

UNIVERZITET U BEOGRADU
POLJOPRIVREDNI FAKULTET

Mladen M. Popovac

**FENOTIPSKA I GENETSKA
VARIJABILNOST PROIZVODNIH I
OSOBINA DUGOVEČNOSTI KRMAČA**

doktorska disertacija

Beograd – Zemun, 2016.

UNIVERSITY OF BELGRADE
FACULTY OF AGRICULTURE

Mladen M. Popovac

**PHENOTYPIC AND GENETIC
VARIABILITY OF SOWS PRODUCTIVE
AND LONGEVITY TRAITS**

Doctoral Dissertation

Belgrade – Zemun, 2016.

UNIVERZITET U BEOGRADU
POLJOPRIVREDNI FAKULTET

MENTOR:

.....
Dr Dragan Radojković, vanredni profesor
Univerzitet u Beogradu – Poljoprivredni fakultet

ČLANOVI KOMISIJE:

.....
Dr Milica Petrović, redovni profesor
Univerzitet u Beogradu – Poljoprivredni fakultet

.....
Dr Ivan Radović, vanredni profesor
Univerzitet u Novom Sadu – Poljoprivredni fakultet

.....
Dr Radomir Savić, docent
Univerzitet u Beogradu – Poljoprivredni fakultet

.....
Dr Radica Đedović, redovni profesor
Univerzitet u Beogradu – Poljoprivredni fakultet

Datum odbrane doktorske disertacije:

ZAHVALNICA

Zahvaljujem se na prvom mestu mojim roditeljima Rosi i Mlađenu koji su mi predstavljali nesebičnu podršku i pomoć tokom izrade doktorske disertacije, ali i tokom svih ovih 34 godine života.

Takođe veliku zahvalnost dugujem mentoru, kolegama i prijateljima, kao i rukovodstvu farme na kojoj su sprovedena istraživanja, a koji su mi pomogli kako svojim direktnim radom tako i svojim korisnim savetima tokom izrade doktorske disertacije, da disertacija dobije ovakav oblik i sadržinu kakvu ima.

Posebno bih se zahvalio svima onima koji su postavljali određene prepreke na ovom putu koji se završava sa doktorskom disertacijom, jer mi je to predstavljalo dodatnu motivaciju da ne posustanem.

Doktorsku disertaciju bih posvetio mome dedu Jovandić Jevti (1909 – 1997), koji mi je uzor u životu, koji je u najtežim trenucima koji mogu zadesiti čoveka, imao snage da nastavi dalje i koji me je „inficrao“ nečim što se zove poljoprivreda.

Nakon što se čovek popne na neko veliko brdo, samo shvati da postoje još mnoga brda na koja se mora popeti.

Nelson Mandela

FENOTIPSKA I GENETSKA VARIJABILNOST PROIZVODNIH I OSOBINA DUGOVEČNOSTI KRMAČA

Mladen M. Popovac

Rezime

Istraživanje je sprovedeno na jednoj farmi svinja u Republici Srbiji i obuhvatilo je proizvodne rezultate 4768 plotkinja (nazimica ili krmača) rase švedski landras i njihovih meleza F1 generacije sa rasom veliki jorkšir.

Ispitivanjem je bilo obuhvaćeno četiri grupe osobina i to: osobine porasta i kvaliteta trupa nazimica i osobine veličine legla i dugovečnosti krmača. Ukupno je analizirano devet osobina: životni dnevni prirast nazimica (ŽDP), uzrast na kraju testa nazimica (UKT), prosečna debljina slanine nazimica (DS), dubina MLD – a nazimica (DM), procenat mesa u trupu nazimica (PM), broj živorođene prasadi u leglu krmača (BŽP), dužina produktivnog života krmača (DPŽ), ukupan broj prašenja krmača (UBP) i ukupan broj živorođene prasadi krmača (UBŽP). Utvrđene su sledeće prosečne vrednosti ispitivanih osobina: ŽDP 525,51 g/dan; UKT 189,53 dan; DS 14,50 mm; DM 47,43 mm; PM 56,44 %; BŽP 10,31; DPŽ 739,92 dan; UBP 5,14 i UBŽP 52,85.

