Struktura pedigre fajlova korišćenih za procenu koeficijenta naslednosti i priplodne vrednosti broja živorođene prasadi prikazana je u tabeli 7. Pedigre fajlovi neophodni za ovu analizu formirani su za najmanje tri generacije predaka. Pedigre fajl 1 (PED1) sadržao je 15478 individua, dok je pedigre fajl 2 (PED2) sadržao 4886 individua, pedigre fajl 3 (PED3) 10879 individua, a nakon objedinjavanja sve tri farme u jedan set podataka pedigre fajl (PED4) je sadržao ukupno 23543 individua.

Broj životinja koje nemaju poznata oba roditelja, što predstavlja tzv. „bazne životinje”, za PED1 iznosio je 12,96%, za PED2 20,91%, za PED3 18,46% i za PED4 13,02%. Pri proceni komponenti varijanse i priplodne vrednosti poželjno je da broj baznih životinja bude što je moguće manji (Radojković, 2007). Utvrđivanje procenta „baznih životinja” u analiziranoj populaciji urađeno je pomoću programskog paketa *CFC software package v.1.0.* (Sargolzei, 2006). Pomoću navedenog

programskog paketa analizirana je struktura pedigre fajla i utvrđen je ukupan broj životinja, kao i njihovih predaka.

Tabela 7. Struktura pedigre fajlova korišćenih za procenu genetskih parametara i priplodne vrednosti krmača

Set podataka	PED1	PED2	PED3	PED4
Ukupan broj individua u pedigre fajlu	15478	4886	10879	23453
Broj individua sa proizvodnim podacima	10192	3160	5609	18708
Broj predaka u pedigreu	5286	1726	5270	4475
Broj očeva u pedigre fajlu	1105	740	1269	1614
Broj majki u pedigre fajlu	4620	1717	4303	6417
Procenat baznih životinja u pedigre fajlu (%)	12,96	20,91	18,46	13,02

PED1- Pedigre fajl 1; PED2- pedigre fajl 2; PED3- pedigre fajl 3.

U cilju determinisanja značajnosti sistematskih uticaja na zavisno promenljivu, obrada podataka obavljena je upotrebom *GLM* procedure programskog paketa *SAS* (*SAS, Inst. Inc. 2011: The SAS System for Windows, Release 9.4. Cary, NC, USA n.d.*). Izbor sistematskih uticaja koji su uključeni u modele za procenu genetskih parametara urađen je po proceduri „korak po korak“ prema kriterijumu statističke značajnosti ispoljenih uticaja. Primenom ovog metodskog postupka se biraju fiksni i regresijski uticaji, koji će biti deo mešovitog modela za procenu genetskih parametara.

Tabela 8. Razvoj sistemskog dela modela korišćenog za procenu genetskih parametara

Model	A		B		C		ABC	
	R ²	d.f.	R ²	d.f.	R ²	d.f.	R ²	d.f.
I	0,044740	3	0,001136	1	0,033337	3	0,075326	3
II	0,198492	148	0,127506	119	0,105057	104	0,187173	148
III	0,213211	571	0,166384	273	0,154876	474	0,214258	846
IV	0,263366	581	0,216932	283	0,194599	484	0,260477	856
V	0,265101	582	0,218333	284	0,195664	485	0,261850	857
VI	0,269695	585	0,221073	287	0,199583	578	0,265284	860
VII	0,270618	588	0,221238	290	0,200934	581	0,266032	863
VIII	-	-	-	-	-	-	0,267203	865

*sadržaj svih modela (I-VIII) prikazan je u prilogu broj 2.

Pored statističke značajnosti uticaja uključenih u modele, kao kriterijum za određivanje optimalnog modela, korišćene su vrednosti koeficijenata determinacije (R^2). Model I prikazan u tabeli 3 sadržao je samo fiksni uticaj genotipa, sadržaj ostalih modela iz tabele detaljno je prikazan u prilogu 2. Pored koeficijenta determinacije, jedan od kriterijuma bio je i broj stepeni slobode modela ($d.f.$). Nakon razmatranja kriterijuma konačan sistemski deo modela je sadržao sledeće fiksne i regresijske uticaje: uticaj genotipa, sezona iskazana kao interakcija godine i meseca uspešnog pripusta, otac legla,

trajanje prethodnog perioda zalučenje-oplodnja, linearno regresijski uticaj trajanja prethodne laktacije, starost pri prašenju kao kvadratna regresija ugnježdjena u okviru pariteta, fiksni uticaj farme. Mada se koeficijent determinacije nije značajno povećavao nakon dodavanja regresijskih uticaja, ovi efekti su bili uključeni u model zbog visokog nivoa značajnosti i njihovog praktičnog značaja, kao što je utvrđeno i u radu Škorput (2013).

Za ovu vrstu analize u programskom paketu SAS (SAS, Inst. Inc. 2011: *The SAS System for Windows, Release 9.4. Cary, NC, USA n.d.*) neophodna je bila priprema podataka koja bi omogućila istovremenu analizu varijabilnosti BŽP u leglima prvopraskinja i starijih krmača. Ovakva vrsta pripreme podataka je bila neophodna, jer se u leglima prvopraskinja ne javljaju uticaji trajanja prethodne laktacije i prethodnog perioda zalučenje-oplodnja. Kod prvopraskinja je kao linearni regresijski uticaj trajanja prethodne laktacije korišćena vrednost 999, tako prilikom uključivanja ovog uticaja u model on se ne analizira jer je vrednost nezavisne promenljive konstantna, odnosno nema uticaja na varijabilnost, dok se kod ostalih prašenja uticaj ovog faktora nesmetano analizira (Luković, 2006; Radojković, 2007).

U modelima, trajanje prethodnog perioda zalučenje-oplodnja je uključen kao fiksni uticaj podeljen u deset klasa (Tabela 9). Trajanje ovog perioda razvrstano je u klase od 1 do 10 po ugledu na sledeće autore: Luković, 2006; Radojković, 2007; Popovac, 2016. Pri uključivanju ovog uticaja kod analize podataka plodnosti ostvarenih u prvom prašenju korišćena je vrednost 999, jer se na taj način formira jedinični vektor, i uvek se pojavljuje ista vrednost, tako da nije moguće utvrditi varijabilnost ovog uticaja na BŽP. Kod analize plodnosti u ostalim paritetima ovaj uticaj se nesmetano analizira.

Tabela 9. Klase trajanja perioda od zalučenja do oplodnje

Klase	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Trajanje (dana)	<4	4	5	6	7	8	9	10-23	24-33	34-60

3.2. Korišćeni modeli za analizu podataka primenom različitih metodskih postupaka

Za brži genetski napredak ekonomski značajnih osobina krmača, kao što je BŽP, neophodno je posvetiti veću pažnju primeni novih saznanja i metodologija iz oblasti selekcije svinja. Zato je jedan od glavnih ciljeva ove disertacije bio implementacija novih metoda koje bi se potencijalno koristile u praksi za procenu komponenti varijanse osobina plodnosti krmača.

Korišćena su tri tipa linearno mešoviti modela (engl. *Mixed Model Methodology*):

1. Model ponovljivosti (*Repeatability Model*)
2. Višeosobinski model (*Multitrait Model*)
3. Slučajni regresijski model (*Random Regression Model*)

Sva tri tipa primenjenih modela u ovoj disertaciji su u osnovi statistički linearni mešoviti modeli, jer uključuju fiksne i slučajne uticaje pri izračunavanju parametara. U sva tri modela u ovom istraživanju uključen je slučajni uticaj individue, kao komponenta varijabilnosti, što ih čini modelom životinje (engl. *Animal model*) ili BLUP model individue (engl. *BLUP-AM; Best Linear Unbiased Prediction-Animal model*). Za izračunavanje komponenti varijanse neophodnih za procenu koeficijenata naslednosti i priplodne vrednosti, korišćena je računaska procedura metod ograničene najveće verovatnoće (*Restricted Maximum Likelihood – REML*). Ovom metodom utvrđen je udeo pojedinačnih komponenti varijanse u ukupnoj fenotipskoj, kao i fenotipske i genotipske korelacije između ispitivanih osobina. Kada se osobina, kao što je BŽP u više uzastopnih prašenja, posmatra

kao jedna osobina koja se više puta ponavlja u toku života individue, koristi se model ponovljivosti. U slučaju da se navedena osobina posmatra kao posebna osobina za svako prašenje tokom života individue primenjuje se višeosobinski model, a poslednjih godina i slučajno regresijski model.

Model ponovljivosti se najčešće primenjuje i koristi u praksi zbog relativno lake praktične primene. Glavna prednost ovog modela ogleda se u tome da se pri računanju aditivnog genetskog uticaja životinje dobija jedna vrednost, u odnosu na višeosobinski model gde se za svako prašenje računaju parametri genetske varijabilnosti (*Radojković, 2007; Škorput, 2013*). Iz navedenih razloga višeosobinski model nije našao široku praktičnu primenu kao modela ponovljivosti, dok slučajno regresijski model predstavlja noviji pristup u radu sa longitudinalnim osobinama kao što je ostvarena plodnost krmača u više uzastopnih prašenja (*Luković, 2006; Fernández i sar., 2008; Sell-Kubiak i sar., 2018*).

U zavisnosti od primenjenog modela, odnosno od toga kakav je bio pristup tretmanu posmatranih osobina, korišćene su različite kombinacije uticaja. Pored već pomenutih fiksnih i slučajnog uticaja individue, u modele su bili uključeni i slučajni uticaj zajedničke okoline legla u kome su krmače rođene i slučajni uticaj permanentne okoline u leglima krmače (tabela 10.) Različite kombinacije slučajnih uticaja su testirane u modelima, a kriterijum za njihovo uključivanje u modele zasnovan je na udelu pojedinačnih komponenti varijanse u ukupnoj. U konačne modele za procenu komponenti varijanse uključeni su aditivni genetski uticaj, zatim permanentna okolina plotkinje koju krmača pruža svojim uzastopnim leglima i uticaj legla u kome je životinja rođena. Slučajni uticaj oca legla nije korišćen u modelima jer nije uticao značajno na tačniju procenu varijansi i smanjenje greške pri proceni istih.

Tabela 10. Uticaji uključeni u modele za procenu genetskih parametara

Uticaji	F	R	S
Sezona (interakcija godine i meseca)	x	-	-
Genotip plotkinje	x	-	-
Otac legla	x	-	-
Uticaj klase trajanja prethodnog perioda od zalučjenja do oplodnje	x	-	-
Farma	x	-	-
Starost krmače pri prašenju ugnježdjena u okviru pariteta	-	x*	-
Trajanje prethodne laktacije	-	x**	-
Zajednička okolina u leglu u kome su krmače rođene (odgajane)	-	-	x
Permanentna okolina u leglima krmače	-	-	x
Direktan aditivni genetski uticaj životinje	-	-	x

F- Fiksni uticaj; R- Regresijski uticaj; S- Slučajni uticaj; * - Kvadratna regresija; ** - Linearna regresija.

Ocena komponenti varijansi i njihovo procentualno učešće u ukupnoj fenotipskoj varijansi sprovedeno je korišćenjem metode organičene najveće verovatnoće (engl. *Restricted Maximum Likelihood – Reml*) primenom jednosobinskog (engl. *Single Trait*) ili višeosobinskog modela (engl. *Multiple Trait*). Budući da je selekcija krmača na farmama koje su uključene u ovo istraživanje, vršena na različite načine tokom perioda koji je obuhvaćen ovom disertacijom, a uzorak nije odabran na slučajan način, bilo je neophodno primeniti REML metod, kao što je prikazano u radovima: *Radojković (2007), Škorput (2013) i Popovac (2016)*. Za izračunavanje komponenata varijanse i procenu koeficijenata naslednosti različitim modelima korišćen je *VCE-6* program (*Groeneveld i sar., 2010*).

Heritabilitet (koeficijent naslednosti) analiziranih osobina prikazan kao odnos između aditivne genetske varijanse i ukupne fenotipske varijanse može se matematički izraziti preko sledeće formule:

$$h^2 = \frac{\sigma_a^2}{\sigma_{ph}^2} \quad (1)$$

h^2 - heritabilitet ispitivanih osobina

σ_a^2 - aditivna genetska varijansa

σ_{ph}^2 - fenotipska varijansa

Ocene genotipske i fenotipske korelacije računata su na osnovu sledećih formula:

$$r_{Pxy} = \frac{c\hat{\nu}_{Pxy}}{\hat{\sigma}_{Px} \hat{\sigma}_{Py}} \quad (2)$$

$$r_{Gxy} = \frac{c\hat{\nu}_{Gxy}}{\hat{\sigma}_{Gx} \hat{\sigma}_{Gy}} \quad (3)$$

gde su:

r_{Pxy} - ocena koeficijenata fenotipske korelacije između osobina x i y,

$c\hat{\nu}_{Pxy}$ - procena fenotipske kovarijanse između osobina x i y,

$\hat{\sigma}_{Px}$ - procena fenotipske standardne devijacije osobine x,

$\hat{\sigma}_{Py}$ - procena fenotipske standardne devijacije osobine y,

r_{Gxy} - ocena koeficijenata genotipske korelacije između x i y,

$c\hat{\nu}_{Gxy}$ - procena genotipske kovarijanse između osobina x i y,

$\hat{\sigma}_{Gx}$ - procena genotipske standardne devijacije osobine x,

$\hat{\sigma}_{Gy}$ - procena genotipske standardne devijacije osobine y.

3.2.1. Model ponovljivosti (*Repeatability Model*)

Broj živorođene prasadi u leglu krmača je osobina koja se ponavlja više puta u toku života krmače. Kako je već navedeno u prethodnom poglavlju ova osobina može da se tretira na dva načina kada se računaju komponente varijanse *REML* metodom. Jedan od načina je tretman ove osobine plodnosti kao jedne iste osobine koja se ponavlja u toku života krmače. Kada se BŽP u uzastopnim prašenjima posmatra na ovaj način primenjuje se model ponovljivosti (*repeatability tretman*). Jedan od glavnih „uslova” primene ovog modela je pretpostavka da između veličine legla u uzastopnim prašenjima postoji potpuna korelacija, što u praksi nije uvek tako. Međutim, ovo je najčešći i najviše primenjivan model zbog svoje jednostavnosti i manje je zahtevan u smislu pripreme i složenosti strukture podataka neophodne za računanje genetskih parametara i priplodne vrednosti.

Model ponovljivosti je primenjen na sva četiri seta podataka (A, B, C, ABC), s tim što su za primenu ovog modela podaci pripremljeni tako da su treće i kasnija prašenja analizirana kao jedna klasa. Kako je prikazano u radovima *Luković (2006)*, *Radoković (2007)* i *Škorput (2013)*, ovakva priprema podataka je neophodna zbog specifičnosti ispoljavanja uticaja starosti krmače na BŽP. Ovaj uticaj u primenjenim modelima najčešće se posmatra kao kvadratna regresija ugnježdene u okviru pariteta, a istraživanja pomenutih autora podržavaju analizu ovog uticaja kroz jedinstvenu kvadratnu jednačinu za treće i sva ostala kasnija prašenja.

Razvoj i put dolaska do optimalnog sistemskog dela modela kada je BŽP tretiran kao osobina koja se ponavlja u toku života krmače više puta, prikazan je u tabeli broj 8 i prilogu 2. Korišćeni model ponovljivosti za procenu komponenti varijanse i priplodne vrednosti (model 4) je sadržao sledeće sistematske i slučajne uticaje:

$$\begin{bmatrix} Y_{1ijklmno} \\ Y_{2ijklmno} \end{bmatrix} = \mu + S_i + G_j + F_k + OL_l + PR_m + b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x}) + b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2 + \begin{bmatrix} 0 \\ ZO_n + b_3(z_{ijklmno} - \bar{z}) \end{bmatrix} + l_o + p_{ijklmno} + a_{ijklmno} + e_{ijklmno} \quad (4)$$

gde je:

$Y_{ijklmno}$ - ispoljenost posmatrane osobine o-te indivue u leglima prvopraskinja ($f=1$) ili starijih krmača ($f=2$),

S_i - fiksni uticaj sezone uspešnog pripusta prikazane kao kombinacija godine i meseca,

G_j - fiksni uticaj genotipa plotkinje,

F_k - fiksni uticaj farme (korišćen samo kada su analizirane tri farme istovremeno),

OL_l - fiksni uticaj oca legla,

PR_m – Fiksni uticaj prašenja po redu (pariteta),

$b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})$ - linearni član kvadratnog regresijskog uticaja starosti krmače pri prašenju (x) ugnježdene u okviru prašenja po redu,

$b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$ - kvadratni član kvadratnog regresijskog uticaja starosti krmače pri prašenju (x) ugnježdene u okviru prašenja po redu,

ZO_n - fiksni uticaj klase trajanja prethodnog perioda od zalučenja do oplodnje,

$b_3(z_{ijklmno} - \bar{z})$ - linearni uticaj trajanja prethodne laktacije,

l_o - slučajni uticaj zajedničke okoline legla u kome su krmače rođene/odgajane,

$p_{ijklmno}$ - slučajni uticaj permanentne okoline u leglima krmače,

$a_{ijklmno}$ - direktan aditivni genetski uticaj životinje odnosno priplodna vrednost,

$e_{ijklmno}$ – ostatak.

Korišćeni model za procenu komponenti varijanse za BŽP može se u matičnom obliku napisati na sledeći način:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}_l\mathbf{l} + \mathbf{Z}_p\mathbf{p} + \mathbf{Z}_a\mathbf{a} + \mathbf{e} \quad (5)$$

Gde je:

y - vektor opažanja za osobinu koja se analizira (BŽP),

X - matrica događaja koje povezuju zapise fenotipa sa odgovarajućim efektima,

β - vektor nepoznatih parametara za sistematski deo modela (genotip, sezona- definisana kao interakcija godine i meseca uspešnog pripusta, otac legla, starost pri prašenju ugnježdena u okviru pariteta, dužina prethodne laktacije i dužina perioda zalučenje-oplodnja);

Z_l - matrica događaja za uticaj zajedničke okoline legla u kome su krmače rođene (odgajene),

Z_p - matrica događaja za permanentni uticaj okoline u leglima krmače,

Z_a - matrica događaja za direktan aditivni genetski uticaj životinje,

l - vektori nepoznatih parametara za uticaj zajedničke okoline legla u kome su krmače rođene (odgajene),

p - vektori nepoznatih parametara za permanentni uticaj okoline u leglima krmače

a - vektori nepoznatih parametara za direktan aditivni genetski uticaj životinje

e - vektor slučajnih ostataka.

Očekivane vrednosti modela su identične fiksnom delu modela, zbog čega su i pretpostavljene vrednosti slučajnih uticaja i ostataka jednake nuli (jednačina 5), što se može prikazati na sledeći način:

$$E \begin{bmatrix} y \\ p \\ l \\ a \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X\beta \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (6)$$

$$\text{var}(y) = Z_l G_l Z_l' + Z_p G_p Z_p' + Z_a G_a Z_a' \quad (7)$$

$$\text{var}(y) \begin{bmatrix} p \\ l \\ a \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I_p \sigma_p^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & I_l \sigma_l^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & A_p \sigma_a^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & I_e \sigma_e^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} G_p & 0 & 0 & 0 \\ 0 & G_l & 0 & 0 \\ 0 & 0 & G_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & R \end{bmatrix} \quad (8)$$

U jednačini 8, A je brojilac matrice srodstva, I_p je identična matrica za permanentni uticaj okoline plotkinje koju pruža svojim uzastopnim leglima, I_l je identična matrica za slučajni uticaj legla u kome su krmače rođene/gajene i I_e je ostatak identično i nezavisno raspoređen. Simbol G označava dijagonalu matrice, a R predstavlja direktan zbir ostataka matrice. Pretpostavlja se da su kovarijanse između slučajnih uticaja jednake nuli (homogene). Fenotipski zapisi izmereni na različitim individuama su ne kolinearna, osim u slučaju kada su srodne, iz istog legla ili na neki drugi način povezane.

3.2.2. Višeosobinski model (*Multitrait Model*)

Model sa više osobina tretira osobine veličine legla krmača u uzastopnim prašenjima kao posebne osobine. Ovakav tretman praktično znači da se svako prašenje za jednu krmaču posmatra kao jedna osobina. Takozvani multitrait tretman se primenjuje kada postoje pretpostavke o niskim korelacijama između osobina u uzastopnim prašenjima, kao što je npr. BŽP u prvom i drugom prašenju. Primenom ovog modela moguće je izračunati komponente varijanse za slučajne uticaje između različitih pariteta (Luković, 2006; Škorput, 2013).

Posmatranje veličine legla kao posebne osobine iziskuje specifičnu pripremu podataka, jer se praktično koristi više modela na istom setu podataka. Podaci za svako analizirano prašenje

posmatrani su zasebno, na osnovu čega je bilo moguće porediti rezultate sa dobijenim rezultatima za slučajno regresijski model. Setovi podataka (A, B, C, ABC) analizirani su višeosobinskim modelom samo za prvih šest prašenja, zbog strukture podataka i već pomenutog poređenja sa rezultatima dobijenim primenom slučajno regresijskog modela. Prilikom analize ovih setova podataka, korišćeni su modeli broj 9 i 10. Model 9 je korišćen za analizu podataka o plodnosti koju su krmače ostvarile u prvom prašenju. Ovaj model nije sadržao uticaje trajanja perioda zalučenje-oplodnja i trajanje prethodne laktacije. Model 10 je korišćen za analizu podataka o prašenjima od 2 do 6 pariteta.

Drugi način pripreme za multitrait pristup sastojao se u tome da su prvo i drugo prašenje posmatrani posebno, a treće i ostala kao jedna klasa. Na ovaj način su setovi podataka analizirani sa praktično tri različita modela, jer prvi model nije sadržao uticaj prethodnog perioda zalučenje-oplodnja i trajanje prethodne laktacije (model 9), dok je trećem modelu dodat slučajni uticaj permanentne okoline u leglima krmače (model 11).

Uticaji korišćeni u modelu ponovljivosti su uključeni i prilikom analize višeosobinskim modelom. Model broj 9 je korišćen kada je analizirano prvo prašenje posebno, zatim, model 10 je primenjivan na sva ostala prašenja od drugog do šestog i model 11 je primenjivan kada su treće i ostala prašenja objedinjena u jednu klasu. Modeli su se sastojali iz sledećih fiksnih i slučajnih uticaja:

$$y_{ijklmo} = \mu + S_i + G_j + F_k + OL_l + b_{1m}(x_{ijklmo} - \bar{x}) + b_{2m}(x_{ijklmo} - \bar{x})^2 + l_o + a_{ijklmo} + e_{ijklmo} \quad (9)$$

$$y_{ijklmno} = \mu + S_i + G_j + F_k + OL_l + ZO_n + b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x}) + b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2 + b_3(z_{ijklmno} - \bar{z}) l_o + a_{ijklmno} + e_{ijklmno} \quad (10)$$

$$y_{ijklmno} = \mu + S_i + G_j + F_k + OL_l + ZO_n + b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x}) + b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2 + b_3(z_{ijklmno} - \bar{z}) l_o + p_{ijklmno} + a_{ijklmno} + e_{ijklmno} \quad (11)$$

gde je:

$y_{ijklmno}$ - ispoljenost posmatrane osobine o-te individue u leglima prvopraskinja (model 9) ili starijih krmača (model 10 i 11),

S_j - fiksni uticaj sezone uspešnog pripusta prikazane kao kombinacija godine i meseca,

G_j - fiksni uticaj genotipa plotkinje,

F_k - fiksni uticaj farme (korišćen samo kada su analizirane tri farme istovremeno),

OL_l - fiksni uticaj oca legla,

$b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})$ - linearni član kvadratnog regresijskog uticaja starosti krmače pri prašenju (x),

$b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$ - kvadratni član kvadratnog regresijskog uticaja starosti krmače pri prašenju (x),

ZO_n - fiksni uticaj klase trajanja prethodnog perioda od zalučenja do oplodnje,

$b_3(z_{ijklmno} - \bar{z})$ - linearni uticaj trajanja prethodne laktacije,

l_o - slučajni uticaj zajedničke okoline u leglu u kome su krmače rođene (odgajane),

$D_{ijklmno}$ - slučajni uticaj permanentne okoline u leglima krmače (kada su treće i ostala prašenja objedinjena u jednu klasu, korišćen samo u modelu 11),

$a_{ijklmno}$ - direktan aditivni genetski uticaj životinje odnosno priplodna vrednost,

$e_{ijklmno}$ – ostatak.

Višeosobinski model (*Multitrait Model*) se u matričnom obliku može zapisati na sledeći način:

$$y = X_M \beta_M + Z_l l + Z_a a + e \quad (12)$$

$$y = X_M \beta_M + Z_l l + Z_p p + Z_a a + e \quad (13)$$

Model sa više osobina u matričnom zapisu u odnosu na model ponovljivosti sadrži još jednu listu nepoznatih parametara (β_M) praćeno matricom događaja (X_M). Fiksni deo modela za prvi paritet (12) razlikovao se od modela za više paritete. Model za starije krmače je sadržao prethodnu dužinu laktacije i interval od odbića do zalučjenja. Slučajni deo višeosobinskog modela sastojao se od aditivnog genetskog uticaja i slučajnog uticaja zajedničke okoline u leglu u kome su krmače rođene. Takođe, slučajni uticaj permanentne okoline u leglima krmače uključen je kada su analizirani treći i ostali pariteti kao jedna klasa (model 13), odnosno kada su postojala ponovljena merenja.

Očekivane vrednosti (jednačina 14) i kovarijanse (jednačina 15) u višeosobinskom modelu imala je sledeću strukturu:

$$E \begin{bmatrix} y \\ l \\ a \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_M \beta_M \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (14)$$

$$var(y) = Z_l G_l Z_l' + Z_a G_a Z_a' \quad (15)$$

$$var(y) \begin{bmatrix} l \\ a \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I_l \otimes G_l & 0 & 0 \\ 0 & A \otimes G_a & 0 \\ 0 & 0 & \sum \otimes R_{oi} \end{bmatrix} \quad (16)$$

S obzirom da je u višeosobinskom modelu svako prašenje posmatrano kao posebna osobina, što je za rezultat imalo matricu sa 6 redova, odnosno 6 osobina (prvih šest prašenja analizirano kao posebne osobine). Komponente (ko)varijanse za direktni aditivni genetski uticaj dobijene su kao direktni proizvod matrice srodstva (A) i matrice aditivnih genetskih (ko)varijansi (G_a), između osobine merene na istoj individui. Struktura matrice slučajnog uticaja legla u kome je životinja rođena (G_l) je ista kao za G_a (jednačina 17). Preostala varijansa R je direktan zbir ostataka matrice (R_{oi}) za svaku osobinu posebno (jednačina 18). Ostaci između individua su nezavisni, a unutar osobina su identično normalno rapoređeni. Kako se broj legla po plotkinji razlikuje, s obzirom da se neke životinje ranije izlučuju iz reprodukcije, što za rezultat ima matricu varijanse za svaki zapis koji nedostaje. Osobine merene na istoj plotkinji su nezavisne, a kovarijanse između ostataka za merenja na istoj plotkinji postoje.

$$G_a = \begin{bmatrix} \sigma_{a1}^2 & \sigma_{a12} & \sigma_{a13} & \sigma_{a14} & \sigma_{a15} & \sigma_{a16} \\ & \sigma_{a2} & \sigma_{a23} & \sigma_{a24} & \sigma_{a25} & \sigma_{a26} \\ & & \sigma_{a3} & \sigma_{a34} & \sigma_{a35} & \sigma_{a36} \\ & & & \sigma_{a4} & \sigma_{a45} & \sigma_{a46} \\ & & & & \sigma_{a5} & \sigma_{a56} \\ sim & & & & & \sigma_{a6}^2 \end{bmatrix} \quad (17)$$

$$R_{0i} = \begin{bmatrix} \sigma_{e_i}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad i=1, \dots, 6 \quad (18)$$

3.2.3. Slučajni regresijski model (*Random Regression Model*)

Za modeliranje proizvodne krive za svaki paritet pojedinačno, uz uvažavanje vremenske komponente, ujedno korišćenjem manje parametara za opisivanje longitudinalnih osobina u odnosu na višeosobinski model, koriste se slučajno regresijski modeli (*RRM*). Ovi modeli koriste ortogonalne polinome za opisivanje osobina u funkciji starosti (svaki paritet kao posebna osobina). Dostupno je nekoliko vrsta ortogonalnih polinoma, ali se najčešće upotrebljavaju Ležandrovi, jer se njihovom upotrebom smanjuje korelacija između procenjenih koeficijenata kovarijanse. Ležandrovi polinomi ne zahtevaju prethodne pretpostavke o obliku putanje proizvodne krive i relativno lako se računaju. Po ugledu na sledeće autore: *Luković, 2006; Škorput i sar., 2014; Sell-Kubiak i sar., 2019; Ogawa i sar., 2019*, u ovom istraživanju vremenska promenljiva u *RRM* modelu za osobinu BŽP je paritet.

Model slučajne regresije (19) korišćen u ovoj disertaciji imao je sledeći oblik:

$$y_{ijklmno} = \mu + S_i + G_j + F_k + OL_l + ZO_n + PR_m + b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x}) + b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2 + b_3(z_{ijklmno} - \bar{z}) + l_o + p_{ijklmno} + a_{ijklmno} + e_{ijklmno} + \sum_{s=1}^3 \sum_{t=0}^v \alpha_{st} \Phi t(p_{ijklmn}) + e_{ijklmno} \quad (19)$$

Fiksni uticaji korišćeni u *RRM* modelu za BŽP bili su isti kao i za model ponovljivosti, iz tog razloga ovde neće biti ponovo opisani. Direktni aditivni genetski uticaj životinje ($s=1$), uticaj permanentne okoline u leglima krmače ($s=2$) i uticaj zajedničke okoline u leglu u kome su krmače rođene ($s=3$) korišćeni su kao slučajna regresija na paritet korišćenjem odgovarajućih Ležandrovih polinoma ($\Phi t(p_{ijklmn}^*)$). Korišćeni su Ležandrovi polinomi sa dva člana (LG1) do polinoma sa četiri člana (LG3). Standardizovani paritet (p_{ijklmn}^*) sa opsegom od -1 do +1, izveden je iz 6 pariteta gde je prvi p_{min} , a poslednji (šesti) p_{max} :

$$p_{ijklmn}^* = \frac{2(p - p_{min})}{(p_{max} - p_{min})} \quad (20)$$

RRM model u matičnom zapisu (21) je sličan modelu ponovljivosti (5), međutim lista nepoznatih parametara za slučajne uticaje se razlikuje. *RRM* model se može prikazati u matičnom zapisu na sledeći način:

$$y = X\beta + Z_l l + Z_p p + Z_a a + Z + e \quad (21)$$

gde je y vektor posmatranja, X je matrica incidencije za fiksne uticaje, β je vektor nepoznatih parametara za fiksne uticaje, Z_p je matrica događaja za uticaj permanentne okoline u leglima krmače, p je vektor parametara za uticaj permanentne okoline u leglima krmače, Z_l je matrica događaja za uticaj zajedničke okoline u leglima u kome su krmače rođene, l je vektor parametara za uticaj zajedničke okoline u leglu u kome su krmače rođene, Z_a je matrica događaja za aditivni genetski uticaj, a je vektor parametara za aditivni genetski uticaj, e je vektor ostataka.