U analizi sistematskog dela modela svih ispitivanih osobina korišćene je metod najmanjih kvadrata, dok je kod osobina dugovečnosti pored navedenog metodološkog postupka korišćen i metod analize preživljavanja (Vejbulov model - Weibull model) kako bi se utvrdila statistička značajnost i nivo rizika za ispoljenost ovih osobina po ispitivanim faktorima varijabilnosti.

ŽDP, UKT, DS, DM i PM su statistički značajno varirali pod uticajem sezone kraja performans tetsta, kao i pod uticajem genotipa nazimice, sa izuzetkom DM gde nije ustanovljena statistička značajnost delovanja ovog faktora. Regresijski uticaj završne telesne mase u testu bio je značajan kod svih osobina kod kojih je bio uključen u model (ŽDP, DS, DM, PM). BŽP je statistički značajno varirao pod uticajem svih ispitivanih fiksnih i regresijskih faktora (redosled prašenja, sezona uspešne oplodnje, genotip krmače, otac legla, klasa trajanja prethodnog perioda zalučenje - oplodnja, starost krmače unutar prašenja, trajanje prethodne laktacije). DPŽ, UBP i UBŽP su statistički značajno varirali pod uticajem genotipa krmače, sezone prve uspešne oplodnje, broja živorođene prasadi u prvom legu, uzrasta pri masi od 100 kg, prosečne debljine slanine pri masi od 100 kg i starosti krmače pri

prvom prašenju. Rizici za ispoljenost DPŽ, UBP i UBŽP utvrđeni analizom preživljavanja bili su značajni po svim ispitivanim fiksnim i regresijskim faktorima (genotip krmače, sezona uspešnog pripusta, broj živorođene prasadi u leglu, klasa intervala zalučenje - oplodnja, uzrast pri masi od 100 kg, prosečna debljina slanine pri masi od 100 kg, starost krmače pri prvom prašenju, trajanje laktacije), sa izuzetkom trajanja laktacije koje nije ispoljilo značajan rizik za ispoljenost DPŽ.

Koristeći REML metod za ocenu komponenti varijanse u modelima sa jednom osobinom uz upotrebu matrice srodstva ocenjene su sledeće vrednosti heritabiliteta (direktni genetski udeo životinje) za ispitivane osobine: ŽDP (0,06); UKT (0,24); DS (0,52); DM (0,06); PM (0,51); BŽP (0,07); DPŽ (0,10); UBP (0,10); UBŽP (0,11). Leglom rođenja u kome su nazimice/krmače rođene/gajene ocenjeno je od 1 % kod DPŽ i UBP do 45 % kod ŽDP ukupne varijabilnosti osobina. Permanetnim uticajem krmače koji je bio ispitivan kod BŽP objašnjeno je 7 % ukupne varijabilnosti ove osobine.

Analizom preživljavanja uz upotrebu matrice srodstva kod osobina dugovečnosti ocenjene su sledeće vrednosti heritabiliteta: DPŽ (0,08); UBP (0,07); UBŽP (0,15).

Vrednosti heritabiliteta ocenjene REML metodom u modelima koji su sadržali više osobina bile su iste ili približne vrednostima ocenjenim istom metodom na osnovu modela sa jednom osobinom u slučajevima kada između uključenih osobina nije postojala genetska povezanost ili je ona bila slabe jačine.

Genetske i fenotipske korelacije ($r_{g/p}$) između ispitivanih osobina (ŽDP, UKT, DS, DM, PM, BŽP, DPŽ, UBP, UBŽP) bile su različite jačine i smera. Najniži koeficijent genetske korelacije od $r_g = 0,00$ utvrđen je između DM i UBŽP, a najviša genetska povezanost od $r_g = -1,00$ odnosno $r_g = 1,00$, utvrđena je između ŽDP i UKT, odnosno DPŽ i UBP. Najmanje vrednosti koeficijenata fenotipske korelacije od $r_p = -0,00$ odnosno $r_p = 0,00$, bile su između UKT i DPŽ, UKT i UBP, odnosno ŽDP i DPŽ, DS i UBP i PM i UBP, dok je najveća fenotipska povezanost od $r_p = -0,99$ odnosno $r_p = 0,99$ utvrđena između ŽDP i UKT odnosno DPŽ i UBP.

Ključne reči: nazimice, krmače, heritabilitet, osobine porasta svinja, osobine kvaliteta trupa svinja, živorođena prasad, dugovečnost, REML, analiza preživljavanja, korelacije

Naučna oblast: Biotehničke nuke

Uža naučna oblast: Opšte stočarstvo i oplemenjivanje domaćih i gajenih životinja

UDK broj: 636.4 : 575.21/.22 (043.3)

PHENOTYPIC AND GENETIC VARIABILITY OF SOWS PRODUCTIVE AND LONGEVITY TRAITS

Mladen M. Popovac

Abstract

The trial was conducted on one of the pig farms in the Republic of Serbia and included production results of 4768 breeding females (gilts and sows) of the Swedish Landrace breed and their F1 generation crossbreds with Great Yorkshire breed.

The trial included four groups of traits such as follows: the traits of weight gain and quality of gilt carcass and the traits of the size of litter and longevity of sows. In total following nine traits were analysed: gilts lifetime daily weight gain (ŽDP), gilts age at the end of test (UKT), average thickness of bacon in gilts (DS), depth of MLD in gilts (DM), percentage of meat in gilt carcass (PM), number of live-born piglets in sow litter (BŽP), length of sow productive life (DPŽ), total number of sows farrowing (UBP) and total number of live-born piglets per sow (UBŽP). Following average values of studied traits were determined: ŽDP 525,51 g/day; UKT 189,53 day; DS 14,50 mm; DM 47,43 mm; PM 56,44 %; BŽP 10,31; DPŽ 739,92 day; UBP 5,14 and UBŽP 52,85.

In the analysis of systematic part of model which involved all studied traits we have used the Least Square Method while longevity traits, besides aforementioned methodological procedure, were analysed also by means of the survival analysis method (Weibull model) in order to determine statistical significance and level of risk for these traits manifestation per studied variability factors.

ŽDP, UKT, DS, DM and PM statistically significantly varied under the influence of season of the end of performance test, as well as under the influence of gilt genotype with the exception of DM where statistical significance of the effect of this factor was not determined. Regression influence of finishing body mass in test was significant in all traits in which it was included in the model (ŽDP, DS, DM, PM). BŽP statistically significantly varied under the impact of all studied fixed and regression factors (order of farrowing, season of successful conception, sow genotype, sire of the litter, class of duration of previous period weaning - conception, age of sow at farrowing, length of previous lactation). DPŽ, UBP and UBŽP statistically significantly varied under the influence of sow genotype, season of the first successful conception, number of live-born piglets in the first litter, age at the mass of 100

kg, average thickness of bacon at the mass of 100 kg and age of sow at the first farrowing. Risks for manifestation of DPŽ, UBP and UBŽP determined by the surviving analysis were significant in all examined fixed and regression factors (sow genotype, season of successful service, number of live-born piglets in litter, class of interval of weaning – conception, age at the mass of 100 kg, average thickness of bacon at the mass of 100 kg, age of sow at the first farrowing, duration of lactation), with the exception of duration of lactation where significant risk for manifestation of DPŽ was not observed.

By means of REML method for evaluation of variance components in single-trait models using the kinship matrix, following values of heritability (animal direct genetic share) were evaluated for studied traits: ŽDP (0,06); UKT (0,24); DS (0,52); DM (0,06); PM (0,51); BŽP (0,07); DPŽ (0,10); UBP (0,10); UBŽP (0,11). By a birth litter in which gilts/sows were born and grown the evaluation varied from 1 % in DPŽ and UBP to 45 % in total variability of ŽDP traits. By a sow permanent effect, which was studied in BŽP, 7 % of total variability of this trait was explained.

By the survival analysis with the use of kinship matrix following heritability values were evaluated in longevity traits: DPŽ (0,08); UBP (0,07); UBŽP (0,15).

Values of heritability evaluated by REML method in multiple-trait models were the same or similar to values evaluated by the same method on the basis of a single-trait model in the cases when between included traits there was no genetic correlation or when the correlation strength was low.