Jednačinom 22, prikazana je pretpostavljena struktura očekivanih vrednosti, a jednačinom 24, kovarijanse:

$$E \begin{bmatrix} y \\ p \\ l \\ a \\ \varepsilon \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X\beta \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (22)$$

$$\text{var}(y) = Z_l G_l Z_l' + Z_p G_p Z_p' + Z_a G_a Z_a' + R_e \quad (23)$$

$$\text{var}(y) \begin{bmatrix} l \\ p \\ a \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I_l \otimes K_{0l} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & I_p \otimes K_{0a} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & A \otimes K_{0a} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sum^{\otimes} R_{0i} \end{bmatrix} \quad (24)$$

A je brojač matrice srodstva, K_{0a} je matrica kovarijanse za direktan aditivni genetski uticaj (jednačina 24). K_{0l} je matrica (ko)varijanse za slučajna uticaj legla u kome su životinje rođene/gajene, K_{0p} je matrica (ko)varijanse za permanentni uticaj plotkinje koji pruža svojim uzastopnim leglima, I_l i I_p su matrice događaja, a R_{0i} matrica ostatka. Oznaka \otimes je Kronekerov (direktan) proizvod, oznaka \sum^{\otimes} prestavlja direktan zbir. Struktura matrica (ko)varijanse za K_{0l} i K_{0p} ima isti oblik kao i K_{0a} .

$$K_{0a} = \text{var} \begin{bmatrix} \alpha_{t0} \\ \alpha_{t1} \\ \vdots \\ \alpha_{tt_{A-1}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{\alpha 0} & \alpha_{\alpha 01} & \cdots & \sigma_{\alpha(t_A-1)} \\ & \sigma_{\alpha 1} & \cdots & \sigma_{\alpha(t_A-1)} \\ & & \ddots & \vdots \\ & & & \sigma^2_{\alpha t_{A-1}} \end{bmatrix} \quad (25)$$

Za svaku kombinaciju između dva pariteta za BŽP izračunate su (ko)varijanse za sve slučajne uticaje, kao što je prikazano u jednačini 26, za direktan aditivni genetski uticaj.

$$C_a = \Phi K K_a \Phi' \quad (26)$$

C_a je matrica (ko)varijansi i matrica koja sadrži regresijske uticaje za Ležandrove polinome (Φ) trećeg reda za svaki paritet.

Procena komponenti (ko)varijanse u modelu slučajne regresije, zasnovana je na *REML* metodi. Komponente (ko)varijanse izračunate ovim modelom su dobijene pomoću programskog paketa *VCE-6* (Groeneveld i sar., 2010), sa tim što su procedure SAS/IML i SAS/GRAPH iz programskom paketa *SAS* (*The SAS System for Windows, Release 9.4. Cary, NC, USA n.d.*) korišćene za prikaz rezultata dobijenih iz programskog paketa *VCE-6*.

3.3. Protok gena (*Gene Flow*)

Intenzitet i pravac kretanja gena životinja između sve tri farme procenjena je pomoću metode protok gena (*engl. Gene Flow*) (*Kennedy, 1993*). Genetska povezanost između stada metodom protoka gena se izračunava množenjem matrice $XZTQ$, gde Q označava bazne životinje u odnosu na njihovu farmu, a T je donja trouglasta matrica koja prati kretanje gena iz jedne generacije do sledeće, tako da je brojilac veze matrica $A = T'WT$, i W je dijagonala matrica Mendelovih varijansi uzorkovanja.

Protok gena između farmi izračunat je za period od 13 godina. Za ovu vrstu analize formiran je pedigree fajl koji je sadržao podatke o svim grlima sa sve tri analizirane farme. U odnosu na pedigree fajl korišćen pri proceni komponenti varijanse, ovde je neophodno bilo dodati još samo podatak sa koje farme grla potiču. Formiranje matrica i izračunavanje protoka gena između farmi urađeno je u *R-Studio programskom paketu* (*Team, R Development Core, 2021*), korišćenjem sledećih programskih paketa: *pedigreemm*, *pedigree* i *MatrixModels*.

3.4. Stepen povezanosti između farmi (*Connectedness rating*)

Za procenu povezanosti između farmi korišćena je mera ocene povezanosti (*engl. Connectedness rating*) (*Mathur i sar., 2002*). Program za računanje ocene povezanosti, koji je korišćen za ovu metodu, preuzet je sa web stranice Kanadskog centra za unapređenje svinja (<http://www.ccsi.ca/connectedness/>) (*Mathur, 1998*). Model sa jednom osobinom (*engl. Single trait*) je korišćen za procenu ocene povezanosti u ovom istraživanju. Sve tri farme, kao i svi genotipovi koji se gaje na farmama uključeni su u analizu ocene povezanosti. Pretpostavke modela bile su sledeće:

$E(\mathbf{y}) = \mathbf{Xb}$, $\mathbf{l}|\mathbf{L} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{L})$, $\mathbf{l}|\mathbf{P} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{P})$, $\mathbf{a}|\mathbf{G} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{A}\sigma_a^2)$, $\mathbf{e}|\mathbf{R} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{R})$, gde je A brojilac matrice odnosa. Jednačina mešovitog modela (*MME*) za odgovarajući model (4) su:

$$\begin{bmatrix} X^T X & X^T Z_c & X^T Z_d & X^T Z_a \\ Z_c^T X & Z_c^T Z_c + I\sigma_e^2\sigma_a^{-2} & Z_d^T Z_c & Z_c^T Z_a \\ Z_d^T X & Z_d^T Z_c & Z_d^T Z_d + I\sigma_e^2\sigma_a^{-2} & Z_d^T Z_a \\ Z_a^T X & Z_a^T Z_c & Z_a^T Z_d & Z_a^T Z_a + A^{-1}\sigma_e^2\sigma_a^{-2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{b} \\ \mathbf{c} \\ \mathbf{d} \\ \mathbf{a} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X^T \mathbf{y} \\ Z_c^T \mathbf{y} \\ Z_d^T \mathbf{y} \\ Z_a^T \mathbf{y} \end{bmatrix} \quad (27)$$

Navedeni sistem je rešen pomoću *PEST* programa (*Groeneveld i sar., 1990*) kako bi se dobile varijanse greške procene (*PEV*). Ocena povezanosti (*Op*) je definisana kao korelacija između procene efekata farmi:

$$Op = \frac{Cov(\hat{h}_i, \hat{h}_j)}{\sqrt{Var(\hat{h}_i) Var(\hat{h}_j)}} \quad (28)$$

gde su, varijanse $Var(\hat{h}_i)$, $Var(\hat{h}_j)$, i kovarijanse $Cov(\hat{h}_i, \hat{h}_j)$ parametri koji predstavljaju uticaje određenih kombinacija farmi, a procenjeni su direktnim rešavanjem leve strane jednačine mešovitog modela (*MME*). Varijanse i kovarijanse praktično predstavljaju elemente invertovane matrice mešovitog modela koji se odnose na uticaje farme. Međutim, zbog složenog i zahtevnog računskog postupka za kompletnu inverziju matrica višeg reda, što se podrazumeva kod jednačina mešovitog modela sa većim brojem uticaja i velikim obimom obuhvaćenih podataka, *Mathur i sar. (1998)* predložili su korišćenje sledeće jednačine:

$$-\mathbf{W}^T \mathbf{W} (\mathbf{W}^T \mathbf{W})^{-1} = \mathbf{I} \quad (29)$$

$$\mathbf{W}^T\mathbf{W}(\mathbf{W}^T\mathbf{W})_i^{-1}=\mathbf{I}_i \quad (30)$$

gde je $(\mathbf{W}^T\mathbf{W})_i^{-1}$ matrica koeficijenata $\mathbf{W}^T\mathbf{W}$ sa svim vrednostima postavljenim na nulu, osim za blok koji uključuje farme \mathbf{I} , a \mathbf{I}_i je matrica događaja sa vrednostima dijagonale različite od nule samo za odgovarajuće farme \mathbf{i} . Rešavanjem gornjeg sistema jednačina (29) mogu se dobiti potrebni elementi za izračunavanje ocene povezanosti (30). Ovo je urađeno pomoću programa za izračunavanje ocene povezanosti (<http://www.ccsi.ca/connectedness/>) (Mathur, 1998). Prosečna ocena povezanosti jedne farme i svih ostalih farmi može se definisati kao prosek od ocene povezanosti sa svim ostalim farmama u analizi. Prosečna ocena povezanosti je izračunata za sve farme u periodu od 13 godina. Sva četiri genotipa gajena na analiziranim farmama su uključena u analizu.

3.5. Pouzdanost procene priplodne vrednosti

Pouzdanost procene priplodne vrednosti (*engl. Reliability of estimated breeding values - r^2*) je izračunata na sledeći način:

$$r^2=1-(PEV/VarA) \quad (31)$$

gde je PEV varijansa greške predviđanja, a $VarA$ je aditivna genetska varijansa u analiziranoj populaciji (Mrode, 2005). PEV je izračunata direktnim rešavanjem leve strane jednačine mešovitog modela (MME).

Kod procene priplodne vrednosti BŽP u uzastopnim prašenjima tretiran je kao osobina koja se ponavlja više puta u toku proizvodnog veka (*repeatability model*), tako da je praktično primenjen *Single Trait Animal Model*. Da bi se procenile priplodne vrednosti i njihova pouzdanost, bilo je potrebno da se prvo procene komponente varijanse. Komponente varijanse, priplodne vrednosti i njihova pouzdanost procenjene su korišćenjem istog modela (jednačina 4) kako bi se obezbedilo adekvatno poređenje priplodne vrednosti između farmi. Prvo su procenjene komponente varijanse za svaku farmu posebno, a zatim i za sve tri farme zajedno. Za ocenu komponenti varijanse korišćen je softver *VCE-6* (Groeneveld i sar., 2010). Pouzdanost je izračunata za sve procenjene priplodne vrednosti i izručanata je prosečna pouzdanost za svaku pojedinačnu farmu i za sve tri farme zajedno. Procena priplodne vrednosti je izvršena pomoću *PEST* programa (Groeneveld i sar. 1990).

4. Rezultati i diskusija

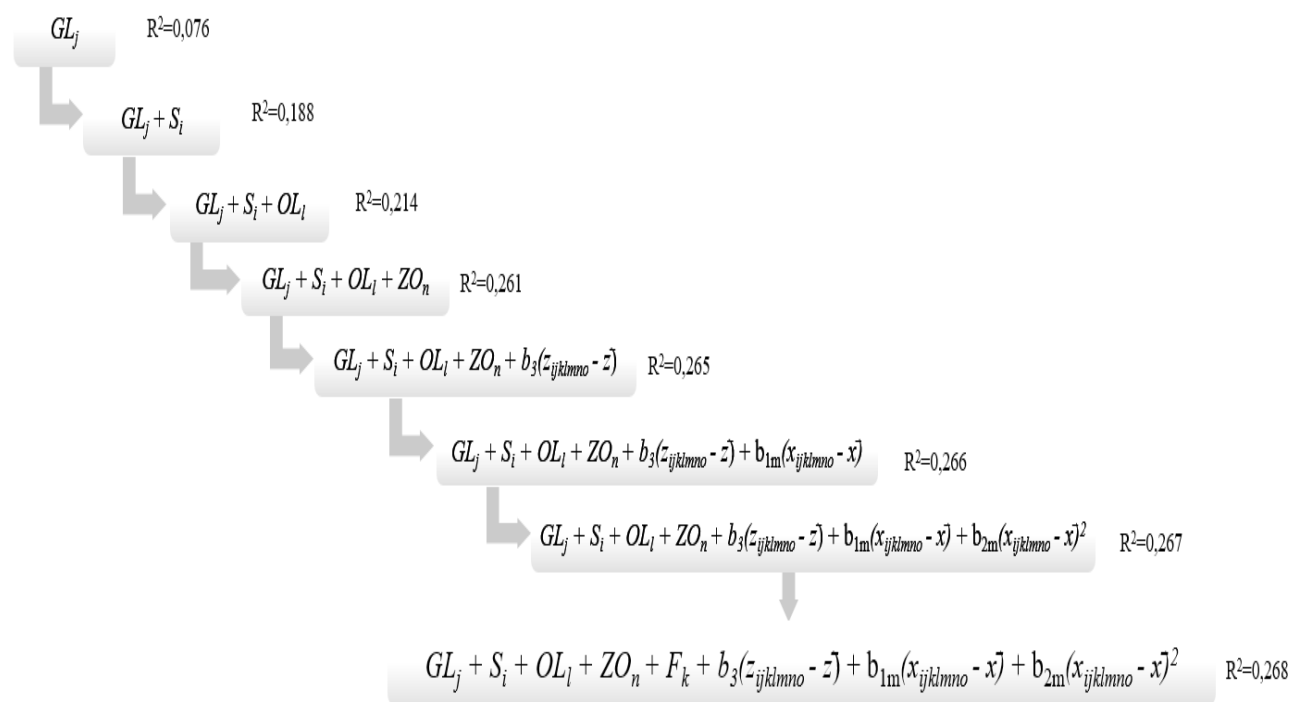
Dobijeni rezultati, njihova analiza i diskusija u ovom poglavlju će biti predstavljeni u tri dela. Prvi deo će se odnositi na fenotipsku varijabilnost osobina veličine legla krmača pod uticajem sistematskih i regresijskih efekata. Drugi deo rezultata i diskusije se odnosi na genotipsku varijabilnost i povezanost osobina veličine legla krmača, utvrđenu različitim metodskim postupcima (*model ponovljivosti, višeosobinski model, slučajni regresijski model*). Treći deo prikazuje prednosti postojanja genetskih veza (*metoda protok gena između farmi i stepen povezanosti između farmi*) na analiziranim farmama i posledično njihov uticaj na pouzdanost procenjene priplodne vrednosti.

4.1. Fenotipska varijabilnost broja živorođene prasadi

Determinisanje efekata koji utiču na fenotipsku varijabilnost osobina veličine legla krmača urađeno je na osnovu poznavanja biologije plodnosti krmača i dostupnosti informacija u prikupljenom setu podataka na sve tri farme. Iz dostupnih podataka, uz pomoć statističkih procedura, determinisani su uticaji koji statistički značajno dovode do varijabilnosti broja živorođene prasadi (BŽP) u leglu krmača. Svi efekti koji su pokazali statistički značajan uticaj na varijabilnost BŽP su uključeni u modele. Uticaji uključeni u model ponovljivosti (engl. *Repeatability model*) korišćeni su i u modelu sa više osobina (engl. *Multitrait Model*) i modelu slučajne regresije (engl. *Random Regression Model*). Put dolaska do optimalnog modela prikazan je na grafikonu 2. Korišćene su različite kombinacije uticaja koje su ispoljile statistički značajan uticaj na varijabilnost BŽP.

Najjednostavniji model prikazan na grafikonu 2, sadržao je samo uticaj genotipa, dok je najsloženiji optimalni model ponovljivosti ujedno korišćen za procenu genetskih parametara i priplodne vrednosti uključivao sledeće uticaje: genotip legla (GL_j), sezona iskazana kao interakcija godine i meseca uspešnog pripusta (S_i), otac legla (OL_i), trajanje prethodnog perioda zalučenje-oplodnja (ZO_n), uticaj farme (F_k), paritet, odnosno prašenje po redu (PR), linearno regresijski uticaj trajanja prethodne laktacije ($b_3(z_{ijklmno} - \bar{z})$), starost krmače pri prašenju kao kvadratna regresija ugnježdjena u okviru pariteta ($b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x}) + b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$).

Vrednosti koeficijenata determinacije (R^2) i broj stepeni slobode modela ($d.f.$), su pored statističke značajnosti korišćeni kao kriterijumi za utvrđivanje optimalnog modela (prilog 2). Modeli su objašnjavali od 7% do 28% ukupne varijabilnosti. Koeficijenti determinacije modela ponovljivosti koji su korišćeni za procenu genetskih parametara za BŽP u radovima Luković (2006), Radojković (2007) i Škorput (2013), imali su manje vrednosti, oko 10%, u odnosu na vrednost ovog parametra za model ponovljivosti koji je korišćen u ovom istraživanju (26,8%).


Grafikon 2. Razvoj sistemskog dela modela za procenu genetskih parametara

U cilju sagledavanja fenotipske varijabilnosti broja živorođene prasadi u leglima krmača u Tabeli 11 je prikazana deskriptivna statistička analiza za navedenu osobinu. Broj živorođene prasadi na farmi A prosečno je iznosio 16,18, na farmi B 14,01, na farmi C 16,88. Populacioni prosečni BŽP na sve tri analizirane farme iznosio je 16,06. Prosečne vrednosti za osobinu BŽP svih genotipova na analiziranim farmama su bile veće u odnosu na vrednosti ove osobine zabeležene u radovima *Vincek (2005)*, *Kosovac i sar. (2005)* i *Živković i sar. (2018)*. Krmače su na analiziranim farmama prasile od 0 do 31 živorođene prasadi. Koeficijent varijacije se kretao u intervalu od 22,15% (farma A) do 27,07% (farma B). Vrednosti ovog parametra, kako navode *Radoković (2007)* i *Costa i sar. (2016)* za osobinu BŽP, se najčešće kreću u opsegu od 20% do 25%, što je slučaj i u ovom istraživanju, izuzev na farmi B gde je zabeležena veća vrednost koeficijenta varijacije i iznosila je 27,07%.

Tabela 11. Deskriptivna statistika za osobinu broj živorođene prasadi (BŽP) na analiziranim farmama

Osobina	Farma	N	\bar{x}	min	max	SD	CV
Broj živorođene prasadi (BŽP)	A	36200	16,18	0,00	31,00	3,59	22,15
	B	7823	14,01	0,00	31,00	3,79	27,07
	C	14020	16,88	0,00	30,00	3,85	22,80
	ABC	58043	16,06	0,00	31,00	3,78	23,53

N- broj legala; \bar{x} - Prosečan BŽP; min- minimum; max- maximum; SD- standardna devijacija; CV- koeficijent varijacije.

4.1.1. Fenotipska varijabilnost broja živorođene prasadi pod uticajem genotipa

Uticaj genotipa plotkinje statistički je visoko značajno ($p < 0,001$) doprineo variranju BŽP u leglu krmača (Tabela 12). Analiza varijabilnosti ove osobine pod uticajem genotipa plotkinje sprovedena je na osnovu rezultata plodnosti krmača realizovanih na farmama A, B i C, kao i na sve tri farme zajedno ABC (prilozi 3, 4, 5 i 6).

Razlike između genotipova gajenih plotkinja na farmama prikazane su kao odstupanje ocene proseka BŽP ostalih genotipova u odnosu na prosek velikog jorkšira, kao i proseci najmanjih kvadrata i standardne greške (LSM±SE). Značajno variranje u vrednostima prosečnog broja živorođene prasadi se može uočiti između svih genotipova na farmama koje su uključene u istraživanje. Interval variranja između genotipova za osobnu BŽP bio je od 12,74 do 17,38. Krmače genotipa VJ imale su najmanju veličinu legla od svih analiziranih genotipova na farmi A (13,54), kao i u radu *Alam i sar. (2021)* gde su zabeležene najmanje vrednosti BŽP za rasu VJ. Na farmama B i C genotip L imao je veći BŽP u odnosu na rasu VJ, kao u istraživanju *Yang i sar. (2023)*.

Tabela 12. Poređenje genotipova na analiziranim farmama za osobinu broj živorođene prasadi (BŽP)

Farma	Genotip	Broj prašenja	EST±SE	P-vrednost	LSM±SE	P-vrednost
A	L	591	-0,79±0,17	0,0001	12,74±0,14	0,0001
	LxVJ	21948	2,48±0,10	0,0001	16,02±0,02	0,0001
	VJxL	12550	3,30±0,10	0,0001	16,85±0,03	0,0001
	VJ	1111	13,54*	-	13,54±0,10	0,0001
B	L	3510	-0,25±0,08	0,0029	13,86±0,06	0,0001
	VJ	4313	14,12*	-	14,12±0,05	0,0001
C	L	988	-0,99±0,17	0,0001	14,79±0,12	0,0001
	LxVJ	5801	1,06±0,13	0,0001	16,85±0,04	0,0001
	VJxL	6378	1,59±0,13	0,0001	17,38±0,04	0,0001
	VJ	853	15,78*	-	15,78±0,12	0,0001
ABC	L	5089	-0,33±0,06	0,0001	13,91±0,05	0,0001
	LxVJ	27749	1,95±0,05	0,0001	16,20±0,02	0,0001
	VJxL	18928	2,78±0,05	0,0001	17,02±0,02	0,0001
	VJ	6277	14,24*	-	14,24±0,04	0,0001

EST±SE- odstupanje procene od proseka za VJ rasu; LSM±SE- Prosek najmanjih kvadrata i standardna greška; *- Prosečan broj živorođene prasadi za rasu VJ.

Genotipovi VJ^xL i L^xVJ imali su veći broj živorođene prasadi u odnosu na čiste rase L i VJ, kako se i pretpostavljalo, zbog postojanja heterozis efekta. Krmače melezi F1 generacije imale su od 1,067 do 3,303 više živorođene prasadi u odnosu na rasu VJ. Kada su analizirane sve tri farme istovremeno najveći BŽP su imale krmače melezi VJ^xL, prosečno 17,02. Poznato je da se ukrštanjem rasa kod niskonaslednih osobina kao što je veličina legla krmača mogu ostvariti visoki heterozis efekti (*Cassady i sar., 2002; Luković, 2006; Radojković, 2007; Nielsen i sar. 2013; Đedović, 2015; Noguera i sar., 2019; Sell-Kubiak, 2021*), što može biti uzrok većeg BŽP u leglima krmača meleza i u

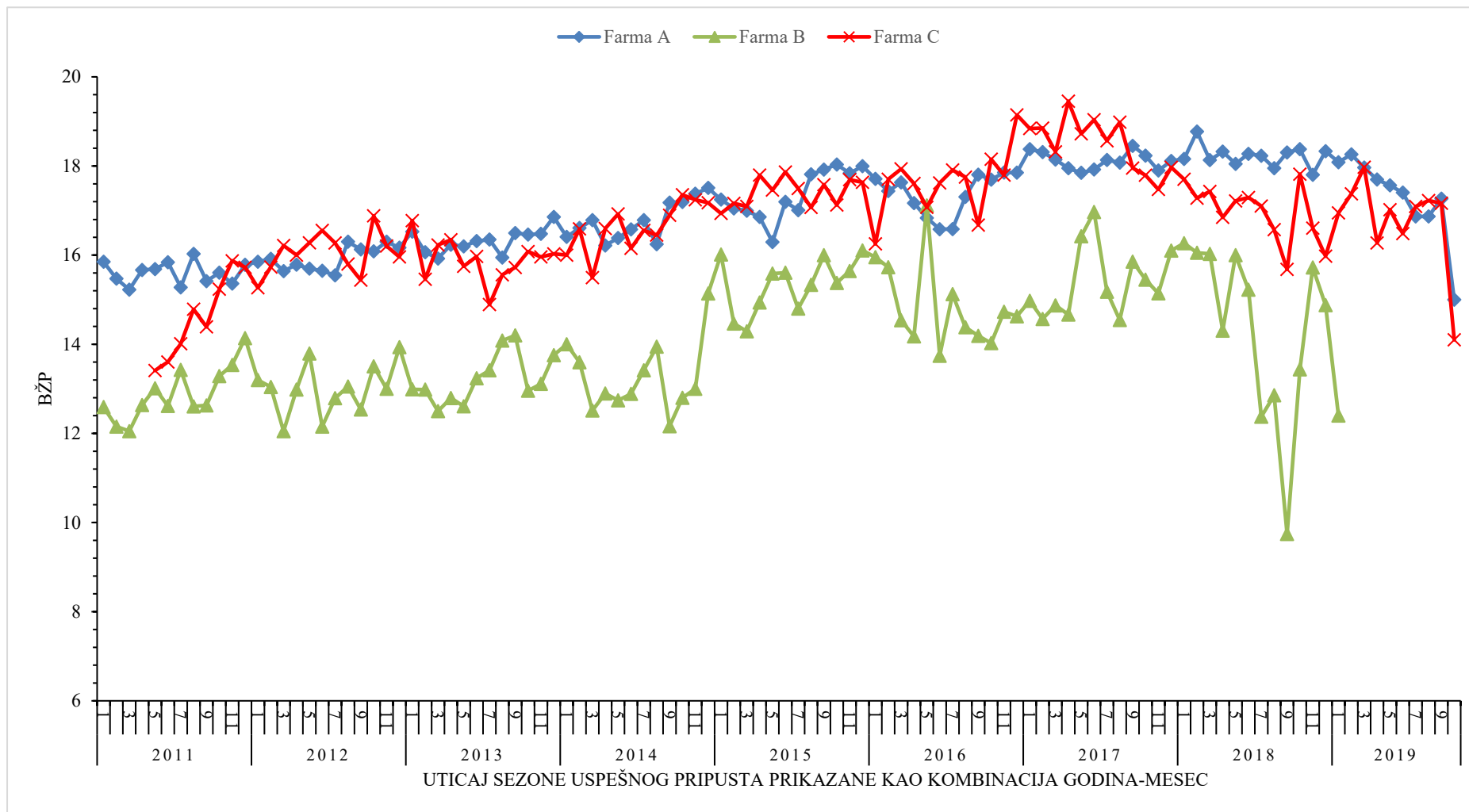
ispitivanoj populaciji u ovom istraživanju. Veće vrednosti za osobinu BŽP kod F1 plotkinja usled pojave heterozis efekta zabeležen je i u radovima: *Petrović i sar., 2002; Vincek, 2005; Kosovac i sar., 2005; Nielsen i sar., 2013; Škorput, 2013; Stojiljković i sar., 2021*. Autori *Lukač i sar. (2014)*, zabeležili su prosečno veći BŽP u leglu krmača rase VJ i L u odnosu na meleze VJ^xL i L^xVJ, suprotno od rezultata dobijenih u ovom istraživanju gde su F1 plotkinje imale veći BŽP.

4.1.2. Fenotipska varijabilnost broja živorođene prasadi pod uticajem sezone

Uticaj sezone, analiziran kao interakcija mesec-godina uspešnog pripusta, je statistički visoko značajno ($p < 0,001$) uticao na varijabilnost BŽP (prilozi 3, 4, 5 i 6). Na sve tri farme zapažaju se dugoročne i kratkoročne promene u prosečnom BŽP kroz godine i unutar godina (grafikon 3). Uočljivim dugoročnim promenama obuhvaćen je kroz godine trend progresivnog povećanja BŽP, koji je verovatno posledica efekta selekcije ove osobine tokom analiziranog perioda. Sličan trend primećen je i u radovima *Luković i sar. (2007), Radojković (2007), Škorput (2013) i Radojković i sar. (2014)*. U poslednjoj analiziranoj, 2019. godini, zapaža se pad prosečnog BŽP na sve tri farme, što bi se moglo pripisati manjem broju fenotipskih zapisa u toj godini. Veći prosečan BŽP na farmama A i C u odnosu na farmu B kroz godine je posledica već pomenutog heterozis efekta, jer se na farmi B gaje samo grla čiste rase.

Iako su analizirane farme moderne, industrijske, zatvorenog tipa sa kontrolisanim mikroklimatom, na grafikonu 3 se mogu videti i kratkoročne promene unutar godine koje mogu biti posledica temperaturnih kolebanja u toku godine, uticaja bolesti, ishrane i drugih nepoznatih izvora variranja. Najveće variranje u BŽP između dva susedna meseca unutar svih godina uočava se na farmi B, dok je na farmi A najmanje izraženo. Od 2015. godine vidi se povećanje u prosečnom BŽP u odnosu na prethodni posmatrani period. Takođe, nakon 2015. godine zapažena je veća varijabilnost između susednih meseci. Ovaj trend se može objasniti time da je usled visokog intenziteta selekcije na poboljšanje reproduktivnih i drugih ekonomski značajnih osobina došlo do ubrzanja metabolizma plotkinja, što je proizvelo veću osetljivost na toplotni stres, što je prikazano i u radu *Thornton (2010)*. Slične zaključke u svom istraživanju navode i *Hörtenhuber i sar. (2020)*, oni zaključuju da uticaj klimatskih promena dovodi do čestih ekstremnih temperaturnih kolebanja i sve to povezuju sa variranjem ostvarenih rezultata plodnosti krmača.

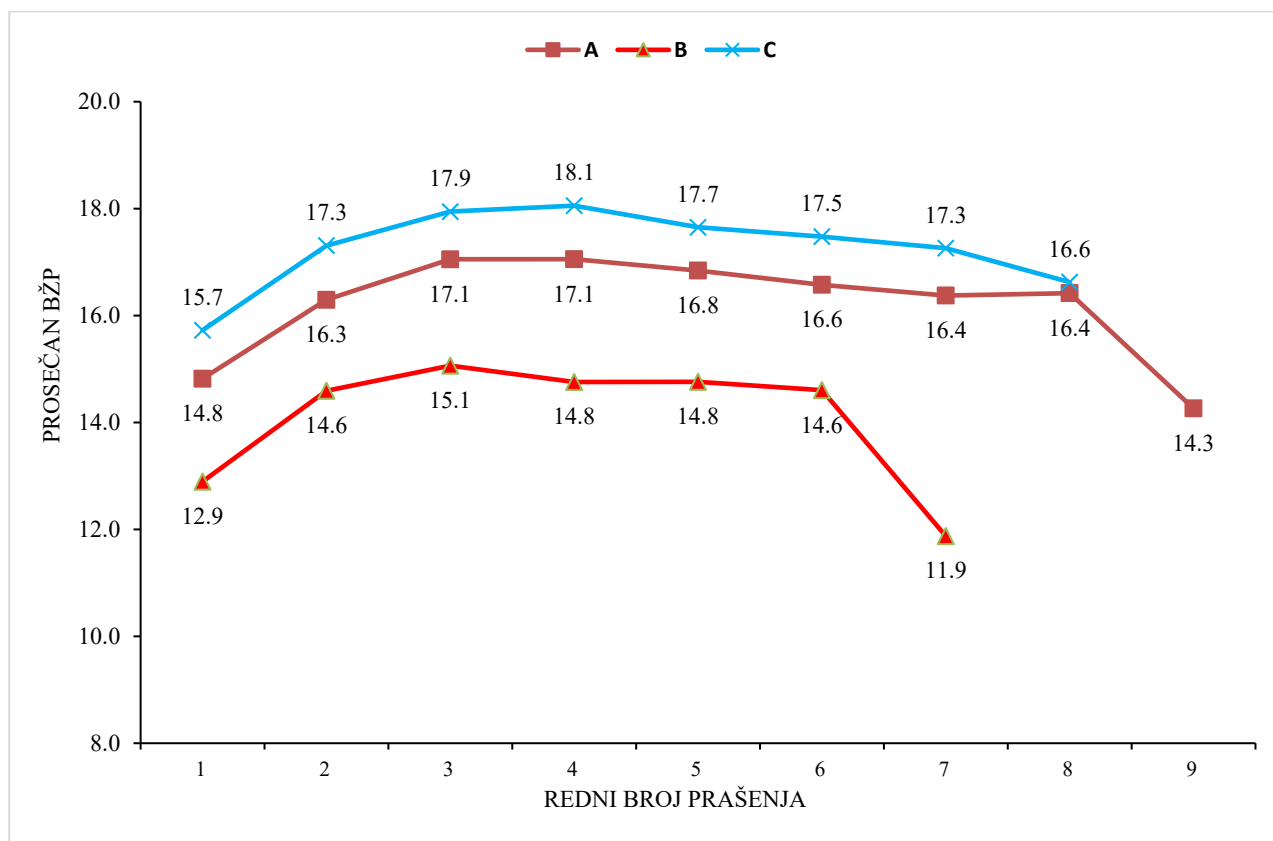
Uticaj sezone pripusta prikazane kao interakcija mesec-godina na variranje osobine BŽP je potvrđen u ovoj analizi, kao i u radovima sledećih autora: *Tummaruk i sar., 2001; Luković i sar., 2004; Serenius i sar., 2004; Vincek, 2005; Luković, 2006; Luković i sar., 2007; Radojković, 2007; Škorput, 2013; Radojković i sar., 2014; Popovac, 2016; Radojković i sar., 2018; Škorput i sar., 2013; Stojiljković i sar., 2022*.



Grafikon 3. Uticaj sezone pripusta na broj živorođene prasadi (BŽP)

4.1.3. Fenotipska varijabilnost broja živorođene prasadi pod uticajem starosti pri prašenju i pariteta

Proseci za broj živorođene prasadi u okviru pariteta unutar svake farme prikazani su na grafikonu 4. Veličina legla se značajno povećavala do trećeg pariteta, kada je zabeležena i najveća veličina legla, izuzev na farmi A, gde je u četvrtom paritetu bio najveći prosečan BŽP. Nakon trećeg pariteta, dostignuta veličina legla se zadržala na istom nivou do petog, i u sledećim paritetima se postepeno smanjivala. Najveći prosečan BŽP po prašenjima je zabeležen na farmi C (18,1 u četvrtom prašenju). Razlike u veličini legla između farme B u odnosu na A i C, su posledica već pomenutog heterozis efekta jer su na farmi B bile zastupljene samo čiste rase. Promene u broju živorođene prasadi po paritetima su u saglasnosti sa rezultatima prikazanim u sledećim istraživanjima: *Vincek, 2005; Luković, 2006; Radojković, 2007; Škorput, 2013; Popovac, 2016; Sell-Kubiak i sar., 2018; Kramarenko i sar., 2020; Stojiljković i sar., 2021.*



Grafikon 4. Prosečne vrednosti broja živorođene prasadi (BŽP) po paritetima za farme A, B i C

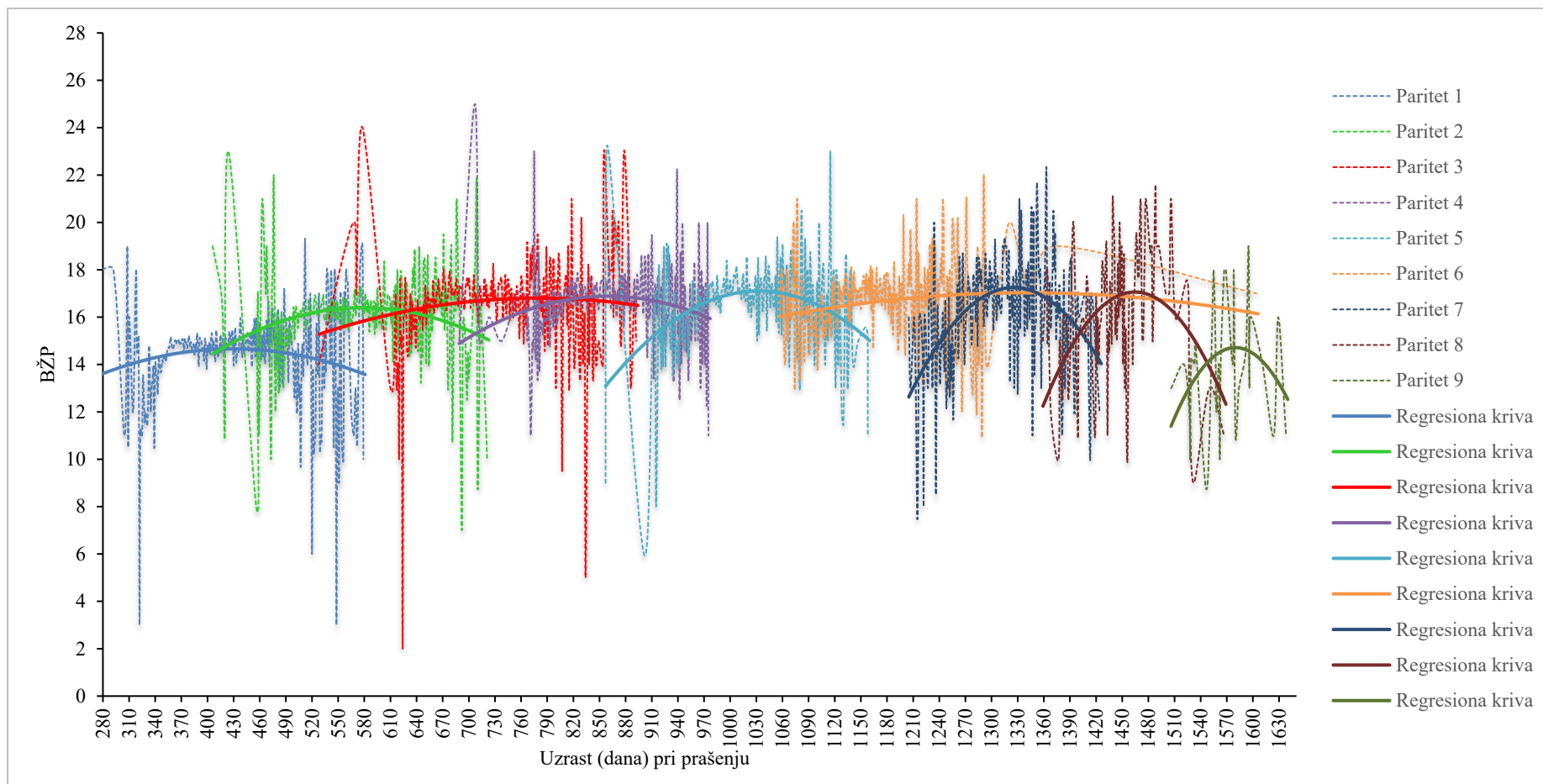
Starost pri prašenju se može izraziti hronološki ili kroz paritete. Prikaz starosti kroz paritete najčešće nije dovoljan da bi se objasnila varijabilnost pod uticajem ovog efekta. Veličina legla se povećavala sa paritetom do trećeg što se poklapa sa određenim uzrastom. Međutim, starost pri prašenju unutar svakog pariteta znatno varira, što se jasno može videti na grafikonu 5. Širok raspon mogućih uzrasta pri prašenju u okviru pariteta je razlog zašto se ova dva uticaja kombinuju i posmatraju u modelima kao kvadratni regresijski uticaj starosti pri prašenju ugnježden u okviru pariteta. Kvadratni regresijski uticaj starosti pri prašenju ugnježden u okviru pariteta je statistički visoko značajno uticao ($p < 0,001$) na broj živorođene prasadi pri analizi podataka sa farmi A, C, i ABC, dok pri analizi podataka sa farme B nije ispoljio statistički značajan uticaj (prilozi 3, 4, 5 i 6).

Na grafikonu 5, uočava se da je opravdano posmatrati, odnosno tretirati ovaj efekat kao kvadratni regresijski uticaj. Analizom regresione krive primećuje se da se do određene starosti beleži povećanje prosečnog BŽP, nakon čega postepeno opada u gotovo svim paritetima. Ova dinamika

ukazuje na to da linearni regresijski uticaj ne može potpuno odražavati sliku promene posmatrane osobine, već je neophodno koristiti kvadratni regresijski uticaj. Dodatno, analiza prelomnih tačaka regresionih krivi između 9. posmatranih pariteta ukazuje na značaj starosti pri prašenju na prosečan BŽP, više nego sam redosled prašenja.

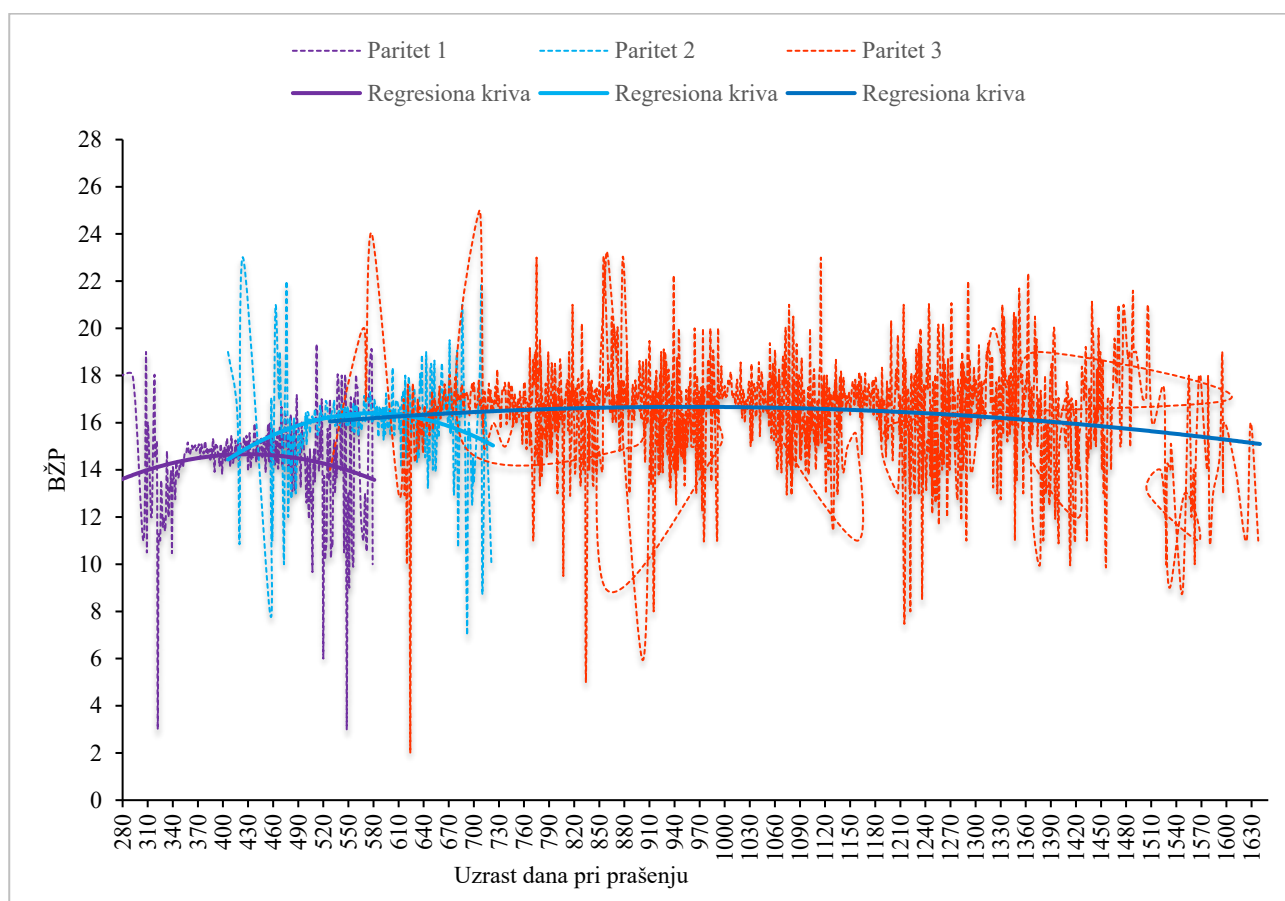
Postavljanje uticaja starosti pri prašenju kao kvadratne regresije ugnežđen u okviru pariteta i njen statistički visoko značajan uticaj ($p < 0,001$) je u skladu sa rezultatima prikazanim u radovima: *Marois i sar., 2000; Kim, 2001; Luković, 2006; Luković i sar., 2007; Radojković, 2007; Škorput, 2013; Radojković i sar., 2014; Popovac, 2016; Stojiljković i sar., 2022.*

Prosečan BŽP kod krmača koje su se prasile pri manjem uzrastu kod prvog prašenja bio je manji i u drugom, verovatno zbog nedovršenog procesa sazrevanja. Nazimice imaju manju fiziološku sposobnost da proizvedu velika legla, jer im materica nije u potpunosti razvijena (*Tummaruk i sar., 2001; Radojković, 2007*). U trećem paritetu, uticaj starosti na BŽP je bio manje izražen u odnosu na prva dva prašenja. Sličan trend je zabeležen i u radu *Luković (2006)*.



Grafikon 5. Prosečan broj živorođene prasadi (BŽP) u zavisnosti od starosti pri prašenju i pariteta, kao i regresijske krive po paritetima (farma ABC)

U konačnom modelu ponovljivosti (jednačina 4) i jednom modelu sa više osobina (jednačina 11) BŽP analiziran je kao klasni uticaj, od trećeg do devetog pariteta formirana je jedna klasa, a prvi i drugi su posmatrani posebno (grafikon 6). Nakon drugog pariteta, odnosno u intervalu od trećeg do devetog, iako su uočljive varijacije u prosečnom BŽP, najveći broj zapisa prati regresionu krivu. Ovaj trend opravdava posmatranje trećeg i ostalih pariteta kao jedne klase, što je prikazano i u istraživanjima: *Tribout i sar., 1998; Marois i sar., 2000; Luković, 2006; Radojković, 2007; Škorput, 2013; Radojković i sar., 2014; Popovac, 2016; Radojković i sar., 2018; Stojiljković i sar., 2022.*



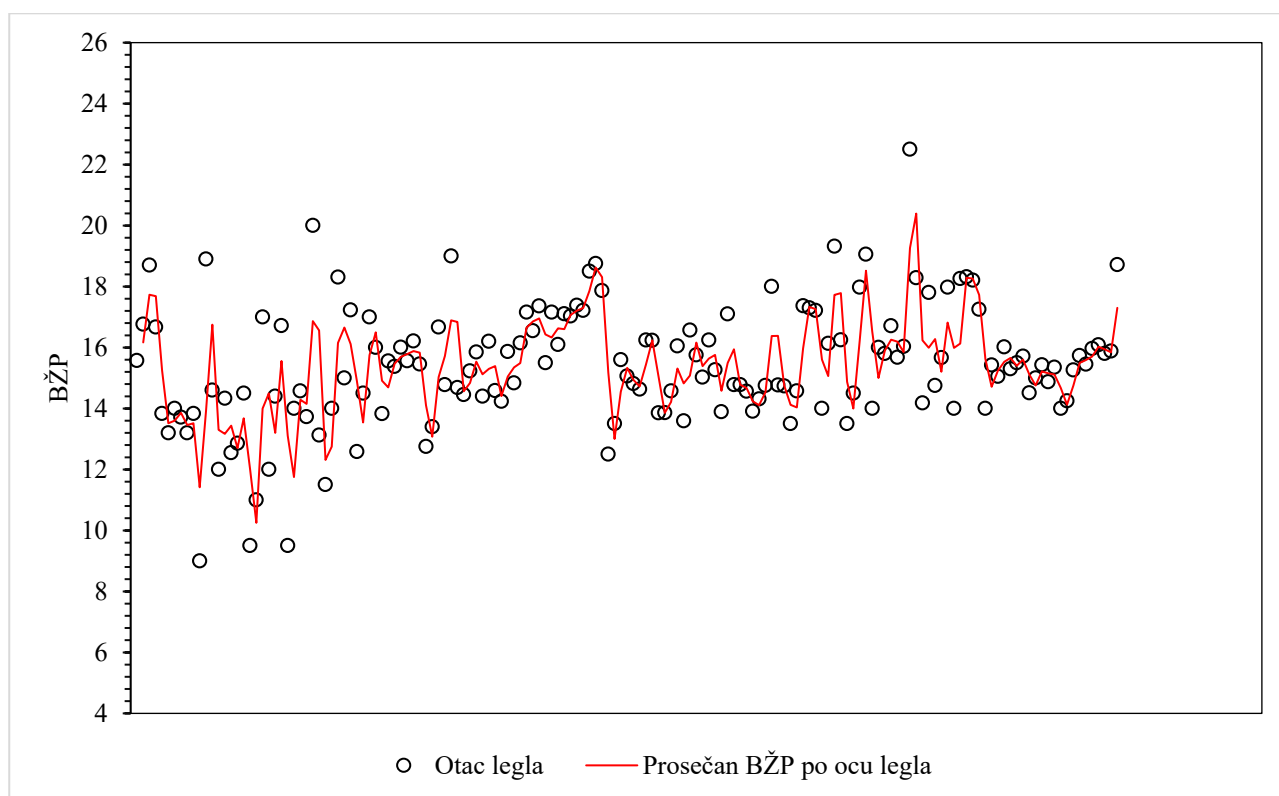
Grafikon 6. Prosečan broj živorođene prasadi (BŽP) u zavisnosti od starosti pri prašenju i pariteta, kao i regresijske krive po paritetima (farma ABC)

4.1.4. Fenotipska varijabilnost broja živorođene prasadi pod uticajem oca legla

Uticaj oca legla na fenotipsku varijabilnost BŽP posmatran je u modelima za procenu genetskih parametara kao fiksni efekat i pokazao je statistički visoko značajan uticaj ($p < 0,001$) kada su analizirani podaci sa farme B, C i ABC, dok je kod analize podataka sa farme A statistički veoma značajno ($p < 0,01$) uticao na varijabilnost ove osobine (prilozi 3, 4, 5 i 6). Ovaj uticaj je posmatran kao direktan uticaj oca legla na BŽP i razlikuje se u odnosu na uticaj oca plotkinje koji je uključen u matricu srodstva i čiji je uticaj prikazan kao „indirektan” uticaj na plodnost njegovih ćerki. Iako analizirani uticaj oca legla sadrži genetsku komponentu (koja podrazumeva prenošenje nasledne osnove na oprašenu prasadu u leglu i u prenatalnom periodu se manifestuje preko vitalnosti i sposobnosti za održanjem embriona, a u postnatalnom preko vitalnosti, otpornosti i životne sposobnosti prasadi što sve utiče na veličinu legla odn. njegovu brojnost), ovde je posmatran pre svega kao direktan uticaj koji je obuhvatio potencijalne uticaje različitog razblaženja ejakulata,

različit spektar visokih temperatura i druge efekte okoline koji mogu pozitivno ili negativno uticati na BŽP u leglu krmača. U svojim istraživanjima brojni autori su predstavili značaj posmatranja ovog uticaja kao sistematskog: *Luković, i sar. 2004; Vincek, 2005; Luković, 2006; Luković, i sar. 2007; Radojković, 2007; Wolf i Wolfova, 2012; Radojković i sar., 2014; Radojković i sar., 2018; Stojiljković i sar. 2022.*

Varijabilnost BŽP pod uticajem oca legla se jasno može videti na grafikonu 7 i iz tabele 13. Na grafikonu su prikazane prosečne vrednosti BŽP za očeve koji su imali najmanje 10 legala. Na grafikonu 7, primetno je da najveći broj očeva ima prosečan BŽP po leglu u intervalu od -3 do +3 (od 12 do 18 BŽP). Međutim, razlika između najveće i najmanje zabeležene vrednosti za prosečan BŽP po ocu legla bila je 13,5 (tabela 13). S obzirom na veliki broj legala po ocu, ove razlike nisu slučajne i mogu se koristiti za eliminisanje nerastova čija legla imaju mali BŽP. Na ovaj način bi se moglo direktno uticati na ostvarenu plodnost krmača na farmama. Sličan trend je zabeležen i u radu *Luković (2006)*, gde autor preporučuje da se posveti posebna pažnja očevima sa ekstremno niskim vrednostima (kao što je npr. otac 3645 u tabeli 13) i visokim vrednostima (otac 6867, tabela 13) za prosečan BŽP po leglu.



Grafikon 7. Prosečan broj živorođene prasadi (BŽP) po ocu legla (farma ABC)

Prikazane vrednosti prosečnog BŽP po očevima legala, kao i već pomenuta značajnost ovog uticaja na varijabilnost analizirane osobine u saglasnosti su sa rezultatima koje su prikazali u svojim istraživanjima sledeći autori: *Chen i sar., 2003; Luković, 2006; Radojković, 2007; Neto i sar., 2009; Škorput, 2013; Škorput i sar., 2015; Popovac, 2016; Radojković i sar. 2018; Konta i sar., 2020.*

Tabela 13. Varijabilnost broja živorođene prasadi (BŽP) po očevima pri analizi sve tri farme istovremeno (ABC)

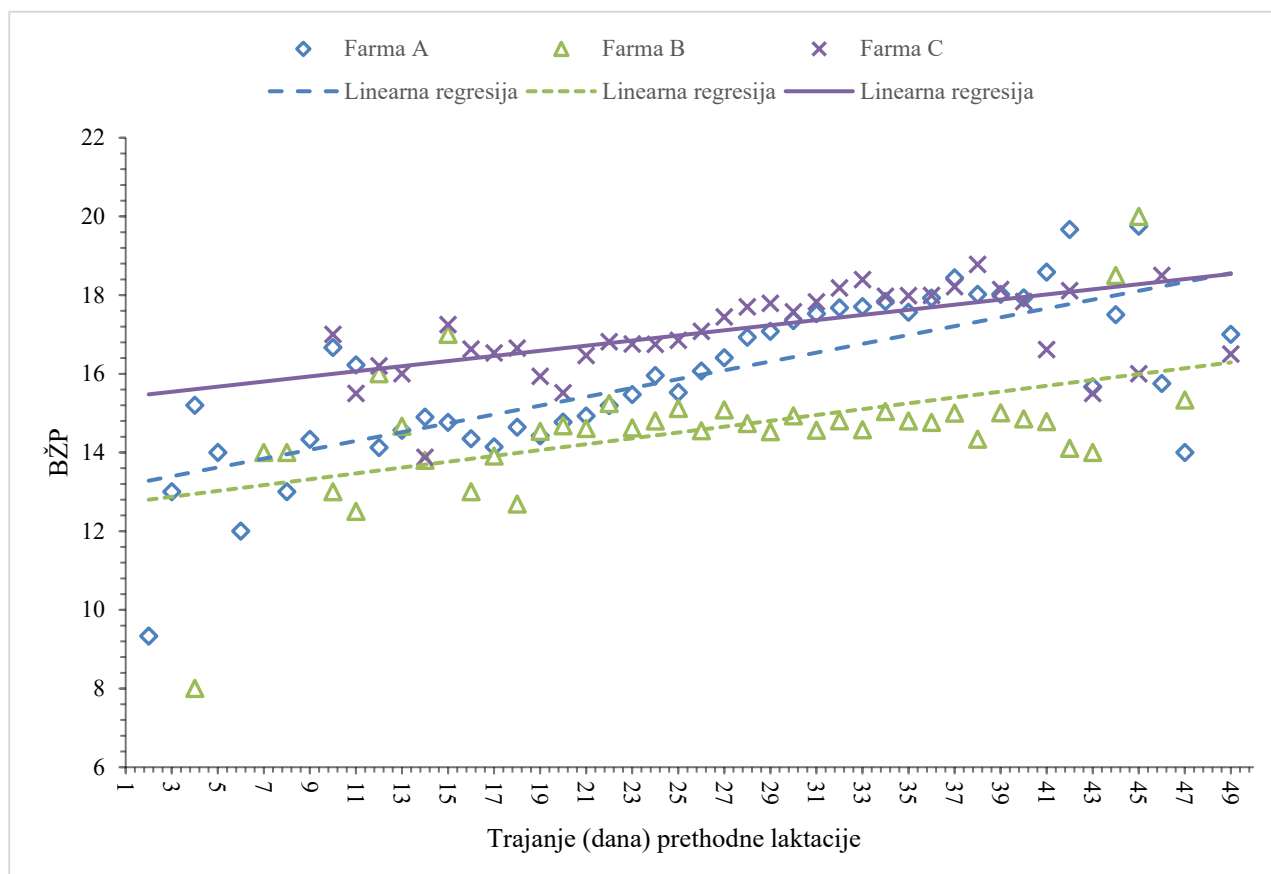
Otac legla	N	\bar{x}	SD	min	max
2591	1113	16,03	3,22	4,00	26,00
0598	260	15,95	3,70	3,00	26,00
1502	252	14,94	3,54	4,00	23,00
6867	243	22,50	3,45	14,00	25,00
3465	65	9,00	4,17	2,00	19,00
5758	224	13,17	3,15	1,00	22,00
3496	219	13,35	3,73	3,00	24,00
3872	601	14,58	3,41	0,00	23,00
3454	204	13,99	3,17	3,00	21,00

N- broj nerastova; \bar{x} - Prosečan BŽP po ocu legla; SD- standardna devijacija; min- minimum; max- maximum.

4.1.5. Fenotipska varijabilnost broja živorođene prasadi pod uticajem dužine trajanja prethodne laktacije

Uticaj dužine trajanja laktacije koja je prethodila prašenju na varijabilnost BŽP u modelima za procenu genetskih parametara posmatrana je kao linearni regresijski uticaj. U svim modelima ovaj efekat je ispoljio statistički visoko značajan uticaj ($p < 0,001$) na variranje BŽP u leglu krmača (prilozi 3, 4, 5 i 6). Modeliranje uticaja trajanja laktacije kao linearne regresije i njegov uticaj na variranje ispitivane osobine u saglasnosti je sa rezultatima dobijenim u sledećim istraživanjima: *Luković i sar., 2003; Vincek, 2005; Luković, 2006; Luković, i sar., 2007; Radojković, 2007; Neto i sar., 2008; Neto i sar., 2009; Radojković i sar., 2014; Škorput, 2013; Popovac, 2016; Radojković i sar., 2018; Stojiljković i sar., 2022.*

Na osnovu grafikona 8 se može videti da linearna regresiona prava na sve tri farme "pokriva" većinu zapisa o prosečnom BŽP u zavisnosti od trajanja prethodne laktacije, odnosno da nema preterano velikih odstupanja realnih od procenjenih vrednosti. Nešto veća odstupanja od putanje regresione prave vide se kod farme A u odnosu na farme B i C. Frekvencija zapisa o trajanju laktacije na sve tri analizirane farme, bila je najveća u intervalu između 20 i 35 dana. U tom intervalu su linearno regresione prave dobro prilagođene analiziranim podacima. Prosečne veličine legla ostvarene posle laktacija koje su trajale kraće od 20 i duže od 35 dana prate linearno regresione prave, ali postoje odstupanja u pojedinim delovima, što je verovatno posledica malog broja legala koja su imala trajanje u ovom intervalu. Najveća frekvencija trajanja laktacije od 21 do 35 dana je u skladu sa preporukama o dužini trajanja laktacije na industrijskim farmama (*Radojković, 2007; Škorput, 2013; Stančić, 2014*). Takođe, tehnologijom na farmi je predviđeno da laktacija traje od 25 do 30 dana, što je u skladu sa direktivom Evropske unije o dužini trajanja laktacije (*EC No 316/36 2001, 2001*).



Grafikon 8. Prosečan broj živorođene prasadi (BŽP) u zavisnosti od dužine trajanja prethodne laktacije

Linearno regresioni koeficijent za uticaj trajanja laktacije koja je prethodila prašenju na sve tri analizirane farme iznosili su oko 0,04 (tabela 14). Ovaj rezultat pokazuje da se sa produženjem prethodne laktacije za 1 dan povećava za 0,04 broj živorođene prasadi u leglu. Standardna greška je bila najveća kada su analizirani podaci sa farme B, dok je kod analize podataka sa sve tri farme zajedno (ABC) bila najmanja.

Tabela 14. Koeficijenti linearne regresije (B) i standardne greške (SE) za uticaj trajanja laktacije koja je prethodila uspešnoj oplodnji na broj živorođene prasadi (BŽP)

Farma	B	SE	p-vrednost
A	0,0413	0,0051	0,0001
B	0,0418	0,0110	0,0002
C	0,0433	0,0109	0,0001
ABC	0,0411	0,0042	0,0001

B - koeficijent linearne regresije; SE - standardna greška.

Tendencija povećanja BŽP u narednom leglu sa produženjem laktacije zabeležena u ovom istraživanju je u saglasnosti sa rezultatima do kojih su došli: Čop i sar. 2004; Vincek, 2005; Luković, 2006; Luković i sar., 2007.