Genetic and phenotypic correlations ($r_{g/p}$) between studied traits (ŽDP, UKT, DS, DM, PM, BŽP, DPŽ, UBP, UBŽP) were of different strength and direction. The lowest coefficient of genetic correlation of $r_g = 0,00$ was determined between DM and UBŽP, and the highest genetic correlation of $r_g = -1,00$, that is, $r_g = 1,00$, was determined between ŽDP and UKT, that is, DPŽ and UBP. The least values of coefficients of phenotypic correlation of $r_p = -0,00$, that is, $r_p = 0,00$, were between UKT and DPŽ, UKT and UBP, that is, ŽDP and DPŽ, DS and UBP and PM and UBP, while the highest phenotypic correlation of $r_p = -0,99$, that is, $r_p = 0,99$ was determined between ŽDP and UKT, that is, DPŽ and UBP.

Key words: gilts, sows, heritability, traits of weight gain in pigs, traits of carcass quality in pigs, live-born piglets, longevity, REML, survival analysis, correlation

Research field: Biotechnical sciences

Specialisation: General breeding and genetic improvement of domestic and raised animals

UDK Number: 636.4 : 575.21/.22 (043.3)

SADRŽAJ

1. UVOD	1
2. PREGLED LITERATURE	3
2. 1. VARIJABILNOST I NASLEDNOST OSOBINA PORASTA I KVALITETA TRUPA PERFORMANS TESTIRANIH NAZIMICA	3
2. 1. 1. Varijabilnost i naslednost životnog dnevnog prirasta.....	5
2. 1. 2. Varijabilnost i naslednost uzrasta na kraju testa.....	11
2. 1. 3. Varijabilnost i naslednost debljine slanine.....	14
2. 1. 4. Varijabilnost i naslednost dubine MLD – a (<i>m. longissimus dorsi</i> – a).....	17
2. 1. 5. Varijabilnost i naslednost procenta mesa u trupu.....	19
2. 2. VARIJABILNOST I NASLEDNOST BROJA ŽIVOROĐENE PRASADI U LEGLU KRMAČA	22
2. 3. VARIJABILNOST I NASLEDNOST OSOBINA DUGOVEČNOSTI KRMAČA ..	34
2. 3. 1. Varijabilnost i naslednost dužine produktivnog života.....	39
2. 3. 2. Varijabilnost i naslednost ukupnog broja prašenja.....	45
2. 3. 3. Varijabilnost i naslednost ukupnog broja živorođene prasadi.....	48
2. 4. GENETSKA I FENOTIPSKA POVEZANOST OSOBINA PORASTA I KVALITETA TRUPA, BROJA ŽIVOROĐENE PRASADI I OSOBINA DUGOVEČNOSTI KRMAČA	51
3. MATERIJAL I METOD ISTRAŽIVANJA	60
3.1. Linearni metod.....	62
3. 2. Analiza preživljavanja.....	71
4. REZULTATI ISTRAŽIVANJA I DISKUSIJA	76
4.1. Analiza sistematskog dela modela za osobine porasta i kvaliteta trupa nazimica....	76
4. 2. Analiza sistematskog dela modela za broj živorođene prasadi u leglu krmača.....	84
4. 3. Analiza sistematskog dela modela za osobine dugovečnosti krmača (<i>Linearni metod</i>).....	91
4. 4. Analiza sistematskog dela modela za osobine dugovečnosti krmača (<i>Analiza preživljavanja</i>).....	101
4. 5. Analiza slučajnog dela modela za osobine porasta i kvaliteta trupa, broja živorođene prasadi u leglu i osobine dugovečnosti krmača – modeli sa jednom osobinom	