4.1.6. Fenotipska varijabilnost broja živorođene prasadi pod uticajem trajanja prethodnog perioda zalučenje-oplodnja

Trajanje perioda zalučenje-oplodnja (u danima) koji je prethodio prašenju je u modelima posmatran kao fiksni uticaj sa nivoima. U svim primenjenim modelima ovaj uticaj je statistički visoko značajno uticao na varijabilnost BŽP u leglu krmača (prilozi 3, 4, 5 i 6). Nivoi, odnosno klase trajanja perioda zalučenje-oplodnja su prikazane u tabeli 15. Klase su formirane na osnovu saznanja o uticaju ovog efekta na varijabilnost BŽP prikazanim u sledećim istraživanjima: *Luković i sar., 2004; Vincek, 2005; Luković, 2006; Radojković, 2007; Škorput, 2013; Popovac, 2016.*

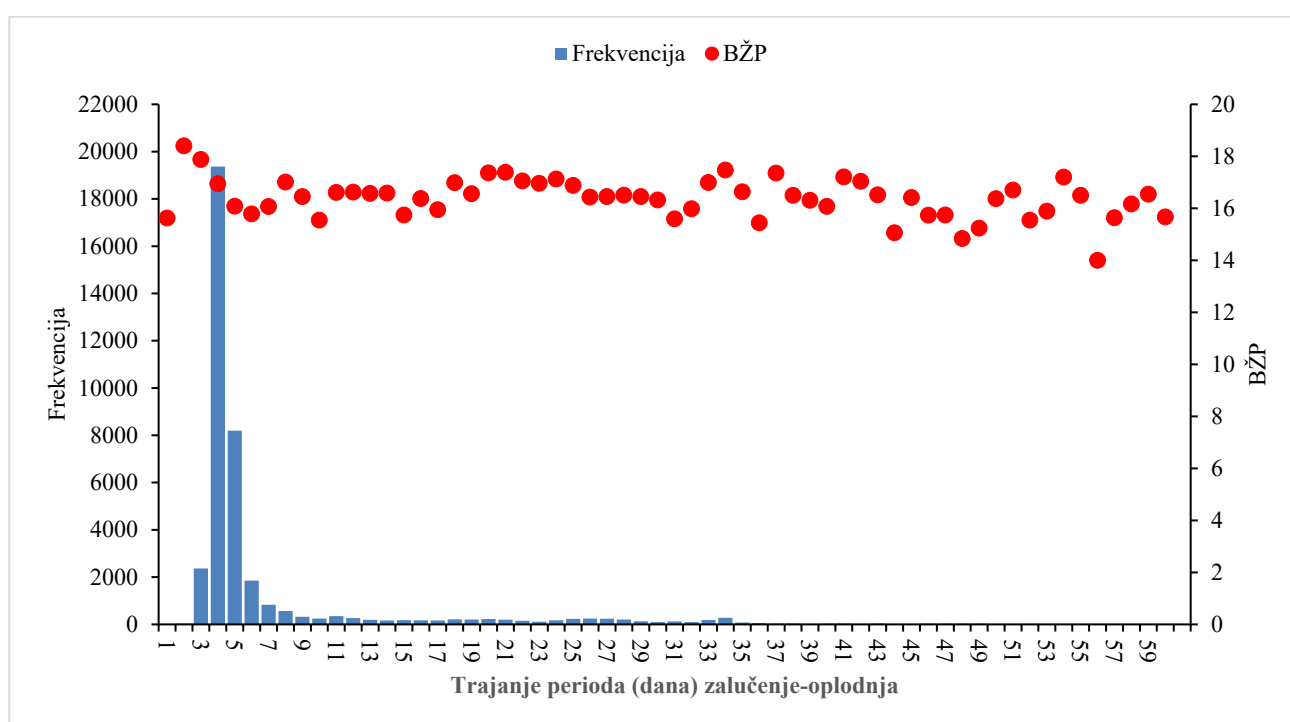
Najveći prosečan BŽP u analiziranoj populaciji po klasama trajanja perioda zalučenje-oplodnja koje je prethodilo prašenju su ostvarile krmače koje su uspešno osemenjene u prvih 3 dana nakon prašenja (tabela 15), dok je najmanji prosečan BŽP zabeležen kod krmača koje su osemenjene šestog dana nakon oplodnje. Na analiziranim farmama se estrus pojavljuje najčešće 4. i 5. dana po prašenju, kod gotovo 70% plotkinja. Slične rezultate u svom istraživanju zabeležili su *Yatabe i sar. (2019)*, koji su kod 60,5% krmača zabeležili trajanje ovog perioda u navedenim vrednostima. Nakon ove dve klase, sledeća najzastupljenija je klasa VIII (10-23 dana) koja je imala najveći prosečan BŽP nakon klase I i II. Ova klasa kao i klase IX i X obuhvataju veći broj dana u odnosu na ostale (I-VII). Tokom perioda koji obuhvataju ove tri klase (10-60 dana) uočava se i povećanje prosečnog BŽP u odnosu na prethodne klase. Slični rezultati su zabeleženi i u radu *Popovca (2016)* gde je autor objasnio ovu tendenciju time da su krmače imale duži period oporavka i popravljavanje telesne kondicije, što je rezultiralo većim BŽP. Ovaj trend povećanja BŽP nije dovoljan da nadoknadi gubitke koji nastaju usled produžavanja neproduktivnih dana krmača nakon prašenja i nije poželjno da krmače ostanu suprasne u ovom periodu jer time direktno utiču na smanjenje ekonomičnosti proizvodnje. Nakon 5. dana vrlo mali broj krmača je uspešno osemenjen, jer je tehnologijom na farmi predviđeno da se krmače izlučuju iz reprodukcije ako ne ostanu suprasne tokom prva dva estrusa.

Tabela 15. Deskriptivna statistika za osobinu prosečan broj živorođene prasadi (BŽP) po klasama trajanja perioda zalučenje-oplodnja (Z-O) na farmi ABC

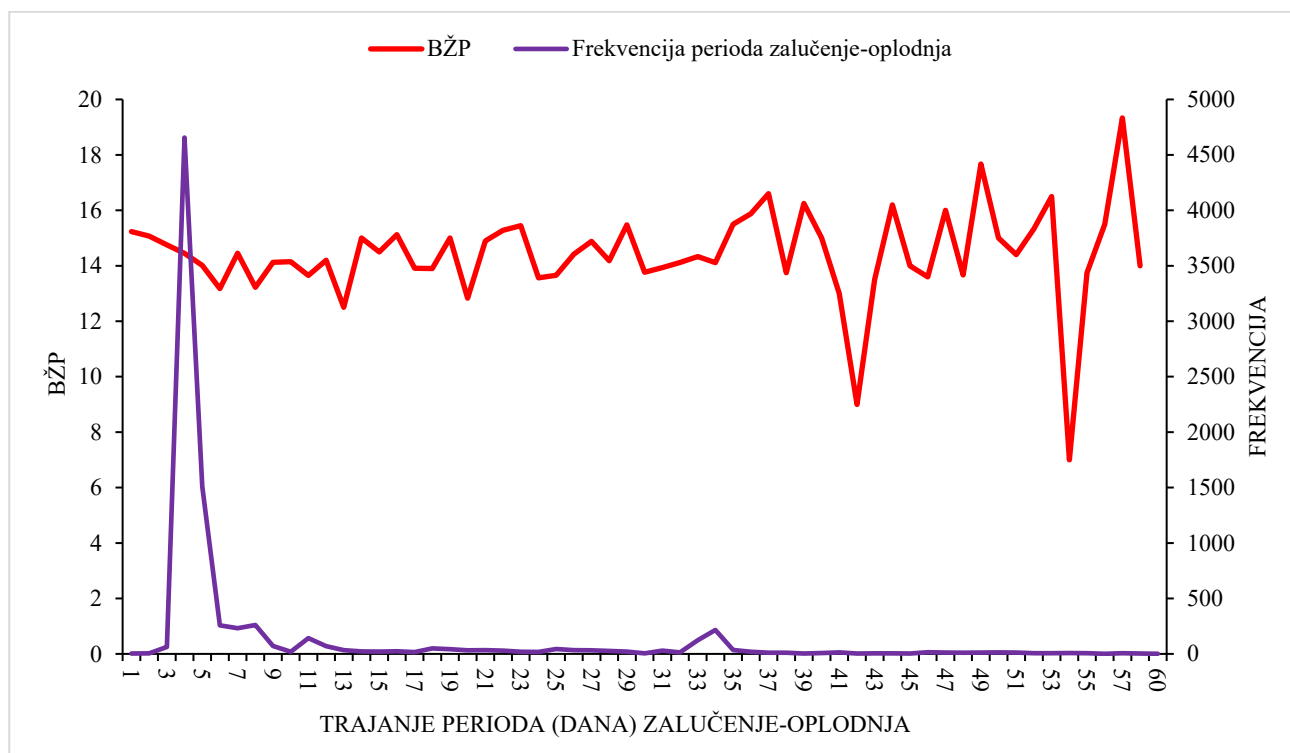
Klasa Z-O (dana)	N	%	\bar{x}	Min	Max	SD
I (<4)	2407	6,16	17,87	2,00	29,00	3,41
II (4)	19369	49,60	16,94	0,00	31,00	3,60
III (5)	8196	20,92	16,07	0,00	31,00	3,61
IV (6)	1850	4,73	15,78	0,00	27,00	3,91
V (7)	826	2,11	16,06	0,00	27,00	3,94
VI (8)	563	1,44	17,00	4,00	28,00	4,20
VII (9)	321	0,82	16,44	2,00	26,00	3,65
VIII (10-23)	2845	7,30	16,58	0,00	30,00	3,92
IX (24-33)	1744	4,46	16,53	0,00	26,00	3,78
X (34-60)	963	2,46	16,54	0,00	28,00	4,02

N- broj krmača; \bar{x} - prosečan BŽP po ocu legla; SD- standardna devijacija; min- minimum; max- maximum.

Na grafikonu 9 i 10, uočavaju se tri pika za frekvenciju trajanja perioda zalučenje oplodnja kada su analizirane sve tri farme zajedno ABC (grafikon 9) ili samo farma B (grafikon 10). Na svim analiziranim farmama se uočava slična frekvencija, ali farma B je izabrana za grafički prikaz zbog uočljivijeg trećeg pika i veće varijabilnosti BŽP po klasama trajanja perioda zalučenje-oplodnja. Najveći pik se desio četvrtog dana nakon oplodnje, zatim petog dana, nakon čega sledi drastičan pad frekvencije trajanja perioda zalučenje-oplodnja do 10-og dana. Sledeći veći pik nakon ovog perioda desio se između 33. i 35. dana. Na grafikonima je primetan pad u prosečnom BŽP kod krmača koje su osemenjane nakon 5. dana od prašenja. Manji broj krmača uspešno osemenjen u ovom periodu bi mogao da bude razlog povećanja prosečnog BŽP, što je i već pomenutom tehnologijom na farmi predviđeno da se veći broj krmača koje povadaju izlučuju iz proizvodnje, pre nego da se ponovo osemenjavaju. Ovaj pad od 6. do 10. dana je važan sa ekonomske strane jer može da obuhvati veliki procenat krmača, skoro 9% kada su analizirane sve tri farme istovremeno.



Grafikon 9. Frekvencija trajanja perioda zalučenje-oplodnja (Z-O) koji je prethodio prašenju i prosečan broj živorođene prasadi (BŽP) na farmi ABC



Grafikon 10. Frekvencija trajanja perioda zalučenje-oplodnja (Z-O) koji je prethodio prašenju i prosečan broj živorođene prasadi (BŽP) na farmi B

Prikazani rezultati u vezi sa sistematskim uticajem trajanja perioda zalučenje-oplodnja su u skladu sa rezultatima koje su u svojim istraživanjima predstavili sledeći autori: *Luković, i sar., 2004; Luković, 2006; Luković i sar., 2007; Radojković, 2007; Škorput, 2013; Radojković i sar., 2014; Popovac, 2016; Koketsu i sar., 2017; Yatabe i sar., 2019.*

4.2. Genotipska varijabilnost broja živorođene prasadi

Nakon kreiranja sistematskog dela modela za procenu genetskih parametara, odabrani su slučajni uticaji koji treba da doprinesu što tačnijoj proceni fenotipskih i genetskih (ko)varijansi za osobinu BŽP u leglu krmača. Pri određivanju uticaja koji će biti uključeni u slučajni deo modela korišćen je model ponovljivosti. Početni model je sadržao samo direktan aditivni genetski uticaj, dok su složeniji modeli pored aditivnog genetskog uticaja sadržali različite kombinacije slučajnih uticaja kao što su: permanentna okolina plotkinje koju krmača pruža svojim uzastopnim leglima, uticaj legla u kome je životinja rođena, slučajan uticaj oca legla. Nakon kombinovanja različitih slučajnih uticaja u modelima za procenu genetskih parametara uključeni su aditivni genetski uticaj, zatim permanentna okolina plotkinje koju krmača pruža svojim uzastopnim leglima i uticaj legla u kome je životinja rođena. Slučajni uticaj oca legla je izostavljen iz slučajnog dela modela jer nije uticao značajno na tačniju procenu varijansi i smanjenje greške pri proceni istih. Stavljanjem u odnos procenjene fenotipske varijanse i slučajnog uticaja oca legla kada su analizirane sve tri farme istovremeno, ovaj uticaj je objašnjavao tek 0,004 od ukupne varijabilnosti posmatrane osobine BŽP.

U cilju tačnije procene genetskih parametara testirana su tri tipa linearno mešoviti modela: model ponovljivosti (*Repetability Model*), višeosobinski model (*Multitrait Model*) i slučajni regresijski model (*Random Regression Model*). Ocena fenotipskih i genotipskih varijansi izvršena je *REML* metodom koja je matematičko-statistička osnova sva tri tipa testiranih modela i koja uvažava efekte sprovedene selekcije pri proceni ovih parametara kao i neujednačenost u pogledu ponavljanja po pojedinačnim klasama sistematskih uticaja, kao što je prikazano u radu *Luković (2006)* i *Škorput (2013)*.

Najjednostavniji model korišćen pri analizi bio je model ponovljivosti. Ovaj model zahtevao je najmanje računarske kapacitete (svi modeli su testirani na istom računaru) i ujedno najmanje vremena za dobijanje rezultata procenjenih komponenti varijanse (tabela 16). Za procenu parametara disperzije višeosobinskim modelom u odnosu na model slučajne regresije (*RRM-LG3*) bilo je neophodno skoro četiri puta više vremena (*CPU time - Central Processing Unit time*), iako je bilo potrebno rešiti sličan broj jednačina da bi se dobile fenotipske i genotipske varijanse.

Tabela 16. Vreme neophodno za rešavanje sistema jednačina i dobijanje parametara disperzije različitim modelima kada su analizirani podaci sa sve tri farme istovremeno (ABC)

Model	Broj jednačina	Broj iteracija	CPU vreme
<i>Repetability*</i>	51156	35	00:01:34
<i>Multitrait</i>	193393	111	05:48:04
<i>Multitrait*</i>	115717	97	00:40:13
<i>RRM-LG1</i>	101442	44	00:04:30
<i>RRM-LG2</i>	151727	54	00:09:55
<i>RRM-LG3</i>	202008	202	01:27:50

* - treće i ostala prašenja posmatrana kao jedna klasa.

U okviru ovog potpoglavlja biće istaknute prednosti i mane svih primenjenih modela i njihov uticaj na tačnost ocene genetskih parametara, u cilju što pouzdanije procene priplodne vrednosti. Takođe, biće prikazani rezultati pri tretmanu posmatrane osobine BŽP upotrebom jednoosobinskog (engl. *Single Trait*) ili višeosobinskog modela (engl. *Multiple Trait*). Prikazivanje rezultata na ovaj način omogućiće odgovarajuće upoređivanje rezultata procene parametara disperzije pri različitim tretmanima ove osobine. Ujedno će biti moguće porediti rezultate ocene fenotipskih i genotipskih varijansi za BŽP različitim modelima.

4.2.1. Model ponovljivosti (*Repetability Model*)

Široko primenjivani model ponovljivosti (engl. *Repetability Model*) za procenu genetskih parametara i priplodne vrednosti osobina veličine legla se koristi zbog relativno jednostavne primene. Pri primeni ovog modela polazi se od pretpostavke da su genetske korelacije između analiziranih osobina, u ovoj analizi merene kroz paritete potpune. Upotrebom ovog modela procenjene su komponente varijanse i stavljene su u odnos sa fenotipskom varijansom, da bi se, kada je reč o aditivnoj genetskoj komponenti varijanse, izračunali koeficijenti naslednosti za BŽP u leglu krmača (tabela 17).

Komponente varijanse su procenjene za sve tri farme posebno (A, B, C), kao i nakon spajanja podataka sa svih farmi u jedan set podataka (ABC). Najveće vrednosti za direktan aditivni genetski uticaj zabeležen je pri analizi podataka sa farme A. Direktna aditivna genetska varijansa je bila najmanja za posmatranu osobinu kada su analizirani podaci sa farme B. Dobijene procene heritabilnosti za osobinu BŽP kretale su se od 0,047 na farmi B do 0,105 na farmi A. Udeo slučajnog uticaja legla u kome su životinje rođene/gajene u ukupnoj varijabilnosti broja živorođene prasadi kretao se od 0,009 do 0,026. Deo fenotipske varijanse objašnjen ovim uticajem bio je dosta nizak kad

je posmatrana farma A u odnosu na ostale uticaje. Permanentni uticaj plotkinje koji pruža svojim uzastopnim leglima predstavljeno u odnosu na fenotipsku varijansu objasnio je od 3,7% do 8,4% varijabilnosti.

Tabela 17. Procenjene komponente varijanse modelom ponovljivosti i njihov udeo u ukupnoj fenotipskoj varijansi za sve farme posebno i nakon objedinjavanja u jedan set podataka

Farma	Var(a)	Var(p)	Var(l)	Var(e)	Var(ph)
A	0,963±0,137	0,482±0,099	0,120±0,042	7,558±0,078	9,125
B	0,573±0,202	0,450±0,203	0,314±0,127	10,644±0,220	11,983
C	1,009±0,219	1,040±0,205	0,117±0,127	10,174±0,157	12,341
ABC	1,022±0,098	0,665±0,082	0,167±0,043	8,813±0,063	10,668
	h^2	p^2	l^2	e^2	
A	0,105±0,014	0,053±0,011	0,013±0,004	0,828±0,008	
B	0,047±0,016	0,037±0,016	0,026±0,010	0,888±0,015	
C	0,081±0,017	0,084±0,016	0,009±0,010	0,824±0,157	
ABC	0,095±0,008	0,062±0,007	0,015±0,004	0,826±0,006	

Var(a) – aditivna genetska varijansa; Var(l) – varijansa uticaja legla u kome su krmače rođene/gajene; Var(p) – varijansa uticaja permanentne okoline krmače; Var(e) – varijansa greške (ostatak); Var(ph) – fenotipska varijansa; h^2 – procena heritabilneta; p^2 – procena uticaja permanentne okoline krmače; l^2 – procena uticaja legla; e^2 – greška (ostatak).

Na BŽP u leglu krmača utiče veliki broj efekata koje je potrebno uključiti u modele da bi se što preciznije ocenile komponente varijanse. Od svih determinisanih slučajnih uticaja, najveći procenat zastupljenosti u ukupnoj fenotipskoj varijansi imala je aditivna genetska varijansa. Aditivna genetska varijansa predstavljena u odnosu na fenotipsku varijansu objasnila je od 4,7 do 10,5% varijabilnosti. Slične vrednosti koeficijenta naslednosti za BŽP pri upotrebi modela ponovljivosti u svojim istraživanjima prikazali su sledeći autori: *Luković, 2006; Radojković, 2007; Urankar i sar., 2013; Škorput, 2013; Popovac 2016; Sell-Kubiak, 2019; Camargo i sar., 2020; Yu i sar., 2022*. Nešto više vrednosti koeficijenta naslednosti za BŽP primenom ovog modela predstavili su u svojim radovima *Lopez i sar., 2019; Konta i sar., 2020; Yang i sar., 2023*. Ovde je bitno naglasiti da iako su dobijene vrednosti koeficijenta naslednosti za BŽP relativno niske, ukazuju da je moguće izvršiti uspešnu selekciju u analiziranoj populaciji.

Slučajni uticaj legla u kome su krmače rođene/gajene i permanentni uticaj okoline plotkinje koji ona pruža svojim leglima doprineli su preciznijoj proceni komponenti varijanse. Dobijene male relativne vrednosti za uticaj legla u kome su krmače rođene/gajene mogu biti posledica ujednačavanja legala krmača koje su se oprasile u približno isto vreme, jer se ovaj tehnološki postupak primenjuje na analiziranim farmama. Sličan zaključak u svom istraživanju doneo je *Luković (2006)*. Iako je mali procenat varijabilnosti objašnjen ovim uticajem (0,9-2,6%), ipak treba istaći da je tek 17,20% od ukupne varijabilnosti objašnjeno slučajnim uticajima kod analize sve tri farme istovremeno, što daje na značaju uticaju legla u kome su krmače rođene/gajene.

Relativne vrednosti uticaja permanentne okoline plotkinje bile su veće od uticaja legla u kome su krmače rođene/gajene i njihove vrednosti su iznosile skoro polovinu udela aditivnog genetskog uticaja ili kao u slučaju kada su analizirani samo podaci sa farme C čak i veće. Veća zastupljenost ovog slučajnog uticaja u ukupnoj varijabilnosti za osobinu BŽP u odnosu na aditivni genetski uticaj je u saglasnosti sa rezultatima prikazanim u istraživanjima: *Urankar i sar., 2013; Škorput, 2013; Stojiljković i sar., 2022*.

Vrednosti za analizirani slučajni uticaj permanentne okoline plotkinje za osobinu broj živorođene prasadi su se kretale u intervalu od 0,037 do 0,084 u zavisnosti od analiziranih podataka.

Ove vrednosti su bliske rezultatima mnogih istraživanja: *Luković, 2006; Radojković, 2007; Škorput, 2013; Popovac 2016; Lopez i sar., 2019; Yu i sar., 2022.*

4.2.2. Višeosobinski model (*Multitrait Model*)

Pri upotrebi višeosobinskog modela (engl. *multitrait model*) za procenu genetskih parametara osobina veličine legla krmača, pojedinačna prašenja se tretiraju kao posebne osobine koje nisu pod kontrolom istih gena. Na ovaj način pri genetskoj evaluaciji za svako prašenje se ocenjuju komponente varijanse posebno za sve osobine veličine legla. U svom istraživanju *Costa i sar. (2016)* navode da, iako je model ponovljivosti lakše primeniti i da predstavlja dobar izbor za uštedu novca i vremena pri genetskoj evaluaciji osobina veličine legla krmača, ipak uvek treba proveriti da li je korelacija između merenja jedne osobine koja se ponavlja više puta u toku života plotkinje potpuna. Samo u slučaju potpune korelacije između merenja jedne osobine u različitim paritetima treba koristiti model ponovljivosti bez uticaja na genetski napredak osobine. Iz navedenih razloga se upotrebljava višeosobinski model, koji će biti detaljno analiziran u ovom podpoglavlju.

Procenjene komponente varijanse višeosobinskim modelom i odnosi procenjenih slučajnih uticaja sa procenjenim fenotipskim varijansama prikazani su u tabeli 18. Aditivne genetske varijanse i njihov odnos sa fenotipskom varijansom, odnosno koeficijenti naslednosti, razlikovale su se po paritetima u svim analiziranim setovima podataka. Vrednosti koeficijenata naslednosti za BŽP između pariteta povećavali su se po paritetima, izuzev poslednjeg pariteta gde je dolazilo do blagog smanjenja vrednosti. Najveće razlike između heritabiliteta po paritetima za prvih 6 prašenja pri analizi podataka u svim setovima podataka uočljive su između prvog i ostalih prašenja. Najniže vrednosti koeficijenta naslednosti (10,33%) zabeležene su za prvi paritet na farmi A, dok su na ovoj farmi za paritet 4 dobijene i najviše vrednosti ovog parametra (22,3%). Niže vrednosti koeficijenta naslednosti dobijene su na farmi B, u odnosu na farme A i C, kao i kada su objedinjene sve tri farme u jedan set podataka. Sličan trend zabeležen je i kada su komponente varijanse procenjene modelom ponovljivosti, najmanje vrednosti heritabiliteta za BŽP zabeležene su na farmi B. Najmanje razlike između vrednosti heritabiliteta po paritetima za osobinu BŽP bile su između trećeg, četvrtog i petog pariteta na svim analiziranim farmama.

Uticaj legla u kome je životinja rođena (gajena) u odnosu na direktan aditivni genetski uticaj je bio dosta manji. U poređenju sa aditivnim uticajem vrednosti za uticaj legla su bile približno jedna petina aditivnog genetskog uticaja. Najmanje vrednosti ovog uticaja bile su utvrđene analizom plodnosti ostvarene u trećem paritetu, izuzev na farmi C. Vrednosti udela uticaja legla u kome je životinja rođena kretale su se u intervalu od 1,04% na farmi A do čak 8,00% kada su analizirani podaci sa farme C. Standardne greške za procenu uticaja legla bile su najmanje kada su analizirani podaci sa farme A. Procene greške ovog uticaja su se povećavale od nižih ka višim paritetima pri proceni na svim setovima podataka (A, B, C i ABC).

Dobijene vrednosti heritabiliteta za BŽP tokom prvih šest prašenja pri upotrebi višeosobinskog modela bile su značajno veće nego prikazane vrednosti u radovima *Fernández i sar. (2008), Škorput (2013)* i *Ogawa i sar. (2019)*, dok su nešto približnije vrednostima prikazanim u radovima *Luković i sar. (2004), Luković (2006)* i *Lopez i sar. (2019)*. Takođe, sličan obrazac povećanja koeficijenta naslednosti od nižeg ka višim paritetima prikazan je u istraživanjima *Luković i sar. (2004), Luković (2006)* i *Lopez i sar. (2019)*. Pad vrednosti heritabiliteta u drugom paritetu u odnosu na prvi, zabeležen je samo kada su analizirane sve tri farme istovremeno (ABC), sličan trend zabeležili su u svojoj analizi i *Fernández i sar. (2008)*.

Procenti slučajnog uticaja legla od ukupne varijabilnosti BŽP u prvih šest prašenja bili su veći nego vrednosti dobijene u istraživanjima *Luković i sar. (2004)* i *Luković (2006)*, a manji nego u istraživanju *Škorput (2013)*.

Tabela 18. Procenjene komponente varijanse višeosobinskim modelom i njihov udeo u ukupnoj fenotipskoj varijansi za sve farme posebno i nakon objedinjavanja u jedan set podataka za prvih 6 prašenja

Farma	Paritet	Var(a)	Var(l)	Var(e)	Var(ph)	h^2	l^2	e^2
A	1	0,909±0,110	0,194±0,058	7,698±0,130	8,802	0,103±0,012	0,022±0,006	0,874±0,011
	2	1,880±0,148	0,348±0,102	8,134±0,160	10,363	0,181±0,013	0,033±0,009	0,784±0,013
	3	2,177±0,137	0,177±0,077	7,550±0,168	9,905	0,219±0,012	0,017±0,007	0,762±0,014
	4	2,026±0,129	0,221±0,089	6,838±0,155	9,086	0,223±0,012	0,024±0,009	0,752±0,014
	5	1,955±0,178	0,094±0,063	7,017±0,185	9,067	0,215±0,017	0,010±0,006	0,773±0,018
	6	1,594±0,172	0,151±0,090	7,344±0,238	9,090	0,175±0,016	0,016±0,009	0,807±0,020
B	1	1,521±0,376	0,169±0,162	9,392±0,384	11,083	0,137±0,032	0,015±0,014	0,847±0,033
	2	1,649±0,141	0,440±0,097	8,761±0,151	10,851	0,152±0,012	0,040±0,008	0,807±0,012
	3	1,850±0,162	0,402±0,109	8,225±0,184	10,478	0,176±0,014	0,038±0,010	0,785±0,015
	4	2,028±0,183	0,381±0,131	7,320±0,178	9,731	0,208±0,017	0,039±0,013	0,752±0,018
	5	1,593±0,224	0,240±0,111	7,296±0,217	9,130	0,174±0,022	0,026±0,012	0,799±0,022
	6	1,502±0,240	0,263±0,181	7,327±0,214	9,092	0,165±0,023	0,028±0,019	0,805±0,020
C	1	1,575±0,298	0,468±0,202	10,567±0,304	12,611	0,124±0,023	0,037±0,015	0,837±0,023
	2	1,583±0,390	0,270±0,207	10,621±0,372	12,474	0,126±0,030	0,021±0,016	0,851±0,026
	3	2,054±0,550	0,393±0,312	10,624±0,451	13,071	0,157±0,040	0,030±0,023	0,812±0,035
	4	1,900±0,469	0,782±0,439	8,869±0,496	11,552	0,164±0,038	0,067±0,037	0,767±0,041
	5	1,857±0,639	0,892±0,428	7,404±0,525	10,154	0,182±0,058	0,087±0,041	0,729±0,051
	6	1,763±0,802	1,388±1,051	6,440±0,823	9,591	0,183±0,079	0,144±0,107	0,671±0,092
ABC	1	1,960±0,160	0,299±0,070	8,400±0,130	10,661	0,183±0,014	0,028±0,006	0,787±0,013
	2	1,962±0,160	0,420±0,085	9,006±0,138	11,389	0,172±0,013	0,036±0,007	0,790±0,012
	3	2,205±0,175	0,333±0,093	8,650±0,156	11,189	0,197±0,014	0,029±0,008	0,773±0,013
	4	2,247±0,216	0,373±0,112	7,776±0,172	10,397	0,216±0,018	0,035±0,010	0,747±0,018
	5	1,849±0,184	0,293±0,112	7,404±0,174	9,547	0,193±0,017	0,030±0,011	0,775±0,015
	6	1,646±0,259	0,518±0,264	7,387±0,305	9,552	0,172±0,024	0,054±0,027	0,773±0,033

Var(a) – aditivna genetska varijansa; Var(l) – varijansa uticaja legla u kome su krmače rodene/gajene; Var(e) – varijansa greške (ostatak); Var(ph) – fenotipska varijansa; h^2 - procena heritabiliteta; l^2 - procena uticaja legla; e^2 - greška (ostatak).

Vrednosti heritabiliteta procenjene višeosobinskim modelom, kada su treće i ostala prašenja posmatrana kao jedna klasa (tabela 19), su približnije vrednostima dobijenim modelom ponovljivosti pri analizi svih farmi posebno i nakon objedinjavanja u jedan set podataka (ABC). Dobijene više vrednosti koeficijenta naslednosti višeosobinskim modelom u odnosu na model ponovljivosti su verovatno posledica izostavljanja slučajnog uticaja permanentne okoline plotkinje pri analizi višeosobinskim modelom. U tabeli 19 jasno se uočava smanjenje vrednosti koeficijenta naslednosti nakon dodavanja slučajnog uticaja permanentne okoline plotkinje. Slične rezultate, odnosno smanjenje (od prvog ka trećem) koeficijenta naslednosti za osobine BŽP kada su analizirana prva tri pariteta, prikazali su *Škorput i sar. (2014)* i *Costa i sar. (2016)*. U istraživanju *Fernández i sar. (2008)* takođe je uočeno značajno smanjenje koeficijenta naslednosti nakon dodavanja slučajnog uticaja permanentne okoline plotkinje pri proceni komponenti varijanse osobina veličine legla krmača.

Vrednosti heritabiliteta za osobinu BŽP u prvom prašenju nisu se značajno menjale kada su rezultati plodnosti u prvih šest prašenja (tabela 18) analizirani višeosobinskim modelom, u odnosu na analizu koja je sprovedena na osnovu podataka o plodnosti u prva dva prašenja zasebno i trećem i ostalim objedinjenim u jednu klasu (tabela 19). Međutim, utvrđena je značajno manja vrednost ovog parametra na osnovu analize rezultata plodnosti ostvarenih u drugom paritetu kada su analizirani podaci sa farme B, suprotno rezultatima koje su prikazali *Kim (2001)*, *Škorput i sar. (2014)* i *Costa i sar. (2016)* gde je došlo do povećanja ove vrednosti.

Uključivanje slučajnog uticaja permanentne okoline plotkinje pri analizi trećeg i ostalih prašenja objedinjenih u jednu klasu nije značajno uticalo na smanjenje greške procene u odnosu na analizu bez ovog uticaja i formiranja pomenute klase prašenja. Slično zapažanje izneli su i *Škorput i sar. (2014)*. Međutim, uticaj permanentne okoline plotkinje poželjno je uvek uključivati pri proceni genetskih parametara jer može objasniti sličnost između reproduktivnih zapisa u različitim paritetima iste plotkinje, kao što je prikazano u radovima: *Luković i sar., 2004*; *Luković, 2006*; *Radojković, 2007*; *Fernández i sar., 2008*; *Škorput, 2013*.

Tabela 19. Procenjene komponente varijanse višeosobinskim modelom i fenotipskoj varijansi za sve farme posebno i nakon objedinjavanja u jedan set podataka pri analizi prva dva pariteta posebno i trećeg i ostalih prašenja objedinjenih u jednu klasu

Farma	Paritet	Var(a)	Var(l)	Var(p)	Var(e)	Var(ph)	h^2	p^2	l^2	e^2
A	1	0,899±0,111	0,203±0,057	-	7,697±0,143	8,800	0,102±0,0126	-	0,023±0,006	0,874±0,016
	2	1,973±0,216	0,367±0,125	-	8,053±0,183	10,393	0,189±0,019	-	0,035±0,012	0,774±0,018
	3	1,430±0,143	0,140±0,068	0,652±0,108	7,190±0,080	9,414	0,151±0,013	0,069±0,010	0,014±0,007	0,763±0,011
B	1	1,429±0,417	0,147±0,204	-	9,481±0,374	11,059	0,129±0,036	-	0,013±0,018	0,857±0,045
	2	0,707±0,310	0,605±0,269	-	10,632±0,407	11,945	0,059±0,025	-	0,050±0,022	0,890±0,026
	3	0,979±0,395	0,828±0,312	0,373±0,438	9,881±0,419	12,063	0,081±0,030	0,030±0,035	0,068±0,025	0,819±0,028
C	1	1,619±0,320	0,420±0,217	-	10,537±0,309	12,577	0,128±0,024	-	0,033±0,017	0,837±0,037
	2	1,248±0,328	0,179±0,146	-	10,972±0,377	12,400	0,100±0,025	-	0,014±0,011	0,884±0,024
	3	1,030±0,334	0,824±0,341	0,433±0,354	8,748±0,320	11,036	0,093±0,029	0,039±0,030	0,074±0,029	0,792±0,026
ABC	1	1,990±0,159	0,298±0,069	-	8,385±0,144	10,674	0,186±0,014	-	0,028±0,006	0,785±0,016
	2	1,931±0,182	0,410±0,125	-	9,022±0,182	11,364	0,169±0,015	-	0,036±0,011	0,793±0,015
	3	1,405±0,120	0,223±0,068	0,897±0,112	7,886±0,084	10,412	0,134±0,010	0,086±0,009	0,021±0,006	0,757±0,009

Var(a) – aditivna genetska varijansa; Var(l) – varijansa uticaja legla u kome su krmače rođene/gajene; Var(p) – varijansa uticaja permanentne okoline krmače; Var(e) – varijansa greške (ostatak); Var(ph) – fenotipska varijansa; h^2 - procena heritabiliteta; p^2 - procena uticaja permanentne okoline krmače; l^2 - procena uticaja legla; e^2 - greška (ostatak).

4.2.3. Slučajni regresijski model (*Random Regression Model*)

Fiksni deo slučajno regresijskog modela (engl. *Random Regression Model*) se sastojao od istih uticaja kao i kod modela ponovljivosti. U slučajni deo ovog modela uključeni su permanentni uticaj plotkinje koji pruža svojim uzastopnim leglima, zatim, slučajni uticaja legla u kome je životinja rođena/gajena i aditivni genetski uticaj. Slučajni uticaji u ovom tipu modelu postavljeni su kao slučajne regresije na Ležandrove polinome različitog reda od linearnog (LG1), preko kvadratnog (LG2) do kubnog reda (LG3). Ortogonalni Ležandrovi polinomi različitog stepena su postavljeni kao kovarijable slučajnih regresija za modeliranje fenotipske putanje (kriva pariteta za BŽP) i odstupanje aditivnog i drugih slučajnih uticaja od ove putanje. Ovakvo modeliranje slučajnih uticaja pomoću Ležandrovih polinoma, koji uzimaju u obzir fenotipske odnose između osobine BŽP i pariteta, kao i odstupanje slučajnih uticaja od fenotipske putanje tokom vremena (pariteta) izvršeno je po ugledu na istraživanja koje su sproveli: *Luković i sar., 2004; Luković, 2006; Fernandez i sar., 2008; Škorput, 2013; Sell-Kubiak i sar., 2018.*

Vrednosti svakog člana (engl. *Eigenvalues*) za Ležandrove polinome od linearnog (LG1) do kubnog reda (LG3) za sve slučajne uticaje su izračunati i upoređeni u tabeli 20. Uloga *Eigenvalues* je da pokažu i odrede važnost svakog reda uključenih Ležandrovih polinoma pri analizi genetske varijabilnosti osobine BŽP u leglu krmača. Prema *Eigenvalues* vrednostima dobijenim u ovom istraživanju, Ležandrovi polinomi drugog reda (LG2) su dovoljni da se objasni genetska varijabilnost za analiziranu osobinu BŽP tokom vremena. Samo mali dodati procenat varijabilnosti objašnjen je višim članovima polinomima trećeg reda (LG3) na svim analiziranim farmama. Na setu podataka o rezultatima plodnosti ostvarenim na farmi A, nulti član polinoma je objasnio 93,46% varijabilnosti sa Ležandrovim polinomom prvog reda (LG1), a 94,19% varijabilnosti sa polinomom drugog reda (LG2) za osobinu BŽP. Upotreba polinoma trećeg reda (LG3) opravdana je samo kod analize objedinjenih podataka sa sve tri farme istovremeno (ABC), jer samo pri analizi ovog seta podataka slučajno regresijskim modelom došlo je do povećanja procenta objašnjenja nultim članom polinoma trećeg reda.

Eigenvalues vrednosti su pokazale da nulti član čini između 74,5 i 94,5% varijabilnosti aditivne genetske varijabilnosti za BŽP. Ovo znači da je otprilike od 5,5 do 25,5% ukupne varijabilnosti objašnjeno individualnom genetskom krivom krmače sa Ležandrovim polinomima. Ovaj procenat genetske varijabilnosti bi mogao biti korišćen za selekciju na osnovu „krive proizvodnje” za osobine veličine legla. LG2 polinomi bili su dovoljni da se objasni ukupna varijabilnost aditivnog genetskog uticaja na svim farmama. Polinomi drugog reda bili su dovoljni i da se objasni varijabilnost slučajnog uticaja permanentne okoline plotkinje i slučajnog uticaja legla u kome su krmače rođene. Izuzetak je bio slučajni uticaj legla u kome je životinja rođena, jer su kod ovog uticaja viši članovi polinoma drugog i trećeg reda objašnjavali dodatni procenat varijabilnosti BŽP (4,13 do 7,57%).

Tabela 20. *Eigenvalues* vrednosti za procenjene ko(varijanse) osobine BŽP, sa različitim redom Ležandrovih polinoma (LG1-LG3) za prvih 6 prašenja kada su podaci analizirani primenom modela slučajne regresije

Farma	Slučajni uticaj	LG red	<i>Eigenvalues</i> članovi				
			0	1	2	3	
A	Individue	LG1	1,86 (93,4616)*	0,13 (6,5384)			
		LG2	1,89 (94,1997)	0,09 (4,5799)	0,02 (1,2204)		
		LG3	1,85 (90,1711)	0,16 (7,9625)	0,04 (1,8662)	0,00 (0,0002)	
	Legla	LG1	0,23 (84,1663)	0,04 (15,8337)			
		LG2	0,27 (81,8521)	0,06 (18,1481)	0,00 (0,0003)		
		LG3	0,28 (72,0334)	0,08 (20,3866)	0,03 (7,5791)	0,00 (0,0009)	
	Permanentne okoline	LG1	1,50 (88,1552)	0,20 (11,8448)			
		LG2	1,56 (87,5778)	0,22 (12,4221)	0,00 (0,0000)		
		LG3	1,59 (86,1400)	0,25 (13,7637)	0,00 (0,0963)	0,00 (0,0001)	
	B	Individue	LG1	1,37 (77,8084)	0,39 (22,1916)		
			LG2	1,09 (77,2432)	0,32 (22,7370)	0,00 (0,0194)	
			LG3	1,27 (74,4457)	0,44 (25,5544)	0,00 (0,0003)	0,00 (0,0004)
Legla		LG1	0,92 (100,000)	0,00 (0,0000)			
		LG2	0,84 (83,9263)	0,16 (16,0741)	0,00 (0,0004)		
		LG3	0,74 (58,2859)	0,53 (41,7144)	0,00 (0,0002)	0,00 (0,0004)	
Permanentne okoline		LG1	1,22 (92,1349)	0,10 (7,8651)			
		LG2	1,90 (86,1162)	0,30 (13,6207)	0,01 (0,2631)		
		LG3	1,84 (79,2366)	0,48 (20,7314)	0,00 (0,0321)	0,00 (0,0001)	
C		Individue	LG1	1,17 (74,9002)	0,39 (25,0998)		
			LG2	1,13 (80,4324)	0,28 (19,5672)	0,00 (0,0004)	
			LG3	1,12 (86,2031)	0,18 (13,7971)	0,00 (0,0001)	0,00 (0,0001)
	Legla	LG1	0,58 (80,8908)	0,14 (19,1092)			
		LG2	0,61 (76,2243)	0,14 (17,6322)	0,05 (6,1434)		
		LG3	0,68 (80,0419)	0,13 (15,7607)	0,04 (4,1973)	0,00 (0,0000)	
	Permanentne okoline	LG1	3,07 (100,000)	0,00 (0,0000)			
		LG2	3,48 (96,8006)	0,11 (3,1993)	0,00 (0,0000)		
		LG3	3,44 (93,3469)	0,24 (6,6532)	0,00 (0,0000)	0,00 (0,0001)	
	ABC	Individue	LG1	1,91 (86,8333)	0,29 (13,1667)		
			LG2	1,97 (89,8724)	0,19 (8,5530)	0,03 (1,5746)	
			LG3	2,00 (93,4572)	0,11 (5,0020)	0,03 (1,5372)	0,00 (0,0035)
Legla		LG1	0,35 (85,2165)	0,06 (14,7835)			
		LG2	0,35 (72,3231)	0,11 (22,4954)	0,02 (5,1815)		
		LG3	0,29 (57,4964)	0,19 (38,1972)	0,02 (4,3017)	0,00 (0,0047)	
Permanentne okoline		LG1	1,70 (86,0365)	0,28 (13,9635)			
		LG2	1,86 (77,9162)	0,46 (19,1320)	0,07 (2,9518)		
		LG3	2,11 (62,1543)	1,13 (33,3272)	0,14 (4,1815)	0,01 (0,3371)	

*- U zagradama je u procentima naveden relativan značaj svakog reda korišćenih Ležandrovih polinoma.

Komponente varijanse procenjene modelom slučajne regresije i njihov odnos u ukupnoj fenotipskoj varijansi su prikazane u tabeli 21. Procene aditivnog genetskog uticaja i njihov odnos sa fenotipskom varijansom, odnosno koeficijenti naslednosti za osobinu BŽP, varirali su od prvog do poslednjeg šestog analiziranog prašenja na svim farmama i kada su sve tri farme objedinjene u jedan set podataka. Za razliku od analize višeosobinskim modelom, kod upotrebe slučajne regresije povećanje vrednosti koeficijenta naslednosti od nižeg ka višim paritetima zabeleženo je samo kada su analizirani podaci sa farme A. Najveće razlike između heritabiliteta po paritetima za prvih 6 prašenja na svim farmama uočljive su između prvog i ostalih prašenja. Sličan trend uočljiv je i kod upotrebe višeosobinskog modela.

Najniže vrednosti koeficijenta naslednosti za osobinu BŽP zabeležene su za drugi paritet na farmi C (4,33%), a na farmi B za prvi paritet su dobijene najviše vrednosti ovog parametra (12,6%). U odnosu na heritabilitete utvrđene na osnovu analize podataka sa farme A, niže vrednosti koeficijenta naslednosti procenjene su na farmama B i C, kao i kada su objedinjene sve tri farme u jedan set podataka. Najmanje razlike između vrednosti heritabiliteta po paritetima za posmatranu osobinu bile su između trećeg, četvrtog i petog pariteta na svim analiziranim farmama, kao što je bio slučaj i kod analize višeosobinskim modelom.

Slučajni uticaj legla u kome je životinja rođena (gajena) u odnosu na ostale determinisane slučajne uticaje bio je najmanje zastupljen u ukupnoj fenotipskoj varijabilnosti osobine BŽP. Najmanje vrednosti ovog uticaja uočene su u drugom paritetu, izuzev na farmi A. Relativne vrednosti uticaja legla u kome je životinja rođena kretale su se u intervalu od 0,70% na farmi A do čak 31,6% kada su analizirani podaci sa farme B za 6. paritet. Ovako visoke vrednosti za slučajni uticaj legla, kao i ostale slučajne uticaje za šesti paritet pri analizi podataka sa farme B, nastale su verovatno zbog malog broja zapisa o prašenjima za ovaj paritet što može da dovede do potpuno slučajnog utvrđivanja neobjektivnih vrednosti. Sličan zaključak je izneo *Škorput (2013)*, koji pri analizi osobine BŽP slučajno regresijskim modelom, na jednom od četiri seta podataka uočava ekstremno niske ili visoke vrednosti parametara zbog nepovoljne strukture podataka. U radu *Strabel i sar. (2005)*, autori navode da slučajno regresijski modeli imaju tendenciju da precenjuju varijanse na kraju proizvodne krive usled nepovoljne strukture podataka, što može biti uzrok visokih vrednosti komponenti varijanse i u našem slučaju.

Pri analizi prvih šest prašenja višeosobinskim modelom, nije bilo moguće uključiti permanentni uticaj plotkinje u model, dok je pri analizi slučajno regresijskim modelom ovaj uticaj modeliran kao slučajna regresija u odnosu na paritet. Procene slučajnog uticaja permanentne okoline plotkinje koju pruža svojim uzastopnim leglima menjale su se kroz paritete. Pri analizi podataka sa farme A, vrednosti za permanentni uticaj kretale su se u intervalu od 8,00 do 11,7%, i bile su značajno više nego pri analizi modelom ponovljivosti (5,29%).

Tabela 21. Procenjene komponente varijanse i njihov udeo u ukupnoj fenotipskoj varijansi utvrđene primenom modela slučajne regresije za sve farme posebno i nakon objedinjavanja u jedan set podataka za prvih 6 prašenja

Farma	Paritet	Var(a)	Var(l)	Var(p)	Var(e)	Var(ph)	h^2	p^2	l^2	e^2
A	1	0,67	0,22	1,03	6,90	8,82	0,076	0,117	0,025	0,782
	2	1,06	0,26	0,82	8,13	10,26	0,103	0,080	0,025	0,792
	3	1,14	0,21	0,88	7,55	9,77	0,116	0,090	0,022	0,772
	4	1,03	0,17	0,97	6,76	8,94	0,115	0,109	0,019	0,757
	5	1,04	0,15	0,99	6,83	9,01	0,115	0,110	0,017	0,758
	6	1,07	0,23	0,90	6,89	9,10	0,118	0,099	0,026	0,757
B	1	1,41	0,23	2,16	7,36	11,16	0,126	0,193	0,020	0,660
	2	0,54	0,24	1,98	9,32	12,07	0,045	0,164	0,020	0,772
	3	0,62	0,54	1,83	9,42	12,41	0,050	0,148	0,043	0,759
	4	0,65	0,69	0,77	10,21	12,33	0,053	0,063	0,056	0,828
	5	0,69	0,48	0,13	9,61	10,91	0,063	0,012	0,044	0,880
	6	4,40	3,46	0,84	2,28	10,98	0,401	0,076	0,316	0,208
C	1	1,58	0,37	1,62	9,18	12,75	0,124	0,127	0,029	0,720
	2	0,53	0,09	1,95	9,85	12,43	0,043	0,157	0,007	0,793
	3	0,59	0,17	2,39	9,64	12,80	0,046	0,187	0,013	0,754
	4	0,60	0,40	2,14	8,72	11,86	0,050	0,181	0,034	0,735
	5	0,61	0,74	1,47	8,15	10,97	0,055	0,134	0,068	0,743
	6	0,85	1,28	0,91	7,70	10,74	0,079	0,085	0,119	0,717
ABC	1	1,41	0,20	2,37	6,55	10,53	0,134	0,225	0,019	0,622
	2	1,03	0,18	1,03	9,30	11,55	0,089	0,090	0,016	0,806
	3	1,14	0,22	1,28	8,41	11,04	0,103	0,116	0,020	0,761
	4	1,19	0,22	1,45	7,53	10,39	0,115	0,139	0,021	0,725
	5	1,06	0,21	1,15	7,05	9,48	0,112	0,121	0,022	0,744
	6	1,03	0,34	1,25	6,79	9,42	0,110	0,133	0,036	0,721

Var(a) – aditivna genetska varijansa; Var(l) – varijansa uticaja legla u kome su krmače rođene/gajene; Var(p) – varijansa uticaja permanentne okoline krmače; Var(e) – varijansa greške (ostatak); Var(ph) – fenotipska varijansa; h^2 - procena heritabiliteta; p^2 - procena uticaja permanentne okoline krmače; l^2 - procena uticaja legla; e^2 - greška (ostatak).

Procene aditivnog genetskog uticaja slučajno regresijskim modelom za prvih 6 prašenja za osobinu BŽP, u saglasnosti su sa rezultatima koje su predstavili *Fernandez i sar. (2008)*, *Škorput i sar. (2014)*, *Ogawa i sar. (2019)*, sa tom razlikom što ovi autori u analizama nisu uključivali slučajan uticaj legla u kome je životinja rođena.

Procenjene komponente varijanse modelom slučajne regresije za osobinu BŽP, su bile niže u odnosu na utvrđene višeosobinskim modelom, i približnije vrednostima utvrđenim modelom ponovljivosti. Slično zapažanje u svom radu predstavili su *Škorput i sar. (2014)*, dok u radu *Luković (2006)*, nije bilo velike razlike u procenama za osobinu BŽP primenom ova tri modela. Procene varijanse greške bile su generalno niže nego pri upotrebi višeosobinskog modela gde nije bilo moguće uključivanje permanentnog uticaja plotkinje. Autori *Sell-Kubiak i sar. (2018)* poređenjem varijanse ostatka dobijene primenom tri modela (ponovljivosti, višeosobinski i slučajno regresijski) zaključuju

da je slučajno regresijski model primereniji za analizu osobina veličine legla, jer je vrednost varijanse ostataka niža pri upotrebi ovog modela, što je u saglasnosti sa dobijenim rezultatima u ovom istraživanju. Zbog nižih ostataka varijanse, u kombinaciji sa nepotpunim genetskim korelacijama u ovom istraživanju između sukcesivnih pariteta ne preporučuje se korišćenje modela ponovljivosti. Pored navedenog, treba istaći da višeosobinski model ne dozvoljava uključivanje permanentnog uticaja koji doprinosi preciznijoj proceni varijabilnosti BŽP, što ukazuje da je slučajno regresijski model najbolji izbor za procenu komponenti varijanse za osobinu BŽP. Takođe, slučajno regresijski modeli su manje zahtevni u pogledu računarskih kapaciteta i imaju manje računskih problema u odnosu na višeosobinski model pri proceni komponenti varijanse za BŽP. Navedeno je potvrđeno i u radovima sledećih autora: *Luković i sar., 2004; Luković, 2006; Fernandez i sar., 2008; Škorput, 2013; Škorput i sar., 2014; Sell-Kubiak i sar., 2018.*

4.2.4. Povezanost osobina veličine legla

Korišćenje višeosobinskog i slučajno regresijskog modela za procenu komponenti varijanse je opravdano ukoliko su korelacije između osobina veličine legla u uzastopnim paritetima značajno manje od 1. Kada je povezanost slaba između izmerenih fenotipskih zapisa, kao što je BŽP u uzastopnim paritetima, poželjno je koristiti ove modele za genetsku evaluaciju, jer za razliku od modela ponovljivosti ovi modeli se ne zasnivaju na pretpostavci da su varijanse homogene između sukcesivnih pariteta.

Povezanost na genotipskom i fenotipskom nivou između BŽP u različitim paritetima procenjena višeosobinskim modelom prikazana je u tabeli 22. Genotipske i fenotipske korelacije na svim analiziranim farmama bile su najveće između uzastopnih pariteta i smanjivale su se kako je interval između pariteta rastao.

Genetske korelacije između prvog i drugog pariteta kretale su se od 0,818 do 0,902. Ovo ukazuje da korelacije između pariteta u ovom istraživanju nisu potpune i da je opravdana upotreba višeosobinskog modela za procenu komponenti varijanse za posmatranu osobinu BŽP od prvog do šestog pariteta. Dobijene nešto niže vrednosti genetskih korelacija između prvog i drugog, kao i između ostalih sukcesivnih pariteta mogu ukazati da različita grupa gena može biti odgovorna za ispoljavanje osobine BŽP. U svojim istraživanjima ovakve pretpostavke su izneli autori: *Luković i sar., 2004; Luković, 2006; Radojković, 2007; Fernandez i sar., 2008; Škorput, 2013; Luković i Radojković, 2013; Škorput i sar., 2014; Radojković i sar., 2018; Sell-Kubiak i sar., 2021.*

U svom radu *Luković (2006)* navodi da se niske korelacije između prvog i kasnijih pariteta mogu objasniti time da krmače nisu završile svoj telesni razvoj pri prvom prašenju, što posledično utiče na manju veličinu legla pri prvom prašenju, a samim tim i niže korelacije između veličine legla ostvarene u prvom i kasnijim paritetima. Takođe, pri prvom prašenju je najviše izražen negativni materinski uticaj (*Radojković, 2006*). Niske genetske korelacije između prvog i drugog pariteta mogu biti i uzrok selekcije na visoku mesnatost što može izazvati određene probleme u reprodukciji krmača posebno pri prvom prašenju (*Stančić, 2014*). Sve navedeno ide u prilog upotrebi modela ponovljivosti za procenu genetskih parametara osobina veličine legla krmača.

Prikazane visoke aditivne genetske korelacije između svih pariteta od 2 do 6 i niže između pariteta 1 i 2, kao i smanjivanje vrednosti korelacija između udaljenih pariteta ukazuju da BŽP izmeren u uzastopnim paritetima nije pod kontrolom istih gena. Izmerene genetske korelacije su ukazale na postojanje individualne genetske varijabilnosti. Sve navedeno ide u prilog korišćenju slučajno regresijskih modela za procenu komponenti varijanse osobina veličine legla. Slične zaključke su u svojim istraživanjima izneli: *Luković i sar., 2004; Luković, 2006; Fernandez i sar., 2008; Škorput, 2013.*

Predstavljeni rezultati u pogledu jačine genetskih korelacija na analiziranim farmama višeosobinskim modelom su više nego korelacije između pariteta za osobine veličine legla u radu *Sell-Kubiak i sar. (2018)* analiziranih istim modelom. Najviše vrednosti genetske korelacije uočljive su između četvrtog i petog pariteta na svim analiziranim farmama, izuzev farme C, gde su najveće

genetske korelacije zabeležene između trećeg i četvrtog pariteta. Dobijene vrednosti između četvrtog i petog pariteta na analiziranim farmama za genetske korelacije su iznosile skoro 1, kao i u istraživanjima *Luković (2006)* i *Lopez i sar. (2019)*.

Tabela 22. Genetske (iznad dijagonale) i fenotipske (ispod dijagonale) korelacije za osobinu BŽP po paritetima utvrđene pomoću višeosobinskog modela

Farma	Paritet	Paritet					
		1	2	3	4	5	6
A	1	1	0,885 (0,023)*	0,897 (0,019)	0,887 (0,027)	0,847 (0,036)	0,858 (0,061)
	2	0,147	1	0,996 (0,005)	0,928 (0,018)	0,906 (0,020)	0,957 (0,024)
	3	0,145	0,208	1	0,951 (0,016)	0,933 (0,023)	0,976 (0,021)
	4	0,143	0,191	0,229	1	0,996 (0,004)	0,982 (0,016)
	5	0,129	0,178	0,212	0,233	1	0,978 (0,022)
	6	0,099	0,149	0,191	0,197	0,195	1
B	1	1	0,871 (0,031)	0,858 (0,026)	0,857 (0,032)	0,765 (0,043)	0,810 (0,066)
	2	0,142	1	0,979 (0,017)	0,946 (0,025)	0,887 (0,041)	0,920 (0,058)
	3	0,137	0,190	1	0,968 (0,022)	0,920 (0,047)	0,979 (0,024)
	4	0,142	0,187	0,219	1	0,983 (0,017)	0,961 (0,033)
	5	0,115	0,158	0,186	0,219	1	0,933 (0,062)
	6	0,095	0,139	0,178	0,197	0,174	1
C	1	1	0,902 (0,072)	0,813 (0,090)	0,682 (0,122)	0,924 (0,069)	0,491 (0,259)
	2	0,128	1	0,984 (0,032)	0,930 (0,083)	0,998 (0,012)	0,818 (0,185)
	3	0,125	0,163	1	0,980 (0,042)	0,973 (0,044)	0,906 (0,128)
	4	0,098	0,162	0,197	1	0,908 (0,110)	0,971 (0,065)
	5	0,142	0,189	0,214	0,231	1	0,785 (0,197)
	6	0,118	0,139	0,174	0,207	0,164	1
ABC	1	1	0,818 (0,029)	0,708 (0,024)	0,686 (0,031)	0,592 (0,027)	0,620 (0,043)
	2	0,165	1	0,954 (0,019)	0,899 (0,029)	0,865 (0,031)	0,892 (0,030)
	3	0,147	0,204	1	0,965 (0,017)	0,948 (0,027)	0,986 (0,014)
	4	0,151	0,196	0,228	1	0,991 (0,007)	0,960 (0,035)
	5	0,126	0,175	0,210	0,235	1	0,952 (0,048)
	6	0,105	0,155	0,198	0,210	0,199	1

*- u zagradi su prikazane standardne greške ocene genetskih korelacija.

Procenjene genetske i fenotipske korelacije dobijene primenom modela slučajne regresije prikazane su u tabeli 23. Procenjene genetske korelacije za osobinu BŽP ovim modelom, iako su bile nešto manje, imale su sličnu tendenciju rasta po paritetima kao i dobijene pri upotrebi višeosobinskog modela. Slične rezultate, odnosno manje vrednosti genetskih korelacija pri upotrebi slučajno regresijskog modela u odnosu na višeosobinski model za osobinu BŽP za prvih 6 prašenja dobio je i Škorput (2013). Kao i kod višeosobinskog, i pri upotrebi slučajno regresijskog modela genetske korelacije između prvog i drugog pariteta nisu bile potpune, odnosno bile su značajno manje od 1. Zbog navedenog je opravdana upotreba modela slučajne regresije za procenu komponenti varijanse osobine BŽP. Kao i kod višeosobinskog modela i kod slučajno regresijskog modela genetske korelacije su se smanjivale kako se rastojanje povećavalo između pariteta. U radovima Luković (2006) i Škorput (2013) autori navode da model slučajne regresije zahteva povoljnu strukturu podataka za pouzdane procene. Na analiziranoj farmi B to nije bio slučaj, odnosno, dosta manji broj fenotipskih zapisa po paritetima je analiziran nego pri analizi podataka sa farme A, C i ABC.