<i>(Linearni metod analize - REML)</i>	114
4. 6. Analiza slučajnog dela modela za osobine dugovečnosti krmača – modeli sa jednom osobinom (<i>Analiza preživljavanja</i>).....	120
4. 7. Analiza slučajnog dela modela za uzrast na kraju testa i procenat mesa u trupu nazimica – model sa dve osobine (<i>Linearni metod analize - REML</i>).....	122
4. 8. Analiza slučajnog dela modela za uzrast na kraju testa i procenat mesa u trupu nazimica i broj živorođene prasadi u leglu krmača – model sa tri osobine (<i>Linearni metod analize</i>).....	125
4. 9. Analiza slučajnog dela modela za uzrast na kraju testa i procenat mesa u trupu nazimica, broj živorođene prasadi u leglu i dužinu produktivnog života krmača – model sa četiri osobine (<i>Linearni metod analize - REML</i>).....	126
4. 10. Genetska i fenotipska povezanost osobina porasta i kvaliteta trupa, broja živorođene prasadi u leglu i osobina dugovečnosti krmača (<i>Linearni metod analize – REML</i>)	135
5. ZAKLJUČAK	145
6. LITERATURA	154
7. PRILOZI	165
Biografija autora.....	174
Izjava o autorstvu.....	175
Izjava o istovetnosti štampane i elektronske verzije doktorskog rada.....	176
Izjava o korišćenju	177

1. UVOD

Proizvodnja u svinjarstvu direktno zavisi od svih ekonomski važnih grupa osobina svinja. U poslednjih nekoliko decenija u populacijama svinja u Republici Srbiji učinjen je veliki iskorak u pogledu genetskog unapređenja osobina porasta, iskorišćavanja hrane i kvaliteta trupa svinja, dok su za razliku od pomenutih osobina, osobine plodnosti uglavnom stagnirale i imale negativan trend, a osobine dugovečnosti krmača uopšte nisu razmatrane u proteklom periodu kao referentne da bi se na osnovu njih sprovodila selekcija ove vrste životinja.

Jedan od osnovnih preduslova prilikom genetskog unapređenja osobina kod bilo koje vrste domaćih životinja jeste taj da se što preciznije oceni naslednost osobina na osnovu kojih se vrši selekcija, odnosno da se raščlane genetski i negenetski uticaji u ispoljavanju neke osobine, kako bi se nekom od referentnih metoda (BLUP (AM) - Best Linear Unbiased Prediction (Animal Model), metod selekcijskih indeksa) mogao sagledadati genetski potencijal životinje za određenu vrstu proizvodnje.

Zahvaljujući relativno visokoj naslednosti osobina porasta i kvaliteta trupa kod svinja i mogućnosti primene jednostavnijih metoda selekcije u unapređenju ovih osobina one su ostvarile značajan genetski progres. Sa druge strane, reproduktivne osobine iz kojih direktno proizilaze i osobine dugovečnosti, karakteriše niska nasledenost gde koeficijenti heritabiliteta retko prelaze vrednost od 15%, pri čemu je determinacija ukupne fenotipske varijabilnosti ovih osobina niska, što sve usložnjava sam proces i tačnost ocene genetskih parametara, neophodnih za unapređenje ovih osobina. Prepoznavanje različitih faktora varijabilnosti i specifičnosti njihovog delovanja jedan su od ključnih činilaca tačnosti dobijenih ocena genetske komponente varijanse osobina, neophodnih za unapređenje istih. Takođe, izbor metodološkog postupka pomoću kojeg će se doći do ovih ocena u velikoj meri utiče na njihove dobijene vrednosti, pa tako opšte prihvaćena je praksa da se kod osobina koje karakteriše normalna raspodela (osobine porasta i kvaliteta trupa, neke reproduktivne osobine i sl.) uz upotrebu metodologije mešovitenih modela, koristi REML – metod (Restricted Maximum Likelihood - metod ograničene najveće verovatnoće), dok se kod osobina koje nemaju normalnu raspodelu (osobine dugovečnosti) osim REML – metoda koriste i drugi, po nekim autorima pogodniji metodi, kao što je metod “Analize preživljavanja”. Ovaj drugi metod omogućuje precizniju ocenu komponenti varijanse, jer može sagledati i neke uticaje kao što

su vremenski zavisne varijable, koje linearni metodi ne mogu kao takve uvažiti, što sve doprinosi uspešnijem genetskom progresu kod osobina koje nemaju normalnu raspodelu, kao što su osobine dugovečnosti.