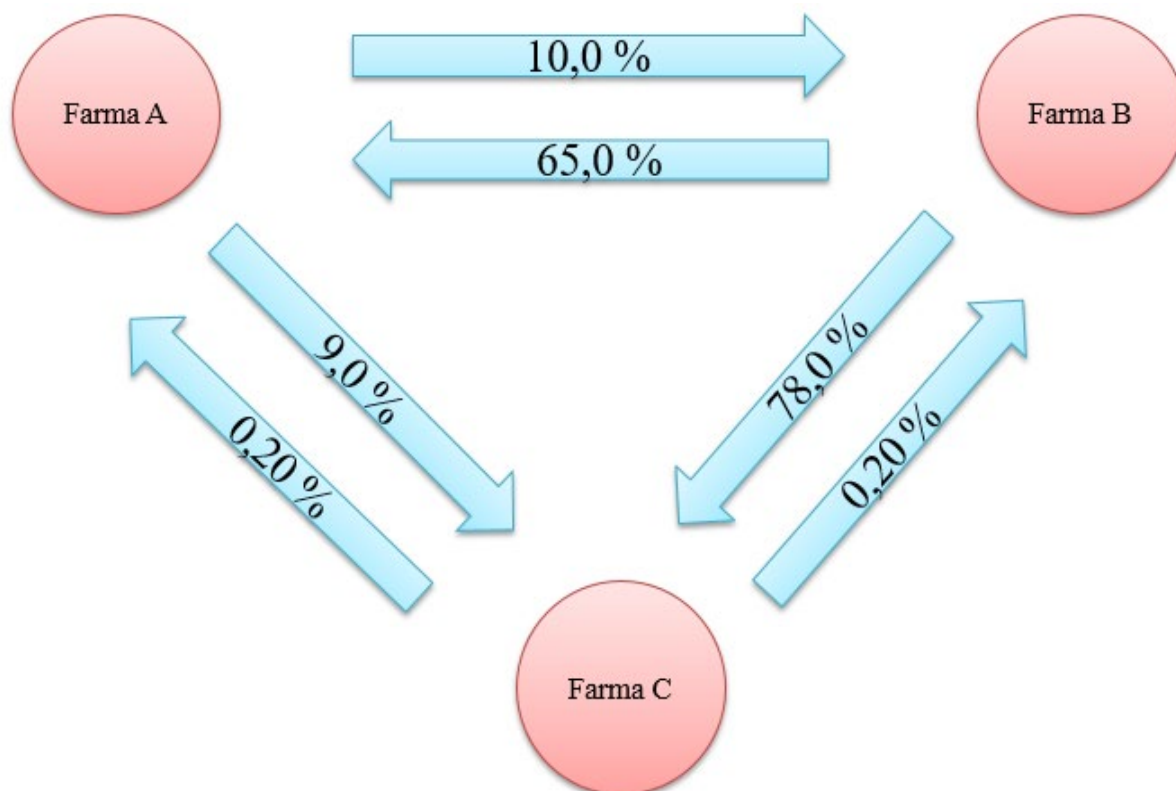
Tabela 23. Genetske (iznad dijagonale) i fenotipske (ispod dijagonale) korelacije za osobinu BŽP po paritetima utvrđene pomoću modela slučajne regresije

Farma	Paritet	Paritet					
		1	2	3	4	5	6
A	1	1	0,753	0,659	0,629	0,611	0,668
	2	0,167	1	0,966	0,840	0,724	0,887
	3	0,140	0,207	1	0,940	0,850	0,966
	4	0,120	0,180	0,221	1	0,978	0,996
	5	0,099	0,150	0,199	0,236	1	0,958
	6	0,081	0,163	0,204	0,220	0,222	1
B	1	1	0,342	0,350	0,655	0,338	-0,573
	2	0,116	1	1,000	0,934	1,000	0,574
	3	0,047	0,216	1	0,937	1,000	0,567
	4	0,048	0,152	0,189	1	0,933	0,244
	5	0,048	0,111	0,122	0,114	1	0,577
	6	-0,032	0,152	0,084	0,005	0,157	1
C	1	1	0,650	0,337	0,401	0,421	0,016
	2	0,164	1	0,935	0,957	0,963	0,770
	3	0,113	0,213	1	0,998	0,996	0,947
	4	0,104	0,208	0,250	1	1,000	0,922
	5	0,100	0,187	0,229	0,252	1	0,914
	6	0,064	0,155	0,195	0,220	0,244	1
ABC	1	1	0,636	0,525	0,646	0,757	0,310
	2	0,195	1	0,983	0,965	0,957	0,864
	3	0,021	0,184	1	0,977	0,943	0,840
	4	0,154	0,169	0,230	1	0,988	0,719
	5	0,246	0,147	0,183	0,256	1	0,68
	6	-0,069	0,122	0,144	0,095	0,078	1

4.3. Protok gena između životinja na analiziranim farmama

Protok gena (engl. *Gene Flow*) predstavlja metodu za merenje kretanja (razmene) gena životinja između farmi uključenih u analizu. Procenat genetskog doprinosa životinja sa jedne farme drugoj prikazan je na grafikonu 11. Metodom *protok gena* izražava se genetski doprinos krmača i nerastova sa jedne određene farme u drugoj kao procenat gena na jednoj farmi koji potiču sa druge farme. *Protok gena* za analizirane farme određen je u oba smera, za sve tri farme. Između farmi utvrđena je razmena genetskog materijala, odnosno kretanje priplodnih životinja ili priplodnog materijala (doza za osemenjavanje) sa jedne na drugu farmu.

U analiziranom periodu (2008-2020. godina) najveći protok gena utvrđen je između farmi B i C. Udeo gena sa farme B na farmi C iznosio je 78%. Isto tako, zabeležen je veliki procenat (65%) kretanja gena sa farme B ka farmi A. Ovo se objašnjava time što farma B praktično predstavlja nukleus farmu kompanije i u svom sastavu ima centar za veštačko osemenjavanje sa koga se distribuira seme nerasta ka ostalim stadima. Najmanji procenat kretanja gena, odnosno priplodnih krmača i nerasta je bio sa farme C ka farmama A i B (0,20%). Procenat gena koji potiču sa drugih farmi na farmi B je bio 0,20% sa farme C i 10,0% sa farme A. Ovako mali procenti kretanja gena sa farmi A i C je posledica činjenice da su to farme komercijalnog tipa koje prevashodno proizvode visokoprodne nazimice F1 generacije i prasad za tov, a ne priplodne životinje.



Grafikon 11. Protok gena gajenih životinja između sve tri analizirane farme

Da bi se utvrdio pravac kretanja gena između farmi, korišćena je metoda *Protok gena* (engl. *Gene Flow*), kao što je prikazano u radovima *Zhang i sar. (2004)*, *Škorput i sar. (2017)* i *Škorput i sar. (2018)*. Ova metoda prati prenos gena sa jedne ka drugoj farmi formiranjem grupa životinja na osnovu porekla u zavisnosti od toga sa koje farme grla potiču. Bitno je naglasiti da navedene grupe pri genetskoj evaluaciji ne treba mešati sa genetskim grupama koje se formiraju sa ciljem preciznijeg sagledavanja srodničkih grupa radi tačnije procene parametara i priplodne vrednosti (*Kennedy, 1993*).

U istraživanju *Radojković (2007)* izvršena je analiza genetske varijabilnosti osobina veličine legla krmača uključujući podatke o prašenjima sa tri farme u jedan set podataka. Pri analizi determinanta modela težila je nuli i program je pronalazio zavisnost podataka u inverznoj matrici, tako da parametri disperzije nisu mogli biti izračunati jer nije bilo genetskih veza između farmi uključenih u analizu. U ovakvim slučajevima metoda *protok gena* je pogodna za brzo i jednostavno izračunavanje i utvrđivanje postojanja genetskih veza između farmi obuhvaćenih analizom. Isto tako, primena ove metode je preporučljiva kada se radi genetska evaluacija na velikim farmskim sistemima ili kada se vrši genetska evaluacija na nacionalnom nivou.

Kada se vrši selekcija životinja gajenih na različitim farmama, na tačnost procene genetskih parametara i priplodne vrednosti u velikoj meri može uticati genetska povezanost između farmi. Pri zajedničkoj proceni komponenti varijanse i priplodne vrednosti sa više farmi, dobijene vrednosti mogu biti precejene usled nedostatka genetskih veza (*Kennedy, 1993*). Kada su stada dobro povezana na genetskom nivou, očekuje se da će tačnost procene biti veća kada se radi objedinjena i istovremena evaluacija, zbog doprinosa informacija od jedne ka drugoj farmi kao što je prikazano u radovima: *Škorput i sar., 2012; Škorput i sar., 2018; Lopez i sar., 2019; Stojiljković i sar., 2022*.

4.4. Stepen povezanosti između farmi

Korišćenje metode *Stepena povezanosti* (engl. *Connectedness rating*) za merenje povezanosti između farmi je veoma važno za efikasnu procenu priplodne vrednosti kada se radi na više farmi istovremeno ili u okviru jedne kompanije i slično. Povezanost između farmi (A, B i C) određena metodom *Stepen povezanosti* prikazana je u tabeli 24. Prikazane vrednosti ukazuju na visoku povezanost između farmi (0,976-1,000) koja omogućava genetsku evaluaciju i poređenje životinja sa svih farmi uključenih u analizu sa visokom pouzdanošću. Ovako visoke vrednosti izmerene ovom metodom u analiziranoj populaciji su dosta više od preporučenih minimalnih 1,5% za osobine veličine legla neophodne za genetsku evaluaciju između farmi (*Mathur i sar., 2002*).

Tabela 24. Stepen povezanosti (*Connectedness rating*) između farmi (A, B, i C) uključenih u analizu

Farma	A	B	C
A	1,000	0,971	0,994
B	0,976	1,000	0,980
C	0,994	0,975	1,000

Postojanje određenog stepena povezanosti između farmi uključenih u genetsku evaluaciju je osnovni preduslov za procenu priplodne vrednosti sa zadovoljavajućom tačnošću (*Sun i sar., 2009; Škorput i sar., 2017*). Nepostojanje genetskih veza između farmi može negativno uticati na pristrasnost procenjene priplodne vrednosti. Da bi ukazali na značaj stepena povezanosti, mnogi istraživači su proučavali uticaj stepena povezanosti na pouzdanost procenjene priplodne vrednosti različitih grupa osobina krmača i nerasta (*Sun i sar., 2009; Soga, 2009; Soga i sar., 2010; Krupa i sar., 2015; Škorput i sar., 2017; Lopez i sar., 2018*). Međutim, postoji malo istraživanja koja ukazuju na značaj povezanosti između više različitih farmi kada se procenjuju priplodne vrednosti niskonaslednih osobina veličine legla krmača, kao što je BŽP.

U prikazanim rezultatima se može videti da između svih farmi uključenih u analizu postoji visok stepen povezanosti. Tako visok stepen povezanosti se objašnjava time što farma je farma B

nukleus tipa i u svom sastavu ima centar za veštačko osemenjavanje, sa kojeg se distribuira seme nerasta ka farmama A i C. Između farmi postoji i promet ženskih priplodnih životinja sa obzirom na ulogu farme B kao nukleus centra. Takođe, ove farme posluju u okviru iste kompanije, što dodatno utiče na visok stepen povezanosti jer se metoda *Stepen povezanosti* zasniva na korelaciji između procenjenih efekata stada. Ovako visoka povezanost između stada ukazuje da se genetska evaluacija može raditi sa visokom tačnošću između sve tri analizirane farme, kao što je prikazano u radovima: *Mathur i sar., 2002; Sun i sar., 2009; Soga i sar., 2010; Lopez i sar., 2018; Stojiljković i sar., 2022.*

4.5. Pouzdanost procenjene priplodne vrednosti

Kod procene priplodne vrednosti BŽP u uzastopnim prašenjima tretiran je kao osobina koja se ponavlja više puta u toku proizvodnog veka (*repeatability model*), tako da je praktično primenjen *Single Trait Animal Model*. Priplodne vrednosti i njihova pouzdanost procenjene su korišćenjem istog modela kako bi se obezbedilo adekvatno poređenje priplodne vrednosti između analiziranih farmi. Pouzdanost je izračunata za sve procenjene priplodne vrednosti i izračunata je prosečna pouzdanost za svaku pojedinačnu farmu i za sve tri farme zajedno.

Povećanje tačnosti procene priplodne vrednosti za osobine veličine legla, kao što je BŽP, je važno jer osobine iz ove grupe imaju nizak koeficijent naslednosti i relativno kasno se ispoljavaju samo kod ženskih individua. Na povećanje pouzdanosti procenjene priplodne vrednosti, pored preciznije procene genetskih parametara i utvrđivanja postojanja genetskih veza, može se uticati i povećanjem broja informacija o poreklu i fenotipu životinja pri proceni. Poznato je da povećani broj informacija pri proceni priplodne vrednosti pozitivno utiče na povećanje pouzdanosti (*Mrode, 2005*). Uključivanjem većeg broja farmi pri genetskoj evaluaciji, se povećava populacija na kojoj se vrši selekcija i omogućava se pristup široj populaciji na kojoj se sprovodi selekcija, a samim tim stvaraju se uslovi i za povećanje inteziteta selekcije (*Fouilloux i sar., 2008*).

Prosečna pouzdanost procenjene priplodne vrednosti za osobinu BŽP u leglu krmača za sve tri farme posebno i nakon objedinjavanja u jedan set podataka, prikazana je u tabeli 25. Najmanja pouzdanost procenjenih priplodnih vrednosti bila je na farmi B, prosečno 0,710. Na analiziranim farmama pouzdanost se kretala u intervalu od 0,710 do 0,822. Farma A je imala veću prosečnu pouzdanost procenjene priplodne vrednosti u odnosu na farme B i C.

Tabela 25. Prosečna pouzdanost procenjene priplodne vrednosti na analiziranim farmama (A, B i C) i nakon spajanja u jedan set podataka (ABC)

Farma	Pouzdanost procenjene priplodne vrednosti				
	N	\bar{x}	SD	Min	Max
A	14376	0,8224012	0,0411112	0,7261741	0,9791662
B	4887	0,7101317	0,0744571	0,3778204	0,9441333
C	10880	0,8122522	0,0419156	0,6077485	0,9695336
ABC	23453	0,8460510	0,0414397	0,7423716	0,9885285

N- broj krmača, \bar{x} - prosek, SD- standardna devijacija, Min- Minimum, Max- Maximum.

U radovima *Mathur i sar. (2002)*, *Soga i sar. (2009)* i *Škorput i sar. (2017)* navedeno je da koeficijent naslednosti utiče na rezultate selekcije. U okviru ovog istraživanja ispitana je varijabilnost BŽP. Kako je reč o niskonaslednoj osobini, a od njenog koeficijenta naslednosti zavisi efekat selekcije, jedan od ciljeva istraživanja je bio da se utvrdi da li je moguće povećati tačnost procene priplodne

vrednosti kod ove osobine, da bi se time postigli veći selekcijski efekti. Navedeno je bitno jer su efekti selekcije direktno proporcionalni tačnosti procene priplodne vrednosti. Imajući u vidu važnost osobine BŽP u leglu krmača, povećanjem tačnosti procenjene priplodne vrednosti bi se direktno uticalo na produktivnost krmača i posledično veću ekonomsku dobit pri proizvodnji svinjskog mesa.

U slučaju kada su farme dobro povezane na genetskom nivou očekuje se veća pouzdanost procenjene priplodne vrednosti, kada se radi zajednička evaluacija zbog doprinosa informacija sa jedne farme drugoj (Zang i sar., 2019). U ovom istraživanju zajednička evaluacija sve tri farme istovremeno (ABC) uticala je na pouzdanost procenjene priplodne vrednosti preko povećanog broja individua u pedigreu i zapisa o fenotipovima. Prilikom zajedničke evaluacije došlo je do povećanja prosečne pouzdanosti procenjene priplodne vrednosti. Ovo se dovodi u vezu sa povećanom količinom informacija uključenih u zajedničku evaluaciju, kao što je prikazano i u istraživanjima brojnih autora: Ibáñez-Escriche i sar., 2011; Škorput i sar., 2012; Škorput i sar., 2017; Stojiljković i sar., 2022.

Pouzdanost procenjene priplodne vrednosti za BŽP utvrđena u ovom radu je bila veća nego u radu Melnikova i sar. (2021). Ovi autori su zabeležili manje vrednosti za pouzdanost procenjene priplodne vrednosti visokoplodnih krmača od 0,33 za BŽP, naspram 0,84 zabeleženih u ovom istraživanju. Iako su u oba istraživanja korišćeni podaci o pedigreu i sopstvenom fenotipu pri proceni priplodne vrednosti, uzorak je bio dosta manji u istraživanju Melnikova i sar. (2021), što se može povezati sa brojem informacija o poreklu životinja u pedigre fajlu kao i manjem broju podataka o fenotipu i njihovim uticajem na tačnost procene priplodne vrednosti.

Pored povećanog broja informacija, svakako na prikazane rezultate za pouzdanost procenjene priplodne vrednosti je uticala utvrđena genetska povezanost između farmi. Rezultati ovog istraživanja ukazuju da procena priplodne vrednosti između farmi koje su genetski povezane može uticati u velikoj meri na genetski napredak populacije na kojoj se vrši selekcija. Ako se genetska povezanost ne uzme u obzir pri proceni priplodne vrednosti životinja sa različitih farmi, pretpostavlja se da su prosečne genetske vrednosti analizirane osobine na svim farmama jednake. Ovakva pretpostavka može negativno pristrasno uticati na procenu priplodne vrednosti (Soga, 2009). Sve prethodno navedeno ukazuje da je zajedničkom analizom posmatranih farmi moguće povećati pouzdanost procene priplodne vrednosti za BŽP, u cilju postizanja većih efekata selekcije.

5. Zaključak

Glavni cilj ove disertacije bio je da se procene genetski parametri za osobinu broj živorođene prasadi u leglu krmača (BŽP) primenom novijih, savremenijih modela, kako bi se preciznijom procenom komponenti varijanse stvorili uslovi za povećanje efekata selekcije, koji su direktno proporcionalni tačnosti procenjene priplodne vrednosti, odnosno, tačnosti procene komponenti varijanse koja prethodi. Pored tačnije procene komponenti varijanse, cilj je bio da se prikažu prednosti postojanja genetskih veza između farmi, preko kojih se može uticati pozitivno na efekte selekcije i veću produktivnost krmača, odnosno ekonomsku dobit pri proizvodnji.

Shodno cilju istraživanja, u analizu su uključene tri farme svinja (A, B, C) koje posluju u okviru jedne kompanije. Ove farme su izabrane zbog pretpostavke o postojanju genetskih veza između farmi, koje bi doprinele preciznijim procenama komponenti varijanse. Pored postojanja genetskih veza, na ovim farmama se gaje četiri najzastupljenija genotipa na farmama u Republici Srbiji (L- landras, VJ- veliki jorkšir i njihovi recipročni mezezi L^xVJ i VJ^xL). Sve navedeno kvalifikuje ove farme za analizu, da bi se kasnije razvijeni modeli i rezultati koristili za praktičnu primenu i genetsko poboljšanje reproduktivnih osobina krmača. Sa sve tri farme u istraživanje je uključeno ukupno 18962 krmača, koje su oprasile 58043 legala, u periodu od 2008. do 2020. godine. Sve tri farme su ispitivane posebno (A, B, C) i nakon objedinjavanja u jedan set podataka (ABC).

Osobina broj živorođene prasadi (BŽP) u leglu krmača je izabrana jer je u direktnoj i jakoj vezi sa ostalim osobinama veličine legla i od nje je direktno zavisna reproduktivna efikasnost krmača. Poboljšanjem ove osobine, utiče se direktno na reproduktivnu produktivnost na godišnjem nivou, kao i ekonomsku efikasnost ove faze proizvodnog ciklusa u svinjarskoj proizvodnji. Pored osobine BŽP, ispitivanjem su obuhvaćene i korišćene u modelima kao fiksni ili regresijski uticaji sledeće reproduktivne osobine: starost krmače pri prašenju, trajanje laktacije i trajanje perioda zalučenje-oplodnja.

Rezultati i zaključci sprovedenog istraživanja biće predstavljeni po segmentima koji se odnose na:

- 1) Fenotipsku varijabilnost osobine broj živorođene prasadi pod uticajem sistematskih i regresijskih uticaja
- 2) Genotipsku varijabilnost i povezanost osobina veličine legla krmača
- 3) Utvrđivanje i prednosti postojanja genetskih veza na analiziranim farmama i posledično njihov uticaj na pouzdanost procenjene priplodne vrednosti

Pre iznošenja konkretnih zaključaka treba istaći da je u analizi korišćena osobina koja je pod selekcijom i koja ima veliki populacioni prosek (16,06 BŽP). Prema tome, analizirani podaci su sadržali fenotipske zapise pojedinih plotkinja iz analizirane populacije koje se drže duže od drugih plotkinja u reprodukciji, jer je njihov učinak mnogo bolji od prosečnog učinka u populaciji. Takođe, podaci su sadržali fenotipske zapise starijih životinja koje su već izabrane za roditelje budućih generacija, kao i podatke o reprodukciji mladih plotkinja, za koje je evidentirana manja frekvencija zapisa o njihovim prašenjima. Sve ovo je u određenoj meri uticalo na dobijene rezultate, međutim, upotrebom *BLUP-AM* metode moguće je uzeti u obzir i efekte prethodno sprovedene selekcije. Prevedashodno iz ovog razloga je primenjena *REML* metoda za procenu komponenti varijanse koja uvažava prethodni selekcijski rad na analiziranim farmama. *REML* metoda se nalazi u matematičko-statističkoj osnovi sva tri modela korišćena za procenu genetskih parametara u ovom istraživanju: model ponovljivosti, višeosobinski i slučajno regresijski model.

1) Fenotipska varijabilnost osobine broj živorođene prasadi pod uticajem sistematskih i regresijskih uticaja

- Broj živorođene prasadi na farmi A prosečno je iznosio 16,18, na farmi B 14,01, na farmi C 16,88 (tabela 11). Populacioni prosečni broj živorođene prasadi na sve tri analizirane farme iznosio je 16,06. Krmače su na analiziranim farmama prasile od 0 do 31 živorođene prasadi. Koeficijent varijacije se kretao u intervalu od 22,15% (farma A) do 27,07% (farma B).
- Sistematski deo modela objašnjavao je 27% ukupne varijabilnosti za osobinu BŽP na farmi A, zatim 22% na farmi B, 20% na farmi C i 26% pri analizi sve tri farme zajedno (ABC).
- Na variranje ispitivane osobine BŽP genotip plotkinje je statistički visoko značajno uticao na svim analiziranim farmama (A, B, C) i pri analizi sve tri farme zajedno (ABC). Značajno variranje u vrednostima prosečnog BŽP je uočeno između svih genotipova na analiziranim farmama. Interval variranja između genotipova bio je od 12,74 do 17,38. Genotipovi VJ^xL i L^xVJ imali su veći broj živorođene prasadi u odnosu na čiste rase L i VJ, što je i očekivano zbog ispoljavanja heterozis efekta.
- Uticaj sezone analiziran kao interakcija mesec-godina uspešnog pripusta je statistički visoko značajno ($p < 0,001$) uticao na varijabilnost BŽP na svim analiziranim farmama (A, B, C) i pri analizi sve tri farme zajedno (ABC). Na sve tri farme zapažene su dugoročne i kratkoročne promene u prosečnom BŽP kroz godine i unutar godina posmatranja. Od 2015. godine pa do kraja analiziranog perioda (2020. godina) vidi se povećanje u prosečnom BŽP. Takođe, u periodu od 2015. godine zapaža se veća varijabilnost između susednih meseci. Ovaj trend bi se donekle mogao objasniti time da je usled visokog inteziteta selekcije na poboljšanje reproduktivnih i drugih ekonomski značajnih svojstava došlo do ubrzanja metabolizma plotkinja i njihove veće osetljivosti na spoljašnje uticaje.
- Prosečan BŽP se povećavao do trećeg pariteta, dok je starost pri prašenju unutar svakog pariteta varirala. Zbog širokog raspona mogućih uzrasta pri prašenju u okviru pariteta, opravdano je da se ova dva uticaja kombinuju i posmatraju u modelima kao regresijski uticaj starosti pri prašenju ugnjeđen u okviru pariteta. Kvadratni regresijski uticaj starosti pri prašenju ugnjeđen u okviru pariteta je statistički visoko značajno uticao ($p < 0,001$) na broj živorođene prasadi pri analizi farmi A, C, i ABC, dok pri analizi farme B nije ispoljio statistički značajan uticaj.
- Uticaj oca legla na fenotipsku varijabilnost BŽP pokazao je statistički visoko značajan uticaj ($p < 0,001$) kada su analizirane farme B, C i ABC, dok je kod analize farme A statistički veoma značajno ($p < 0,01$) uticao na varijabilnost ove osobine. Utvrđene razlike između najveće i najmanje zabeležene vrednosti za prosečan BŽP po ocu legla bila je 13,5. Sa obzirom na potencijalno veliki broj legala po ocu, pretpostavlja se da razlike nisu slučajne i ove vrednosti se mogu koristiti za eliminisanje nerastova čija legla imaju mali BŽP. Na ovaj način bi se moglo dodatno direktno uticati na veličinu legla krmača na farmama.
- Linearni regresijski uticaj trajanja laktacije koja je prethodila prašenju pri analizi svih farmi posebno (A, B, C) i nakon objedinjavanja u jedan set podataka (ABC) je ispoljio statistički visoko značajan uticaj ($p < 0,001$) na variranje BŽP u leglu krmača. Frekvencija zapisa o trajanju laktacije na sve tri analizirane farme bila je najveća u intervalu između 20 i 35 dana. Produženje laktacije za 1 dan izaziva povećanje od 0,04 živorođene prasadi po leglu.
- Fiksni uticaj klase trajanja perioda zalučenje-oplodnja koji je prethodio prašenju je statistički visoko značajno uticao na varijabilnost BŽP u leglu krmača na svim analiziranim farmama. Na analiziranim farmama se estrus pojavljuje najčešće 4. i 5. dana po prašenju, kod približno 70% plotkinja. Takođe, primećen je značajan pad u prosečnom BŽP kod krmača koje su osemenjene od 6. do 10. dana, što je važno sa ekonomske strane jer može da obuhvati značajan procenat krmača, skoro 9% kada su analizirane sve tri farme istovremeno.

2) Genotipska varijabilnost i povezanost osobina veličine legla krmača

U cilju tačnije procene genetskih parametara za osobinu BŽP testirana su tri tipa linearno mešovitih modela: model ponovljivosti (*Repeatability Model*), višeosobinski model (*Multitrait Model*) i slučajni regresijski model (*Random Regression Model*). Na osnovu procene komponenti varijanse i genetskih korelacija pomoću ova tri modela, mogu se doneti sledeći zaključci:

- Koeficijent naslednosti za osobinu BŽP procenjen modelom ponovljivosti na farmi A iznosio je 10%, zatim na farmi B 4,7%, farmi C 8,1%, dok je pri analizi sve tri farme zajedno (ABC) bio 9,5%. Uticajem permanentne okoline plotkinje koju pruža svojim uzastopnim leglima objašnjeno je od 3,7 do 8,4% varijabilnosti ove osobine u analiziranim setovima podataka. Udeo slučajnog uticaja legla u kome su životinje rođene/gajene u ukupnoj varijabilnosti BŽP kretao se u intervalu od 0,9 do 2,6%.
- Procenjeni koeficijenti heritabiliteta za osobinu BŽP višeosobinskim modelom pri analizi prvih šest prašenja na farmi A kretali su se u intervalu od 10,33 do 21,98%, na farmi B od 13,72 do 20,85%, farmi C od 12,49 do 18,38%, i pri analizi sve tri farme zajedno od 17,23 do 21,61%. Slučajnim uticajem legla u kome su životinje rođene/gajene bilo je objašnjeno, u zavisnosti od redosleda prašenja, od 1,00 do 8,7% varijabilnosti BŽP.
- Višeosobinskim modelom su analizirana prva dva prašenja posebno i treće i ostala objedinjena u jednu klasu. Koeficijenti naslednosti utvrđeni na osnovu rezultata plodnosti realizovanih na farmi A u prvom, drugom i trećem objedinjenim sa ostalim prašenjima, prikazanim redosledom iznosili su: 10,20%, 18,90% i 15,10%, zatim na farmi B: 12,90%, 5,90% i 8,10%, na farmi C: 12,8%, 10,0% i 9,3%, na farmi ABC: 18,6%, 16,9% i 13,4%,. Uticajem permanentne okoline plotkinje koju pruža svojim uzastopnim leglima uključenim u modele kada je posmatrano treće i ostala prašenja kao jedna klasa objašnjeno je od 3,00 do 8,62% ukupne varijabilnosti. Udeo slučajnog uticaja legla u kome su životinje rođene/gajene u ukupnoj varijabilnosti BŽP kretao se u intervalu od 1,3 do 6,8%.
- Vrednosti koeficijenata naslednosti procenjene modelom slučajne regresije za prvih šest prašenja su se kretale na farmi A od 7,6 do 11,8%, na farmi B od 4,5 do 12,6%, na farmi C od 4,3 do 12,4% i pri analizi sve tri farme zajedno od 8,9 do 13,4%. Slučajnim uticajem permanentne okoline plotkinje bilo je objašnjeno, u zavisnosti od pariteta (1-6), od 7,6 do 18,7% varijabilnosti BŽP.
- Procenjeni koeficijenti naslednosti slučajno regresijskim modelom za osobinu BŽP bili su niži u odnosu na višeosobinski model, ali približniji rezultatima dobijenim primenom modela ponovljivosti. Najviše vrednosti za heritabilitet BŽP zabeležene su pri upotrebi višeosobinskog modela, ali je uključivanjem permanentnog uticaja plotkinje u jedan od korišćenih višeosobinskih modela došlo do približavanja dobijenih vrednosti heritabiliteta vrednostima dobijenim pri analizi slučajno regresijskim modelom.
- Najveće razlike između heritabiliteta osobine BŽP po paritetima za prvih 6 prašenja na svim farmama uočljive su između prvog i ostalih prašenja i pri upotrebi višeosobinskog i slučajno regresijskog modela.
- Osobina BŽP ima nisku heritabilnost i svrstava se u grupu niskonaslednih osobina.
- Koeficijenti genetskih korelacija između BŽP u prvih šest prašenja, kada je ova osobina posmatrana kao posebna kroz paritete, višeosobinskim modelom kretali su se u intervalu od 0,491 do 0,996, a fenotipske korelacije od 0,105 do 0,235. Procenjene genetske korelacije slučajno regresijskim modelom kretale su se od -0,573 do 0,996 za osobinu BŽP posmatranu po prašenjima od prvog do šestog, dok su se fenotipske korelacije kretale od -0,032 do 0,256.
- Niske vrednosti koeficijenta genetskih korelacija između pojedinih pariteta su pokazale da se veličina legla u različitim paritetima može smatrati različitom osobinom, odnosno da je pod kontrolom različitih gena.
- *Eigenvalues* vrednosti su pokazale da nulti član Ležandrovih polinoma čini između 74,5 i 94,5% objašnjenja aditivne genetske varijabilnosti za BŽP. Ovo znači da je od oko 5,5 do

25,5% ukupne varijabilnosti objašnjeno individualnom genetskom krivom krmače sa Ležandrovim polinomima različitog reda. Ovaj procenat genetske varijabilnosti bi mogao biti korišćen za selekciju na osnovu „krive proizvodnje” za osobine veličine legla. Trebalo bi dodatno istražiti mogućnost selekcije na „postojanost” veličine legla primenom slučajno regresijskog modela, odnosno da se sprovodi selekcija na smanjenje varijacije između pariteta krmača (npr. povećanje veličine legla u paritetima sa manjim BŽP) i da se utiče na smanjenje opadanja veličine legla pri kraju proizvodne krive krmače.

- Ležandrovi polinomi drugog reda bili su dovoljni da se objasni ukupna varijabilnost aditivnog genetskog uticaja na svim farmama. Polinomi drugog reda bili su dovoljni i da se objasni varijabilnost slučajnog uticaja permanentne okoline plotkinje i slučajnog uticaja legla u kome su krmače rođene. Izuzetak je bio slučajan uticaj legla u kome je životinja rođena, jer su kod ovog uticaja viši članovi polinoma drugog i trećeg reda objašnjavali dodatni procenat varijabilnosti BŽP (4,13 do 7,57%).
- Procene varijanse greške ili ostatka pri korišćenju modela slučajne regresije bile su generalno niže nego utvrđene pri upotrebi višeosobinskog modela, jer ovaj model nije dozvoljavao uključivanje permanentnog uticaja plotkinje. Pored nižih varijansi greške, zatim, činjenice da genetske korelacije u ovom istraživanju nisu bile potpune između pariteta da bi se preporučilo korišćenje modela ponovljivosti i nemogućnosti da se u višeosobinski model uključi permanentni uticaj koji doprinosi preciznijoj proceni varijabilnosti BŽP, čini se da je model slučajne regresije i najbolji izbor za procenu komponenti varijanse za osobinu BŽP. Takođe, slučajno regresijski modeli su manje zahtevni u pogledu računarskih kapaciteta i imaju manje računskih problema u odnosu na višeosobinski model pri proceni komponenti varijanse za BŽP.

Na osnovu dobijenih rezultata ovog istraživanja može se zaključiti da je slučajno regresijski model prilagođeniji i bolji za procenu genetskih parametara za longitudinalne osobine veličine legla krmača u odnosu na model ponovljivosti i višeosobinski model. Prednost ovog modela je što ne zavisi od pretpostavke da su korelacije između veličine legla u različitim paritetima potpune u odnosu na model ponovljivosti. Takođe, sa slučajno regresijskim modelom je moguće odrediti procenat genetske varijabilnosti odgovoran za „fenotipsku putanju” krmače.

3) Utvrđivanje i prednosti postojanja genetskih veza na analiziranim farmama i posledično njihov uticaj na pouzdanost procenjene priplodne vrednosti

Metodama *protok gena* (*Gene Flow*) između farmi i *stepen povezanosti* (*Connectedness rating*) između farmi utvrđeno je postojanje povezanosti i njihov uticaj na pouzdanost procenjene priplodne vrednosti krmača koje potiču sa različitih farmi. Na osnovu dobijenih rezultata mogu se izvesti sledeći zaključci:

- U analiziranom periodu (2008-2020. godine) između svih farmi uključenih u analizu je bilo razmene genetskog priplodnog materijala. Najveći protok gena utvrđen je između farmi B i C. Udeo gena sa farme B, pronađen na farmi C iznosio je 78%. Isto tako, zabeležen je veliki procenat (65%) kretanja gena sa farme B ka farmi A. Ovo se objašnjava time da je farma B nukleus farma u okviru kompanije i da u svom sastavu ima centar za veštačko osemenavanje sa koga se distribuira seme nerasta ka ostalim farmama u sistemu. Najmanji procenat kretanja gena, odnosno priplodnih krmača i nerasta, bio je sa farme C ka farmama A i B (0,20%).
- Metoda *Protok gena* pogodna je za brzo i jednostavno izračunavanje i utvrđivanje postojanja genetske veze između farmi uključenih u genetsku evaluaciju. Isto tako, ova metoda je dobra prilikom procene priplodne vrednosti na velikim farmskim sistemima ili kada se vrši genetska evaluacija na nacionalnom nivou. Utvrđivanjem postojanja genetskih veza između više farmi, moguće je raditi poređenje životinja koje potiču iz različitih zapata sa visokom pouzdanošću.

- Povezanost između farmi (A, B i C), određena metodom *Stepen povezanosti*, ukazuje na visoku povezanost između farmi (0,976-1,000), što omogućava genetsku evaluaciju svih uključenih farmi istovremeno sa visokom pouzdanošću. Visoke vrednosti dobijene ovom metodom u analiziranoj populaciji su dosta više od preporučenih minimalnih 1,5% za osobine veličine legla neophodne za genetsku evaluaciju između farmi. Sve tri farme uključene u analizu posluju u okviru iste kompanije, što pored postojanja genetskih veza dodatno utiče na visok stepen povezanosti jer se metoda *stepen povezanosti* zasniva na korelaciji između procenjenih efekata zapata.
- Pri proceni priplodne vrednosti osobina BŽP u uzastopnim prašenjima tretirana je kao osobina koja se ponavlja više puta u toku proizvodnog veka (*repetability model*). Priplodne vrednosti i njihova pouzdanost procenjene su korišćenjem istog modela kako bi se obezbedilo adekvatno poređenje priplodne vrednosti između analiziranih farmi. Pouzdanost je izračunata za sve procenjene priplodne vrednosti i izručanata je prosečna pouzdanost za svaku pojedinačnu farmu i za sve tri farme zajedno.
- Na analiziranim farmama (A, B, C) pouzdanost procene priplodne vrednosti (r^2) se kretala u intervalu od 0,710 do 0,822 za osobinu BŽP u leglu krmača. Farma A je imala veću prosečnu pouzdanost procenjene priplodne vrednosti u odnosu na farme B i C.
- Nakon spajanja podataka sa farmi A, B i C u jedan set podataka došlo je do povećanja prosečne pouzdanosti procene priplodne vrednosti. Ovo ukazuje na to da se zajedničkom analizom posmatranih farmi može povećati pouzdanost procene priplodne vrednosti za BŽP, čime bi se postigli veći efekti selekcije. Zajednička evaluacija sve tri farme istovremeno (ABC) uticala je na veću pouzdanost procenjene priplodne vrednosti preko povećanog broja individua u pedigreu i zapisa o fenotipovima.

Na samom kraju trebalo bi istaći da na osnovu poznavanja selekcijskog rada u Republici Srbiji, gde se za procenu priplodne vrednosti u oblasti svinjarstva koristi metod selekcijskih indeksa i to samo za osobine porasta i kvaliteta trupa dok osobine veličine legla nisu obuhvaćene agregatnim genotipom, u cilju bržeg i sigurnijeg genetskog napretka, bi trebalo početi sa primenom *BLUP-AM* metode za procenu priplodne vrednosti životinja. Na osnovu prikazanih rezultata u ovom istraživanju utvrđeno je da se primenom *BLUP-AM* metode može proceniti priplodna vrednost sa velikom pouzdanošću na farmama u Srbiji. Poznato je da ova metoda osigurava brz genetski napredak pri praktičnoj primeni, što pokazuju i rezultati ovog istraživanja. Navedeno zahteva primenu najboljih metoda za što precizniju procenu priplodne vrednosti. U cilju postizanja bržeg genetskog napretka ekonomski važnih osobina svinja, neophodno je pokazati veći interes za primenu modernih saznanja i metodologija iz oblasti selekcije svinja. Dobijene zaključke da je *slučajno regresijski model* prilagođeniji i bolji za procenu genetskih parametara za longitudinalne osobine veličine legla krmača u odnosu na model *ponovljivosti* i *višeosobinski model* treba testirati na široj populaciji krmača u Republici Srbiji. Na ovaj način bi se dodatno ispitala prednosti slučajno regresijskog modela. Takođe, ovo bi bio važan korak ka upotrebi modernijih modela za procenu genetskih parametara osobina veličine legla u domaćim populacijama krmača. S obzirom da na teritoriji Republike Srbije radi nekoliko centara za veštačko osemenjavanje, samim tim postoji potencijalna genetska povezanost između populacija gajenih na većem broju farmi. Metodama *Protok gena* i *Stepen povezanosti* između farmi u ovoj disertaciji prikazane su prednosti postojanja genetske povezanosti između farmi koje bi se mogle iskoristiti za unapređenje ekonomski značajnih osobina krmača. Korišćenjem ovih metoda odgajivačima se omogućava pristup većoj genetskoj bazi na kojoj će vršiti selekcionisanje priplodnih krmača, a samim tim i povećanje intenziteta selekcije. Pored toga, na brži genetski napredak treba uticati i genetskom evaluacijom više farmi istovremeno, jer je u ovoj analizi utvrđeno da se direktno može uticati na efekte selekcije procenom priplodne vrednosti krmača sa više farmi istovremeno primenom *BLUP-AM* metode.

6. Literatura

1. Alam, M., Chang, H. K., Lee, S. S., & Choi, T. J. (2021). Genetic analysis of major production and reproduction traits of Korean Duroc, Landrace and Yorkshire pigs. *Animals*, 11(5), 1321.
2. Alfonso, L., Noguera, J. L., Babot, D., & Estany, J. (1997). Estimates of genetic parameters for litter size at different parities in pigs. *Livestock Production Science*, 47(2), 149-156.
3. Baumgartner, J. (2011). Pig industry in CH, CZ, DE, DK, NL, NO, SE, UK, AT and EU. In *Free farrowing workshop Vienna*.
4. Bolet, G., Bidanel, J. P., & Ollivier, L. (2001). Selection for litter size in pigs. II. Efficiency of closed and open selection lines. *Genetics Selection Evolution*, 33(5), 515-528.
5. Cai, W., Wu, H., & Dekkers, J. C. M. (2010). Longitudinal analysis of body weight and feed intake in selection lines for residual feed intake in pigs. *Asian-Australasian Journal of Animal Sciences*, 24(1), 17-27.
6. Camargo, E. G., Marques, D. B. D., Figueiredo, E. A. P. D., & Lopes, P. S. (2020). Genetic study of litter size and litter uniformity in Landrace pigs. *Revista Brasileira de Zootecnia*, 49.
7. Carrión-López, M. J., Orengo, J., Madrid, J., Vargas, A., & Martínez-Miró, S. (2022). Effect of Sow Body Weight at First Service on Body Status and Performance during First Parity and Lifetime. *Animals*, 12(23), 3399.
8. Cassady, J. P., Young, L. D., & Leymaster, K. A. (2002). Heterosis and recombination effects on pig reproductive traits. *Journal of Animal Science*, 80(9), 2303-2315.
9. Cavalcante Neto, A., Lui, J. F., Sarmiento, J. L. R., Ribeiro, M. N., Monteiro, J. M. C., Fonseca, C., & Tonhati, H. (2009). Estimation models of variance components for farrowing interval in swine. *Brazilian Archives of Biology and Technology*, 52, 69-76.
10. Cavalcante Neto, A., Lui, J. F., Sarmiento, J. L. R., Ribeiro, N., Monteiro, J. M. C., & Tonhati, H. (2008). Fatores ambientais e estimativa de herdabilidade para o intervalo desmame-cio de fêmeas suínas. *Revista Brasileira de Zootecnia*, 37, 1953-1958.
11. Chen, P., Baas, T. J., Mabry, J. W., Koehler, K. J., & Dekkers, J. C. M. (2003). Genetic parameters and trends for litter traits in US Yorkshire, Duroc, Hampshire, and Landrace pigs. *Journal of animal science*, 81(1), 46-53.
12. Chen, Z., Ye, S., Teng, J., Diao, S., Yuan, X., Chen, Z., & Zhang, Z. (2019). Genome-wide association studies for the number of animals born alive and dead in duroc pigs. *Theriogenology*, 139, 36-42.
13. Čop, D., Golubović, J., & Kovač, M. (2004). Vpliv predhodne laktacije na mere plodnosti pri prašičih. Univerza v Ljubljani, Biotehnoški fakultet, Oddelek za zootehniko, Katedra za etologijo, biometrijo in selekcijo ter prašičerejo, Domžale, 7, 79-92.
14. Cost of production in selected countries (*InterPIG 2021*) <https://ahdb.org.uk/cost-of-production-in-selected-countries> (pristupljeno 01.12.2023)
15. Costa, E. V., Ventura, H. T., Figueiredo, E. A. P., Glória, L. S., Godinho, R. M., Resende, M. D. V. D., & Lopes, P. S. (2016). Multi-trait and repeatability models for genetic evaluation of litter traits in pigs considering different farrowings. *Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal*, 17, 666-676.
16. Da Silva, C. L., Mulder, H. A., Broekhuijse, M. L., Kemp, B., Soede, N. M., & Knol, E. F. (2018). Relationship between the estimated breeding values for litter traits at birth and ovarian and embryonic traits and their additive genetic variance in gilts at 35 days of pregnancy. *Frontiers in genetics*, 9, 111.
17. Đedović, R. (2015). Populaciona genetika i oplemenjivanje domaćih i gajenih životinja. *Poljoprivredni fakultet. Beograd-Zemun*.
18. Dobrzański, J., Mulder, H. A., Knol, E. F., Szwaczkowski, T., & Sell-Kubiak, E. (2020). Estimation of litter size variability phenotypes in Large White sows. *Journal of Animal Breeding and Genetics*, 137(6), 559-570.

19. Dube, B., Mulugeta, S. D., & Dzama, K. (2012). Estimation of genetic and phenotypic parameters for sow productivity traits in South African Large White pigs. *South African Journal of Animal Science*, 42(4), 389-397.
20. Dube, B., Mulugeta, S. D., & Dzama, K. (2013). Integrating economic parameters into genetic selection for Large White pigs. *Animal*, 7(8), 1231-1238.
21. Ehlers, M. J., Mabry, J. W., Bertrand, J. K., & Stalder, K. J. (2005). Variance components and heritabilities for sow productivity traits estimated from purebred versus crossbred sows. *Journal of Animal Breeding and Genetics*, 122(5), 318-324.
22. Endris, M. (2020). Review on selection index in animal breeding. Doctoral Dissertation. *Haramaya University*.
23. Estany, J., Villalba, D., Tibau, J., Soler, J., Babot, D., & Noguera, J. L. (2002). Correlated response to selection for litter size in pigs: I. Growth, fat deposition, and feeding behavior traits. *Journal of animal science*, 80(10), 2556-2565.
24. Fernández, A., Rodrigáñez, J., Zuzárrregui, J., Rodríguez, M. C., & Silió, L. (2008). Genetic parameters for litter size and weight at different parities in Iberian pigs.
25. Fouilloux, M. N., Clément, V., & Laloë, D. (2008). Measuring connectedness among herds in mixed linear models: from theory to practice in large-sized genetic evaluations. *Genetics Selection Evolution*, 40, 1-15.
26. Getmantseva, L. V., Bakoev, S. Y., Shevtsova, V. S., Kolosov, A. Y., Bakoev, N. F., & Kolosova, M. A. (2020). Assessing the effect of SNPs on litter traits in pigs. *Scientifica*, 2020, 1-8.
27. Groeneveld, E., Kovac, M., Mielenz, N. (2010): VCE6 User's Guide and Reference Manual. Mariensee, Institute of Farm Animal Genetics. FLI.
28. Groeneveld, E., Kovač, M., Wang, T. (1990): PEST. a general purpose BLUP package for multivariate prediction and estimation. In: 4th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production. Skotland. Edinburgh. Jun 1990, 13, 488-49.
29. Hao, Z., Jiaqi, L., Chong, W., Xiaohong, L., & Yaosheng, C. (2005). Effect of genetic connectedness on the selection results of breeding pigs. *Agricultural Sciences in China*, 4(11), 872-876.
30. Henderson Jr, C. R. (1982). Analysis of covariance in the mixed model: higher-level, nonhomogeneous, and random regressions. *Biometrics*, 623-640.
31. Henderson, C. R. (1975). Best linear unbiased estimation and prediction under a selection model. *Biometrics*, 423-447.
32. Henderson, C. R., & Quaas, R. L. (1976). Multiple trait evaluation using relatives' records. *Journal of animal science*, 43(6), 1188-1197.
33. Hörtenhuber, S. J., Schauburger, G., Mikovits, C., Schönhart, M., Baumgartner, J., Niebuhr, K., & Zollitsch, W. (2020). The effect of climate change-induced temperature increase on performance and environmental impact of intensive pig production systems. *Sustainability*, 12(22), 9442.
34. Houška, L., Wolfová, M., Nagy, I., Csörnyei, Z., & Komlósi, I. (2010). Economic values for traits of pigs in Hungary. *Czech Journal of Animal Science*, 55(4), 139-148.
35. Huisman, A. E., Veerkamp, R. F., & Van Arendonk, J. A. M. (2002). Genetic parameters for various random regression models to describe the weight data of pigs. *Journal of Animal Science*, 80(3), 575-582.
36. Ibáñez-Escriche, N., Reixach, J., Lleó, N., & Noguera, J. L. (2011). Genetic evaluation combining purebred and crossbred data in a pig breeding scheme. *Journal of animal science*, 89(12), 3881-3889.
37. Iso-Touru, T., Uimari, P., Elo, K., Sevón-Aimonen, M. L., & Sironen, A. (2022). Identification of copy number variations and candidate genes for reproduction traits in Finnish pig populations. *Agricultural and Food Science*, 31(3), 149-159.

38. Johnson, R. K., Nielsen, M. K., & Casey, D. S. (1999). Responses in ovulation rate, embryonal survival, and litter traits in swine to 14 generations of selection to increase litter size. *Journal of animal science*, 77(3), 541-557.
39. Kennedy, B. W., & Trus, D. (1993). Considerations on genetic connectedness between management units under an animal model. *Journal of animal science*, 71(9), 2341-2352.
40. Kim, H. J. (2001). Genetic parameters for productive and reproductive traits of sows in multiplier farms (Doctoral dissertation, Niedersächsische Staats-und Universitätsbibliothek Göttingen).
41. Kodak, O., Nagyne-Kiszlinger, H., Farkas, J., Köver, G., & Nagy, I. (2022). Genetic Parameters of Reproductive Performances in Hungarian Large White, Landrace, and Their Crossbred F1 Pigs from 2010 to 2018. *Diversity*, 14(12), 1030.
42. Koketsu, Y., Tani, S., & Iida, R. (2017). Factors for improving reproductive performance of sows and herd productivity in commercial breeding herds. *Porcine health management*, 3(1), 1-10.
43. Konta, A., Ogawa, S., Kimata, M., Ishii, K., Uemoto, Y., & Satoh, M. (2020). Comparison of two models to estimate genetic parameters for number of born alive in pigs. *Animal Science Journal*, 91(1), e13417.
44. Kosovac, O., Petrović, M., Živković, B., Fabjan, M., & Radović, Č. (2005). Effect of genotype and order of farrowing on variation of fertility traits in pigs. *Biotechnology in Animal Husbandry*, 21(3-4), 61-68.
45. Kramarenko, A. S., Ignatenko, Z. V., Lugovoy, S. I., Pidpala, T. V., Karatieieva, O. I., Yulevich, O. I., & Kramarenko, S. S. (2020). Effect of parity number, year and season farrowing on reproductive performance in Large White pigs. *Ukrainian Journal of Ecology*, 10(1), 307-312.
46. Krupa, E., & Wolf, J. (2013). Simultaneous estimation of genetic parameters for production and litter size traits in Czech Large White and Czech Landrace pigs. *Czech J. Anim. Sci*, 58(9), 429-436.
47. Krupa, E., Žáková, E., Krupová, Z., Kasarda, R., & Svitáková, A. (2015). Evaluation of Genetic Connectedness of Landrace Herds in Czech Republic. In Proceedings of the 4th International Congress New Perspectives and Challenges of Sustainable Livestock Productions, Belgrade, Serbia, 7–9 October.
48. Langemeier, M. (2023). Long-Term Trends in Pigs per Litter. *farmdoc daily*, 13: Department of Agricultural and Consumer Economics, University of Illinois at Urbana-Champaign, February 3, 2023 (19).
49. Lawlor, P. G., & Lynch, P. B. (2007). A review of factors influencing litter size in Irish sows. *Irish veterinary journal*, 60(6), 1-8.
50. Lee, G. J., & Haley, C. S. (1995). Comparative farrowing to weaning performance in Meishan and Large White pigs and their crosses. *Animal Science*, 60(2), 269-280.
51. Lewis, R. M., Crump, R. E., Simm, G., & Thompson, R. (2005). Assessing connectedness in across-flock genetic evaluations. *Journal Anim. Scinse*, 3.
52. Lopez, B. I., & Seo, K. (2019). Genetic parameters for litter traits at different parities in purebred Landrace and Yorkshire pigs. *Animal science journal*, 90(12), 1497-1502.
53. Lopez, B. M., Kang, H. S., Viterbo, V. S., Song, C. W., & Seo, K. S. (2018). Degree of connectedness among herds of three pig breeds in Korea. *Indian J. Anim. Sci*, 88, 724-726.
54. Lukač, D., Vidović, V., Vasiljević, T., & Stanković, O. (2016). Estimation of genetic parameters and breeding values for litter size in the first three parity of Landrace sows. *Biotechnology in Animal Husbandry*, 32(3), 261-269.
55. Lukač, D., Vidović, V., Višnjić, V., Krnjaić, J., & Šević, R. (2014). The effect of parental genotype and parity number on pigs litter size. *Biotechnology in Animal Husbandry*, 30(3), 415-422.

56. Luković Z. & Radojković D., (2013): Dispersion parameters for litter size in pigs. International Symposium Modern Trends in Livestock Production, October 2013., 129-139.
57. Luković, Z. (2006): Covariance functions for litter size in pigs using a random regression model. Doctoral Dissertation. University of Ljubljana, Biotechnical Faculty Ljubljana, Zootechnical Department, 1–93.
58. Luković, Z., Malovrh, S., Gorjanc, G., & Kovac, M. (2004). A random regression model in analysis of litter size in pigs. *South African Journal of Animal Science*, 34(4), 241-248.
59. Luković, Z., Malovrh, S., Gorjanc, G., Uremović, M., & Kovač, M. (2003). Genetic parameters for number of piglets born alive using a random regression model. *Agriculturae Conspectus Scientificus*, 68(2), 105-108.
60. Luković, Z., Uremovic, M., Konjacic, M., Uremovic, Z. & Vincek, D. (2007): Genetic parameters for litter size in pigs using a random regression model. *Asian-Australian Journal of Animal Science*, 20 (2): 160-165.
61. Lutaaya, E., Misztal, I., Mabry, J. W., Short, T., Timm, H. H., & Holzbauer, R. (2002). Joint evaluation of purebreds and crossbreds in swine. *Journal of animal science*, 80(9), 2263-2266.
62. Marois, D., Brisbane, J. R., & Laforest, J. P. (2000). Accounting for lactation length and weaning-to-conception interval in genetic evaluations for litter size in swine. *Journal of animal science*, 78(7), 1796-1810.
63. Mathur, P. K., Sullivan, B., & Chesnais, J. (1998). A practical method for estimating connectedness in large livestock populations with an application to Canadian swine herds. *J. Anim. Sci*, 76.
64. Mathur, P.K., (2002): *Connectedness Programs*. [Na mreži] Available at: <https://www.ccsi.ca/connectedness/> [Poslednji pristup 22 February 2023].
65. Mathur, P.K., Sullivan, B.P., & Chesnais, J.P. (2002). Measuring connectedness: Concept and application to a large in-461 dustry breeding program. In Proceedings of the 7th World Congress of Genetics Applied to Livestock Production, Montpellier, France, 19–23 August 2002; 545–548.
66. Mathur, P.K., Sullivan, B.P., Chesnais, J.P., (2002): Estimation of the degree of Connectedness between herds. Canadian Centre for Swine Improvement, Ottawa, Canada.
67. Melnikova, E., Kabanov, A., Nikitin, S., Somova, M., Kharitonov, S., Otradnov, P., & Zinovieva, N. (2021). Application of genomic data for reliability improvement of pig breeding value estimates. *Animals*, 11(6), 1557.
68. Meyer, K. (1998). Estimating covariance functions for longitudinal data using a random regression model. *Genetics Selection Evolution*, 30(3), 221-240.
69. Mrode, R.A. (2005). *Linear Models for the Prediction of Animal Breeding Values*; CABI Publishing: Wallingford, UK, 1–344.
70. Nielsen, B., Su, G., Lund, M. S., & Madsen, P. (2013). Selection for increased number of piglets at d 5 after farrowing has increased litter size and reduced piglet mortality. *Journal of animal science*, 91(6), 2575-2582.
71. Noguera, J. L., Ibáñez-Escriche, N., Casellas, J., Rosas, J. P., & Varona, L. (2019). Genetic parameters and direct, maternal and heterosis effects on litter size in a diallel cross among three commercial varieties of Iberian pig. *Animal*, 13(12), 2765-2772.
72. Noguera, J. L., Varona, L., Babot, D., & Estany, J. (2002). Multivariate analysis of litter size for multiple parities with production traits in pigs: I. Bayesian variance component estimation. *Journal of Animal Science*, 80(10), 2540-2547.
73. Ogawa, S., Konta, A., Kimata, M., Ishii, K., Uemoto, Y., & Satoh, M. (2019). Genetic parameter estimation for number born alive at different parities in Landrace and Large White pigs. *Animal Science Journal*, 90(9), 1111-1119.

74. Ogawa, S., Konta, A., Kimata, M., Ishii, K., Uemoto, Y., & Satoh, M. (2019). Estimation of genetic parameters for farrowing traits in purebred Landrace and Large White pigs. *Animal Science Journal*, 90(1), 23-28.
75. Ogawa, S., Takahashi, H., & Satoh, M. (2023). Genetic parameter estimation for pork production and litter performance traits of Landrace, Large White, and Duroc pigs in Japan. *Journal of Animal Breeding and Genetics*.
76. Oliveira, H. R., Brito, L. F., Lourenco, D. A. L., Silva, F. F., Jamrozik, J., Schaeffer, L. R., & Schenkel, F. S. (2019). Invited review: Advances and applications of random regression models: From quantitative genetics to genomics. *Journal of dairy science*, 102(9), 7664-7683.
77. Petrović, M., Teodorović, M., Radojković, D., & Radović, I. (2002). Varijabilnost proizvodnih osobina svinja na farmama u Srbiji. *Veterinarski glasnik*, 56(1-2), 89-96.
78. Plaengkaeo, S., Duangjinda, M., & Stalder, K. J. (2021). Identifying early indicator traits for sow longevity using a linear-threshold model in Thai Large White and Landrace females. *Animal Bioscience*, 34(1), 20.
79. Popovac, M. (2016): Fenotipska i genetska varijabilnost proizvodnih i osobina dugovečnosti krmača. Doktorska disertacija. Univerzitet u Beogradu, Poljoprivredni fakultet Beograd, 1-178 str.
80. Popovac, M., Radojković, D., Petrović, M., Mijatović, M., Gogić, M., Stanojević, D., & Stanišić, N. (2012). Heritability and connections of sow fertility traits. *Biotechnology in Animal Husbandry*, 28(3), 469-475.
81. Pravilnik o uslovima za dobrobit životinja u pogledu prostora za životinje, prostorija i opreme u objektima u kojima se drže, uzgajaju i stavljaju u promet životinje u proizvodne svrhe, načinu držanja, uzgajanja i prometa pojedinih vrsta i kategorija životinja, kao i sadržini i načinu vođenja evidencije o životinjama: 6/2010-34, 57/2014-27, 152/2020-59, 115/2023-6. <https://www.pravno-informacioni-sistem.rs/SlGlasnikPortal/eli/rep/sgrs/ministarstva/pravilnik/2010/6/8/reg>
82. R Core Team (2021). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www.r-project.org/>
83. Radojković D., Petrović M., Parunović N., Radović Č., Radović I., Popovac M., Savić R., & Gogić M. (2014): Estimation of the variance components of the sow litter size traits using REML method – repeatability model. In: Proceedings of the international symposium on animal science 2014, Serbia, Belgrade, September 2014., 124-134.
84. Radojković, D. (2007): Varijabilnost osobina plodnosti i procena priplodne vrednosti svinja. Doktorska disertacija. Univerzitet u Beogradu, Poljoprivredni fakultet Beograd, 1-208 str.
85. Radojković, D., Petrović, M., Mijatović, M., & Radović, Č. (2007). Phenotypic variability of fertility traits of pure breed sows in first three farrowings. *Biotechnology in Animal Husbandry*, 23(3-4), 41-50.
86. Radojković, D., Savić, R., Popovac, M., Radović, Č., & Gogić, M. (2018). The share of variance components and correlations between sow production traits in different treatments of the litter size (The repeatability and multi-trait models). *Contemporary Agriculture*, 67(3-4), 207-214.
87. Radović, Č., Živković, V., Stojiljković, N., Savić, R., Radojković, D., Petrović, A., & Gogić, M. (2023, November). Fertility traits of sows by genotypes in C. Serbia. In *Proceedings of Scientific Conference with International Participation „Animal Science-Challenges and Innovations”, 1–3 November 2023, Sofia*. Institute of Animal Science–Kostinbrod. (147-154)
88. Rosendo, A., Druet, T., Gogué, J., & Bidanel, J. P. (2007). Direct responses to six generations of selection for ovulation rate or prenatal survival in Large White pigs. *Journal of animal science*, 85(2), 356-364.