Shodno svemu ovome, cilj ovog rada proizašao je iz potrebe da se što tačnije ocene komponente varijanse za osobine porasta i kvaliteta trupa nazimica, osobine veličine legla i osobine dugovečnosti krmača kako bi se procenili uslovi za potencijalnu procenu priplodne vrednosti nazimica i krmača u populaciji svinja u kojoj je izvedeno ovo istraživanje. Nakon definsanja cilja istraživanja, pri njegovoj realizaciji pošlo se od sledećih pretpostavki:

- Sve ispitivane osobine (osobine porasta i kvaliteta trupa nazimica, osobine veličine legla i osobine dugovečnosti krmača) statistički značajno variraju pod uticajem negenetskih i genetskih faktora.
- Osobine porasta i kvaliteta trupa nazimica spadaju u grupu srednje naslednih osobina, dok osobine veličine legla i osobine dugovečnosti krmača spadaju u nisko nasledne osobine.
- Fenotipska i genetska povezanost između različitih grupa osobina ne postoji ili je ona slabe jačine.
- Komponente varijanse osobina dugovečnosti ocenjene metodologijom linearnih modela (REML) se razlikuju u odnosu na komponente ocenjene metodologijom analize preživljavanja kod iste grupe osobina.

2. PREGLED LITERATURE

Procena priplodne vrednosti životinja metodom najboljeg linearnog nepristrasnog predviđanja – model individue (BLUP – AM; Best Linear Unbiased Prediction – Animal Model) zahteva tačnu i preciznu ocenu fenotipskih i genetskih parametara, tj. varijansi i kovarijansi osobina na osnovu kojih se ona procenjuje. Da bi se dobile ovakve ocene varijansi i kovarijansi neophodno je poznavati varijabilnost i povezanost osobina na osnovu kojih se sprovodi selekcija.

Konstrukcija mešoviti modela koji su osnova BLUP – AM metoda selekcije u najvećoj meri zavisi od varijabilnosti osobina i identifikacije različitih genetskih i negenetskih uticaja koji tu varijabilnost prouzrokuju. Na taj način konstruisani model treba da na najbolji način apsorbuje identifikovane uticaje i raščlani varijabilnost osobina na genetski i negenetski uslovljen deo. Uključivanje različitih sistematskih i slučajnih uticaja u modele za procenu priplodne vrednosti krmača zahteva poznavanje bioloških zakonitosti i specifičnosti osobina na osnovu kojih se vrši selekcija.

Cilj istraživanja u ovoj disertaciji proizašao je iz potrebe da se što preciznije ocene varijanse i kovarijanse osobina, pomoću kojih bi kasnije mogla da se proceni priplodna vrednost krmača plodnih mesnatih rasa i njihovih melaza na osnovu osobina porasta i kvaliteta trupa, reproduktivnih osobina i osobina dugovečnosti. U ovom poglavlju biće prikazani rezultati iz različitih literaturnih izvora koji pokazuju različite uticaje na navedene osobine koje su bile obuhvaćene istraživanjem u ovom radu i vrednosti fenotipskih i genetskih parametara ovih osobina koji su poslužili za procenu priplodne vrednosti krmača u različitim populacijama svinja.

2. 1. VARIJABILNOST I NASLEDNOST OSOBINA PORASTA I KVALITETA TRUPA PERFORMANS TESTIRANIH NAZIMICA

Osobine koje se prate u performans testu nazimica i koje su uključene u različite odgajivačko – selekcijske programe, a na osnovu kojih se procenjuje priplodna vrednost nazimica, a kasnije i krmača, mogu se podeliti u dve grupe. Prvu grupu čine osobine porasta i tu spadaju dnevni prirast, uzrast na kraju testa (trajanje tova) i konverzija hrane, pri čemu

ove osobine imaju kvantitativni karakter. Kada je konverzija hrane u pitanju, to je osobina koju je teško utvrditi kod nazimica zbog grupnog držanja ove kategorije svinja, izuzev kada se konzumacija hrane svakog grla prati pomoću elektronskih hranilica, što je kod velikog broja grla i u uobičajenim farmskim uslovima veoma teško organizovati, te se ova osobina kod selekcije plotkinja ove vrste domaćih životinja veoma retko uključuje u odgajivačko – selekcijske programe.