89. Sargolzaei, M., Iwaisaki, H., & Colleau, J. J. (2006, August). CFC: A tool for monitoring genetic diversity. In *Proceedings of the 8th world congress on genetics applied to livestock production* (pp. 13-18). Belo Horizonte, Minas Gerais.
90. SAS, Inst. Inc. (2011): The SAS System for Windows, Release 9.4. Cary, NC.
91. Satoh, M. (2006). Comparison of genetic improvement for litter size at birth by direct and indirect selection in swine herd. *Animal Science Journal*, 77(6), 566-573.
92. Searle, S. R., Casella, G., & McCulloch, C. E. (2009). *Variance components*. John Wiley & Sons.
93. Sell-Kubiak, E. (2021). Selection for litter size and litter birthweight in Large White pigs: Maximum, mean and variability of reproduction traits. *Animal*, 15(10), 100352.
94. Sell-Kubiak, E., Dobrzanski, J., Derks, M. F., Lopes, M. S., & Szwaczkowski, T. (2022). Meta-analysis of SNPs determining litter traits in pigs. *Genes*, 13(10), 1730.
95. Sell-Kubiak, E., Knol, E. F., & Mulder, H. A. (2018). Selecting for changes in average “parity curve” pattern of litter size in Large White pigs. *Journal of Animal Breeding and Genetics*, 136(2), 134-148.
96. Sell-Kubiak, E., Knol, E. F., & Mulder, H. A. (2019). Selecting for changes in average “parity curve” pattern of litter size in Large White pigs. *Journal of Animal Breeding and Genetics*, 136(2), 134-148.
97. Serenius, T., Sevón-Aimonen, M. L., & Mäntysaari, E. A. (2003). Effect of service sire and validity of repeatability model in litter size and farrowing interval of Finnish Landrace and Large White populations. *Livestock Production Science*, 81(2-3), 213-222.
98. Serenius, T., Sevón-Aimonen, M. L., Kause, A., Mantysaari, E. A., & Maki-Tanila, A. (2004). Genetic associations of prolificacy with performance, carcass, meat quality, and leg conformation traits in the Finnish Landrace and Large White pig populations. *Journal of Animal Science*, 82(8), 2301-2306.
99. Škorput, D. (2013): Evaluation of genetic parameters for productive and reproductive traits in pig population in Republic of Croatia. Doctoral Dissertation. University of Zagreb, Faculty of Agriculture, 1–86.
100. Škorput, D., Gorjanc, G., & Luković, Z. (2012). Evaluation of connectedness between the management units of landrace breed of pigs in Croatia. *Acta agriculturae Slovenica*, 3, 182.
101. Škorput, D., Gorjanc, G., & Lukovic, Z. (2017). Reliability of genetic evaluation using purebred and crossbred data from different pig farms. *Animal Science Papers & Reports*, 35(1).
102. Škorput, D., Gorjanc, G., Dikuć, M., & Luković, Z. (2014). Genetic parameters for litter size in Black Slavonian pigs. *Spanish Journal of Agricultural Research*, 12(1), 89-97.
103. Škorput, D., Jančo, N., Karolyi, D., Kaić, A., & Luković, Z. (2023). Analysis of Early Growth of Piglets from Hyperprolific Sows Using Random Regression Coefficient. *Animals*, 13(18), 2888.
104. Škorput, D., Smetko, A., Klišanić, V., Špehar, M., Mahnet, Ž., & Luković, Z. (2016). Mogućnosti selekcije na veličinu legla u crne slavonske svinje. In *Proceedings. 51st Croatian and 11th International Symposium on Agriculture. Opatija. Croatia* (Vol. 368, p. 370).
105. Škorput, D., Špehar, M., & Luković, Z. (2018). Connectedness between contemporary groups in Black Slavonian pig. *Livestock Science*, 216, 6-8.
106. Soga, N. (2009). *The effect of connectedness on the bias and accuracy for prediction of breeding value in swine herds*. Iowa State University.
107. Soga, N., Spangler, M. L., Schwab, C. R., Berger, P. J., & Baas, T. J. (2010). Comparison of connectedness measures and changes in connectedness of the US Duroc population. In *Proceedings of the 9th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production*, Leipzig, Germany.

108. Stančić I. (2014): Reprodukcijska domaćih životinja. Univerzitet u Novom Sadu, Poljoprivredni fakultet. 1-387 str.
109. Stojiljković, N., Radojković, D., Luković, Z., Gogić, M., Radović, Č., Popovac, M., & Škorput, D. (2022). Case Study on Increasing Breeding Value Estimation Reliability of Reproductive Traits in Serbian Highly Prolific Large White and Landrace Sows. *Animals*, 12(19), 2688.
110. Stojiljković, N., Radojković, D., Radović, Č., Gogić, M., Živković, V., Luković, Z., & Škorput, D. (2021). Variability of the number of live-born piglets under the influence of female genotype, year of farrowing and parity. In *Proceedings of the 13th International Symposium Modern Trends in Livestock Production October 6—8, 2021, Belgrade, Serbia*, 590-597.
111. Strabel, T., Szyda, J., Ptak, E., & Jamrozik, J. (2005). Comparison of random regression test-day models for Polish Black and White cattle. *Journal of Dairy Science*, 88(10), 3688-3699.
112. Sun, C. Y., Wang, C. K., Wang, Y. C., Zhang, Y., & Zhang, Q. (2009). Evaluation of connectedness between herds for three pig breeds in China. *animal*, 3(4), 482-485.
113. Team, R Development Core, 2014, (2014): "R: A Language and environment for statistical computing," Vienna: R Foundation for Statistical Computing,
114. Thirstrup, J. P., Larsen, P. F., Pertoldi, C., & Jensen, J. (2014). Heterosis and genetic variation in the litter size of purebred and crossbred mink. *Journal of animal science*, 92(12), 5406-5416.
115. Thornton, P. K. (2010). Livestock production: recent trends, future prospects. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, 365(1554), 2853-2867.
116. Tribout, T., Bidanel, J. P., Garreau, H., Fleho, J. Y., Guéblez, R., Tiran, M. L., ... & Ducos, A. (1998). Continuous genetic evaluation of on-farm-and station-tested pigs for production and reproduction traits in France.
117. Tummaruk, P., Lundeheim, N., Einarsson, S., & Dalin, A. M. (2001). Effect of birth litter size, birth parity number, growth rate, backfat thickness and age at first mating of gilts on their reproductive performance as sows. *Animal Reproduction Science*, 66(3-4), 225-237.
118. Tummaruk, P., Lundeheim, N., Einarsson, S., & Dalin, A. M. (2001). Repeat breeding and subsequent reproductive performance in Swedish Landrace and Swedish Yorkshire sows. *Animal reproduction science*, 67(3-4), 267-280.
119. Tummaruk, P., Tantasuparuk, W., Techakumphu, M., & Kunavongkrit, A. (2010). Seasonal influences on the litter size at birth of pigs are more pronounced in the gilt than sow litters. *The Journal of Agricultural Science*, 148(4), 421-432.
120. Untaru, R. C., Petroman, I., Păcală, N., Petroman, C., Marin, D., Peț, I., & Șandru, O. (2011). Season and parity influence upon sows prolificacy and stillborn. *Agricultural Management/Lucrari Stiintifice Seria I, Management Agricol*, 13(2).
121. Urankar, J., Malovrh, Š., & Kovač, M. (2013). Dispersion parameters for litter size and teat number in Krškopolje pig. In *Acta Agriculturae Slovenica Supplement. Presented at the 8th International Symposium on the Mediterranean Pig* (pp. 10-12).
122. Urankar, J., Malovrh, Š., Gorjanc, G., Ule, I., & Kovac, M. (2004). Poglavlje 5: Razvoj sistematskega dela modela za velikost gnezda pri prašicah.
123. Vincek, D. (2005). Litter size in maternal line in pig breeding program. *Stočarstvo: Časopis za unapređenje stočarstva*, 59(1), 13-21.
124. Wähner, M., & Brüssow, K. P. (2009). Biological potential of fecundity of sows. *Biotechnology in Animal Husbandry*, 25(5-6-1), 523-533.
125. Wolf, J., & Wolfova, M. (2012). Effect of service sire on litter size traits in Czech Large White and Landrace pigs. *Czech Journal of Animal Science*, 57(5), 220-230.
126. Wolf, J., Žáková, E., & Groeneveld, E. (2005). Genetic parameters for a joint genetic evaluation of production and reproduction traits in pigs. *Czech Journal of Animal Science*, 50(3), 96-103.

127. Yang, Y., Gan, M., Yang, X., Zhu, P., Luo, Y., Liu, B., & Zhu, L. (2023). Estimation of genetic parameters of pig reproductive traits. *Frontiers in Veterinary Science*, *10*, 1172287.
128. Yatabe, Y., Iida, R., Piñeiro, C., & Koketsu, Y. (2019). Recurrence patterns and lifetime performance of parity 1 sows in breeding herds with different weaning-to-first-mating intervals. *Porcine Health Management*, *5*, 1-10.
129. Yu, G., Wang, C., & Wang, Y. (2022). Genetic parameter analysis of reproductive traits in Large White pigs. *Animal Bioscience*, *35*(11), 1649.
130. Zak, L. J., Gaustad, A. H., Bolarin, A., Broekhuijse, M. L., Walling, G. A., & Knol, E. F. (2017). Genetic control of complex traits, with a focus on reproduction in pigs. *Molecular Reproduction and Development*, *84*(9), 1004-1011.
131. Zhang Hao, Z. H., Liu XiaoHong, L. X., Wang Chong, W. C., Li JiaQi, L. J., & Chen YaoSheng, C. Y. (2004). Study on the measures of connectedness between herds.
132. Zhang, S., Bidanel, J. P., Burlot, T., Legault, C., & Naveau, J. (2000). Genetic parameters and genetic trends in the Chinese× European Tiameslan composite pig line. I. Genetic parameters. *Genetics Selection Evolution*, *32*(1), 41.
133. Zhang, S., Zhang, J., Olasege, B. S., Ma, P., Qiu, X., Gao, H., & Pan, Y. (2019). Estimation of genetic parameters for reproductive traits in connectedness groups of Duroc, Landrace and Yorkshire pigs in China. *Journal of Animal Breeding and Genetics*, *137*(2), 211-222.
134. Živković, V., Radović, Č., Gogić, M., Cekić, B., Marinković, M., Stojiljković, N., & Bijelić, Z. (2018). Plodnost krmača različitih genotipova na individualnim gazdinstvima u regionima pogodnim za intenzivnu proizvodnju svinja. *Selekcija i semenarstvo*, *24*(2), 10-15.
135. Стручни извештај и резултати обављених послова контроле спровођења одгајивачког програма у 2022. години. Главна одгајивачка организација Институт за сточарство Београд – Земун.

7. Prilozi

Prilog 1. Skraćenice korišćene u tabelama i priložima

Skraćenice	
GL_j	Fiksni uticaj genotipa plotkinje
S_i	Fiksni uticaj sezone uspešnog pripusta
OL_l	Fiksni uticaj oca legla
ZO_n	Fiksni uticaj klase trajanja prethodnog perioda od zalučenja do oplodnje
$b_3(z_{ijklmno} - \bar{z})$	Linearni regresijski uticaj trajanja prethodne laktacije
$b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^*$	Linearni član kvadratnog regresijskog uticaja starosti krmače pri prašenju ugnježden u okviru pariteta
$b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^{2*}$	Kvadratni član kvadratnog regresijskog uticaja starosti krmače pri prašenju ugnježden u okviru pariteta
F_k	Fiksni uticaj farme
PR_m	Fiksni uticaj prašenja po redu
UPR	Uzrast pri prašenju
$B\check{Z}P$	Broj živorođene prasadi
BMP	Broj mrtvorodene prasadi
BUR	Broj ukupnorodene prasadi
BZP	Broj zalučene prasadi
R	Repetability model
MT	Multitrait model
RRM	Random Regresion model

*u višeosobinskom modelu ovaj uticaj nije ugnježden u okviru pariteta, već je samo posmatran kao uticaj starosti.

Prilog 2. Razvoj sistemskog dela modela korišćenog za procenu genetskih parametara

Model	A		B		C		ABC	
	R ²	d.f.	R ²	d.f.	R ²	d.f.	R ²	d.f.
GL_j (I)	0,044740	3	0,001136	1	0,033337	3	0,075326	3
$GL_j + S_i$ (II)	0,198492	148	0,127506	119	0,105057	104	0,187173	148
$GL_j + S_i + OL_l$ (III)	0,213211	571	0,166384	273	0,154876	474	0,214258	846
$GL_j + S_i + OL_l + ZO_n$ (IV)	0,263366	581	0,216932	283	0,194599	484	0,260477	856
$GL_j + S_i + OL_l + ZO_n + b_3(z_{ijklmno} - \bar{z})$ (V)	0,265101	582	0,218333	284	0,195664	485	0,261850	857
$GL_j + S_i + OL_l + ZO_n + b_3(z_{ijklmno} - \bar{z}) + b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})$ (VI)	0,269695	585	0,221073	287	0,199583	578	0,265284	860
$GL_j + S_i + OL_l + ZO_n + b_3(z_{ijklmno} - \bar{z}) + b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x}) + b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$ (VII)	0,270618	588	0,221238	290	0,200934	581	0,266032	863
$GL_j + S_i + OL_l + F_k + ZO_n + b_3(z_{ijklmno} - \bar{z}) + b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x}) + b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$ (VIII)	-	-	-	-	-	-	0,267203	865

Prilog 3. Analiza varijanse za broj živorođene prasadi (BŽP) na farmi A (podaci korišćeni za ocenu komponenti varijanse i priplodne vrednosti modelom ponovljivosti)

Izvor variranja	d.f.	MS	p	R ²
GL_j	3	559,662	0,0000	0,270618
S_i	145	39,3671	0,0000	
OL_l	423	11,2152	0,0074	
ZO_n	10	113,378	0,0000	
$b_3(z_{ijklmno} - \bar{z})$	1	608,016	0,0000	
$b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})$	3	161,812	0,0000	
$b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$	3	143,299	0,0055	

Prilog 4. Analiza varijanse za broj živorođene prasadi (BŽP) na farmi B (podaci korišćeni za ocenu komponenti varijanse i priplodne vrednosti modelom ponovljivosti)

Izvor variranja	d.f.	MS	p	R ²
GL_j	1	269,013	0,0000	0,221238
S_i	118	57,3178	0,0000	
OL_l	154	25,9936	0,0000	
ZO_n	10	25,4014	0,0160	
$b_3(z_{ijklmno} - \bar{z})$	1	165,887	0,0002	
$b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})$	3	4,61461	0,7751	
$b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$	3	6,18081	0,6604	

Prilog 5. Analiza varijanse za broj živorođene prasadi (BŽP) na farmi C (podaci korišćeni za ocenu komponenti varijanse i priplodne vrednosti modelom ponovljivosti)

Izvor variranja	d.f.	MS	p	R ²
GL_j	3	195,64	0,0000	0,20093
S_i	101	46,2378	0,0000	
OL_l	370	20,6088	0,0000	
ZO_n	10	37,2649	0,0008	
$b_3(z_{ijklmno} - \bar{z})$	1	193,798	0,0000	
$b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})$	3	103,443	0,0000	
$b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$	3	93,4784	0,0000	

Prilog 6. Analiza varijanse za broj živorođene prasadi (BŽP) na farmi ABC (podaci korišćeni za ocenu komponenti varijanse i priplodne vrednosti modelom ponovljivosti)

Izvor variranja	d.f.	MS	p	R ²
GL_j	3	931,106	0,0000	0,267203
S_i	145	64,4951	0,0000	
OL_l	698	24,7359	0,0000	
ZO_n	10	112,003	0,0000	
$b_3(z_{ijklmno} - \bar{z})$	1	1000,85	0,0000	
$b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})$	3	231,631	0,0000	
$b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$	3	207,130	0,0000	
F_k	2	485,337	0,0000	

Prilog 7. Analiza varijanse za broj živorođene prasadi na farmi A za prvi paritet (podaci korišćeni za ocenu komponenti varijanse višeosobinskim modelom)

Izvor variranja	d.f.	MS	p	R ²
GL_j	3	610,06	0,0000	0,26221
S_i	146	42,6839	0,0000	
OL_l	423	11,8653	0,0009	
$b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})$	1	15949,3	0,0000	
$b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$	1	11807	0,0000	

Prilog 8. Analiza varijanse za broj živorođene prasadi na farmi B za prvi paritet (podaci korišćeni za ocenu komponenti varijanse višeosobinskim modelom)

Izvor variranja	d.f.	MS	p	R ²
GL_j	1	246,503	0,0000	0,21311
S_i	118	57,2233	0,0000	
OL_l	154	26,0757	0,0000	
$b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})$	1	3155,89	0,0000	
$b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$	1	2260,23	0,0000	

Prilog 9. Analiza varijanse za broj živorođene prasadi na farmi C za prvi paritet (podaci korišćeni za ocenu komponenti varijanse višeosobinskim modelom)

Izvor variranja	d.f.	MS	p	R ²
GL_j	3	239,867	0,0000	0,19463
S_i	101	49,8476	0,0000	
OL_l	370	20,7694	0,0000	
$b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})$	1	6369,65	0,0000	
$b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$	1	4959,68	0,0000	

Prilog 10. Analiza varijanse za broj živorođene prasadi na farmi ABC za prvi paritet (podaci korišćeni za ocenu komponenti varijanse višeosobinskim modelom)

Izvor variranja	d.f.	MS	p	R ²
GL_j	3	1003,97	0,0000	0,26012
S_i	146	66,5394	0,0000	
OL_l	698	25,3924	0,0000	
$b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})$	1	25954,6	0,0000	
$b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$	1	19089,9	0,0000	
F_k	2	395,105	0,0000	

Prilog 11. Analiza varijanse za broj živorođene prasadi na farmi A za prvih 6 pariteta (podaci korišćeni za ocenu komponenti varijanse višeosobinskim modelom)

Izvor variranja	d.f.	MS	p	R ²
GL_j	3	561,714	0,0000	0,26908
S_i	146	39,1689	0,0000	
OL_l	423	11,0434	0,0146	
ZO_n	10	115,304	0,0000	
$b_3(z_{ijklmno} - \bar{z})$	1	608,139	0,0000	
$b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})$	1	1766,03	0,0000	
$b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$	1	1661,35	0,0000	

Prilog 12. Analiza varijanse za broj živorođene prasadi na farmi B za prvih 6 pariteta (podaci korišćeni za ocenu komponenti varijanse višeosobinskim modelom)

Izvor variranja	d.f.	MS	p	R ²
GL_j	1	263,743	0,0000	0,2201
S_i	118	56,9062	0,0000	
OL_l	154	25,9102	0,0000	
ZO_n	10	27,1128	0,0097	
$b_3(z_{ijklmno} - \bar{z})$	1	148,707	0,0004	
$b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})$	1	160,03	0,0002	
$b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$	1	167,182	0,0002	

Prilog 13. Analiza varijanse za broj živorođene prasadi na farmi C za prvih 6 pariteta (podaci korišćeni za ocenu komponenti varijanse višeosobinskim modelom)

Izvor variranja	d.f.	MS	p	R ²
GL_j	3	199,925	0,0000	0,20212
S_i	101	46,5422	0,0000	
OL_l	370	20,5195	0,0000	
ZO_n	10	25,7414	0,0217	
$b_3(z_{ijklmno} - \bar{z})$	1	178,205	0,0001	
$b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})$	1	703,369	0,0000	
$b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$	1	706,372	0,0000	

Prilog 14. Analiza varijanse za broj živorođene prasadi na farmi ABC za prvih 6 pariteta (podaci korišćeni za ocenu komponenti varijanse višeosobinskim modelom)

Izvor variranja	d.f.	MS	p	R ²
GL_j	3	943,641	0,0000	0,26666
S_i	146	63,9635	0,0000	
OL_l	698	24,8829	0,0000	
ZO_n	10	102,02	0,0000	
$b_3(z_{ijklmno} - \bar{z})$	1	954,05	0,0000	
$b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})$	1	2329,5	0,0000	
$b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$	1	2226,52	0,0000	
F_k	2	486,72	0,0000	

Prilog 15. Analiza varijanse za broj živorođene prasadi na farmi A treći i ostali pariteti jedna klasa (podaci korišćeni za ocenu komponenti varijanse višeosobinskim modelom)

Izvor variranja	d.f.	MS	p	R ²
GL_j	3	570,098	0,0000	0,26921
S_i	146	40,0219	0,0000	
OL_l	423	11,2038	0,0083	
ZO_n	10	107,345	0,0000	
$b_3(z_{ijklmno} - \bar{z})$	1	648,951	0,0000	
$b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})$	1	1886,1	0,0000	
$b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$	1	1891,05	0,0000	

Prilog 16. Analiza varijanse za broj živorođene prasadi na farmi B treći i ostali pariteti jedna klasa (podaci korišćeni za ocenu komponenti varijanse višeosobinskim modelom)

Izvor variranja	d.f.	MS	p	R ²
GL_j	1	267,168	0,0000	0,22059
S_i	118	57,1096	0,0000	
OL_l	154	25,9812	0,0000	
ZO_n	10	27,1916	0,0095	
$b_3(z_{ijklmno} - \bar{z})$	1	148,299	0,0004	
$b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})$	1	223,678	0,0000	
$b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$	1	243,965	0,0000	

Prilog 17. Analiza varijanse za broj živorođene prasadi na farmi C treći i ostali pariteti jedna klasa (podaci korišćeni za ocenu komponenti varijanse višeosobinskim modelom)

Izvor variranja	d.f.	MS	p	R ²
GL_j	3	198,143	0,0000	0,20001
S_i	101	45,9122	0,0000	
OL_l	370	20,5188	0,0000	
ZO_n	10	27,3487	0,0138	
$b_3(z_{ijklmno} - \bar{z})$	1	200,13	0,0000	
$b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})$	1	786,762	0,0000	
$b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$	1	863,584	0,0000	

Prilog 18. Analiza varijanse za broj živorođene prasadi na farmi ABC treći i ostali pariteti jedna klasa (podaci korišćeni za ocenu komponenti varijanse višeosobinskim modelom)

Izvor variranja	d.f.	MS	p	R ²
GL_j	3	948,694	0,0000	0,26626
S_i	146	64,3843	0,0000	
OL_l	698	24,7887	0,0000	
ZO_n	10	100,802	0,0000	
$b_3(z_{ijklmno} - \bar{z})$	1	1031,91	0,0000	
$b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})$	1	2575,21	0,0000	
$b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$	1	2655,3	0,0000	
F_k	2	482,953	0,0000	

Prilog 19. Analiza varijanse za broj živorođene prasadi na farmi A (podaci korišćeni za ocenu komponenti varijanse slučajno-regresijskim modelom)

Izvor variranja	d.f.	MS	p	R ²
GL_j	3	540,233	0,0000	0,27038
S_i	146	38,4521	0,0000	
OL_l	423	11,0203	0,0150	
ZO_n	10	106,547	0,0000	
$b_3(z_{ijklmno} - \bar{z})$	1	601,23	0,0000	
$b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})$	6	73,9061	0,0000	
$b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$	6	57,8278	0,0000	

Prilog 20. Analiza varijanse za broj živorođene prasadi na farmi B (podaci korišćeni za ocenu komponenti varijanse slučajno-regresijskim modelom) RRM

Izvor variranja	d,f,	MS	p	R ²
GL_j	1	265,178	0,0000	0,22143
S_i	118	56,9709	0,0000	
OL_l	154	25,948	0,0000	
ZO_n	10	24,6912	0,0196	
$b_3(z_{ijklmno} - \bar{z})$	1	156,689	0,0002	
$b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})$	6	9,77934	0,5379	
$b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$	6	9,1463	0,5803	

Prilog 21. Analiza varijanse za broj živorođene prasadi na farmi C (podaci korišćeni za ocenu komponenti varijanse slučajno-regresijskim modelom) RRM

Izvor variranja	d,f,	MS	p	R ²
GL_j	3	188,796	0,0000	0,20343
S_i	101	46,7179	0,0000	
OL_l	370	20,5141	0,0000	
ZO_n	10	24,6783	0,0286	
$b_3(z_{ijklmno} - \bar{z})$	1	193,846	0,0000	
$b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})$	6	66,9281	0,0000	
$b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$	6	59,0418	0,0000	

Prilog 22. Analiza varijanse za broj živorođene prasadi na farmi ABC (podaci korišćeni za ocenu komponenti varijanse slučajno-regresijskim modelom) RRM

Izvor variranja	d.f.	MS	p	R²
GL_j	3	902,846	0,0000	0,26761
S_i	146	63,9258	0,0000	
OL_l	698	24,8265	0,0000	
ZO_n	10	90,1317	0,0000	
$b_3(z_{ijklmno} - \bar{z})$	1	983,521	0,0000	
$b_{1m}(x_{ijklmno} - \bar{x})$	6	122,643	0,0000	
$b_{2m}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2$	6	99,3443	0,0000	
F_k	2	497,604	0,0000	

8. Biografija autora

Master inženjer poljoprivrede Nenad Stojiljković rođen je 09. 03. 1991. godine u Smederevskoj Palanci, Republika Srbija. Osnovne akademske studije završio je 2016. godine na Poljoprivrednom fakultetu, na smeru Zootehnika, Univerziteta u Beogradu, stekavši zvanje diplomirani inženjer poljoprivrede. Diplomom i zvanje master inženjera poljoprivrede stekao je 2017. godine na Poljoprivrednom fakultetu Univerziteta u Beogradu. Upisao je doktorske akademske studije na Poljoprivrednom fakultetu Univerziteta u Beogradu 2017. godine, smer Poljoprivredne nauke, modul Zootehnika.

U periodu od 2016. do 2017. godine radio je u jednom privrednom društvu u oblasti stočarstva. Od 2017. godine radi na Institutu za stočarstvo u Beogradu, u Odeljenju za istraživanja i razvoj u svinjarstvu (istraživač-saradnik od 2021. godine). U toku svog dosadašnjeg aktivnog rada master inž. Nenad Stojiljković bio je uključen u istraživačke i stručne poslove i zadatke na kojima je Odeljenje za istraživanje u svinjarstvu i razvoj bilo angažovano. Rezultat te aktivnosti je objavljivanje više od 30 naučnih radova kao autor i koautor.

Od 01.04.2021. do 30.04.2021. godine, kao stipendista u okviru „CEEPUS" programa mobilnosti studenata, Nenad je pohađao kurs iz oblasti selekcije domaćih i gajenih životinja na Agronomskom fakultetu u Zagrebu. Tokom kursa je ovladao metodama procene heritabiliteta, genetskih korelacija i priplodne vrednosti životinja. Nenad je kao istraživač učestvovao na dva domaća projekta i jednom međunarodnom projektu.

9. Izjava 1.

Izjava o autorstvu

Ime i prezime autora: **Nenad Stojiljković**

Broj indeksa: **ZO 17/0040**

Izjavljujem

da je doktorska disertacija pod naslovom

PRIMENA MODELA SLUČAJNE REGRESIJE ZA KVANTITATIVNO-GENETSKU ANALIZU BROJA ŽIVOROĐENE PRASADI U LEGLU KRMAČA

- rezultat sopstvenog istraživačkog rada;
- da disertacija u celini ni u delovima nije bila predložena za sticanje druge diplome prema studijskim programima drugih visokoškolskih ustanova;
- da su rezultati korektno navedeni i
- da nisam kršio autorska prava i koristio intelektualnu svojinu drugih lica.

Potpis autora

U Beogradu, _____

10. Izjava 2.

Izjava o istovetnosti štampane i elektronske verzije doktorskog rada

Ime i prezime autora: **Nenad Stojiljković**

Broj indeksa: **ZO 17/0040**

Studijski program: **Poljoprivredne nauke, modul Zootehnika**

Naslov rada: **PRIMENA MODELA SLUČAJNE REGRESIJE ZA KVANTITATIVNO-GENETSKU ANALIZU BROJA ŽIVOROĐENE PRASADI U LEGLU KRMAČA**

Mentor: **prof. dr Dragan Radojković, redovni profesor**

Izjavljujem da je štampana verzija mog doktorskog rada istovetna elektronskoj verziji koju sam predao radi pohranjivanja u **Digitalnom repozitorijumu Univerziteta u Beogradu**.

Dozvoljavam da se objave moji lični podaci vezani za dobijanje akademskog naziva doktora nauka, kao što su ime i prezime, godina i mesto rođenja i datum odbrane rada.

Ovi lični podaci mogu se objaviti na mrežnim stranicama digitalne biblioteke, u elektronskom katalogu i u publikacijama Univerziteta u Beogradu.

Potpis autora

U Beogradu, _____

11. Izjava 3.

Izjava o korišćenju

Ovlašćujem Univerzitetsku biblioteku „Svetozar Marković“ da u Digitalni repozitorijum Univerziteta u Beogradu unese moju doktorsku disertaciju pod naslovom:

PRIMENA MODELA SLUČAJNE REGRESIJE ZA KVANTITATIVNO-GENETSKU ANALIZU BROJA ŽIVOROĐENE PRASADI U LEGLU KRMAČA

koja je moje autorsko delo.

Disertaciju sa svim priložima predao sam u elektronskom formatu pogodnom za trajno arhiviranje.

Moju doktorsku disertaciju pohranjenu u Digitalnom repozitorijumu Univerziteta u Beogradu i dostupnu u otvorenom pristupu mogu da koriste svi koji poštuju odredbe sadržane u odabranom tipu licence Kreativne zajednice (Creative Commons) za koju sam se odlučio.

1. Autorstvo (CC BY)

2. Autorstvo – nekomercijalno (CC BY-NC)

3. Autorstvo – nekomercijalno – bez prerade (CC BY-NC-ND)

4. Autorstvo – nekomercijalno – deliti pod istim uslovima (CC BY-NC-SA)

5. Autorstvo – bez prerade (CC BY-ND)

6. Autorstvo – deliti pod istim uslovima (CC BY-SA)

(Molimo da zaokružite samo jednu od šest ponuđenih licenci. Kratak opis licenci je sastavni deo ove izjave).

Potpis autora

U Beogradu, _____

1. Autorstvo. Dozvoljavate umnožavanje, distribuciju i javno saopštavanje dela, i prerade, ako se navede ime autora na način određen od strane autora ili davaoca licence, čak i u komercijalne svrhe. Ovo je najslobodnija od svih licenci.

2. Autorstvo - nekomercijalno. Dozvoljavate umnožavanje, distribuciju i javno saopštavanje dela, i prerade, ako se navede ime autora na način određen od strane autora ili davaoca licence. Ova licenca ne dozvoljava komercijalnu upotrebu dela.

3. Autorstvo - nekomercijalno - bez prerade. Dozvoljavate umnožavanje, distribuciju i javno saopštavanje dela, bez promena, preoblikovanja ili upotrebe dela u svom delu, ako se navede ime autora na način određen od strane autora ili davaoca licence. Ova licenca ne dozvoljava komercijalnu upotrebu dela. U odnosu na sve ostale licence, ovom licencom se ograničava najveći obim prava korišćenja dela.

4. Autorstvo - nekomercijalno - deliti pod istim uslovima. Dozvoljavate umnožavanje, distribuciju i javno saopštavanje dela, i prerade, ako se navede ime autora na način određen od strane autora ili davaoca licence i ako se prerada distribuira pod istom ili sličnom licencom. Ova licenca ne dozvoljava komercijalnu upotrebu dela i prerada.

5. Autorstvo - bez prerada. Dozvoljavate umnožavanje, distribuciju i javno saopštavanje dela, bez promena, preoblikovanja ili upotrebe dela u svom delu, ako se navede ime autora na način određen od strane autora ili davaoca licence. Ova licenca dozvoljava komercijalnu upotrebu dela.

6. Autorstvo - deliti pod istim uslovima. Dozvoljavate umnožavanje, distribuciju i javno saopštavanje dela, i prerade, ako se navede ime autora na način određen od strane autora ili davaoca licence i ako se prerada distribuira pod istom ili sličnom licencom. Ova licenca dozvoljava komercijalnu upotrebu dela i prerada. Slična je softverskim licencama, odnosno licencama otvorenog koda.