U drugu grupu proizvodnih osobina nazimica spadaju osobine kvaliteta trupa, koje pokazuju udeo i odnos pojedinih tkiva u trupu, a to su pre svega debljina leđne slanine (izmerena na različitim mestima na telu), zatim dubina MLD - a (*m. longissimus dorsi* – a) i procenat mesa u trupu.

U zavisnosti od postavljenog odgajivačko – selekcijskog cilja, ali i načina vođenja i ažurnosti matične evidencije, zavisi koje će od osobina porasta i kvaliteta trupa biti uključene u procenu priplodne vrednosti svinja (nazimica), pri čemu uključivanje svake od ovih osobina u selekcijske programe ima za cilj da popravi (poveća) intenzitet porasta ali i kvalitet trupa (poveća mesnatost) i upravo iz tog razloga gotovo da se može reći da je pravilo da procena priplodne vrednosti svinja na osnovu osobina porasta i kvaliteta trupa uključuje bar jednu osobinu porasta (dnevni prirast, trajanje testa ...) i bar jednu osobinu kvaliteta trupa (debljina slanine, procenat mesa u trupu...). Sve ovo je uticalo da danas savremene mesnate rase i njihove meleze odlikuje intenzivan porast i odličan kvalitet trupa, gde tovljenici kao finalni proizvod celokupne svinjarske proizvodnje sa manje od 6 meseci dostižu telesnu masu od preko 100 kg i procenat mesa u trupu preko 60 %.

Na ispoljenost ove grupe osobina utiče veliki broj negenetskih i genetskih faktora, koje je relativno jednostavno identifikovati i determinisati u poređenju sa faktorima koji utiču na neke druge grupe osobina (osobine plodnosti), što je sve uticalo da su osobine porasta i kvaliteta trupa svinja u poslednjih trideset godina ostvarile najviši genetski napredak u poređenju sa drugim osobinama. Takođe, intenzivna selekcija, primena jednostavnijih metodoloških postupaka selekcije (metod selekcijskih indeksa) i srednja naslednost ove grupe osobina sa koeficijentima heritabiliteta od 0,2 do 0,5 su uticali da ova grupa osobina ostvari najveći genetski progres.

U ovom potpoglavlju biće prikazani podaci iz literature koji govore o varijabilnosti i naslednosti osobina porasta i kvaliteta trupa svinja (nazimica).

2. 1. 1. Varijabilnost i naslednost životnog dnevnog prirasta

Dnevni prirast nazimica najčešće se izražava kao životni dnevni prirast, koji predstavlja odnos telesne mase i starosti nazimice na kraju testa, pri čemu se ponekad telesna masa na kraju testa umanjuje za prosečnu masu praseta pri rođenju (1,2 – 1,3 kg), a ponekad se ona zanemari, sve zavisno od toga kako je to predviđeno odgajivačko - selekcijskim programima. Iz ovoga se može zaključiti da ova osobina porasta praktično proizilazi iz dve osobine, a to su telesna masa i starost nazimice na kraju performans testa i kao takva pomaže da se smanji opterećenost metodoloških postupaka za procenu priplodne vrednosti svinja, koja nastaje usled uključivanja velikog broja osobina. Pored toga, u određenom broju odgajivačko – selekcijskih programa, odabir nazimica se vrši i na osnovu dnevnog prirasta ostvarenog u performans testu. Apsolutne vrednosti ova dva oblika (dve osobine) dnevnog prirasta se u potpunosti razlikuju, međutim zbog visoke povezanosti (Malovrh i Kovač, 1999) ovih osobina i veoma sličnog (gotovo identičnog) delovanja faktora varijabilnosti, a u cilju što bolje interpretacije varijabilnosti dnevnog prirasta, dalje u tekstu biće razmatrani različiti uticaji na dnevni prirast prikazani u dostupnoj literaturi, bez obzira da li se radi o životnom ili o dnevnom prirastu ostvarenom u performans testu.

Kada je selekcija plotkinja svinja u pitanju, životni dnevni prirast na kraju performans testa nazimica je osobina koja je veoma često uključena u odgajivačko – selekcijske programe. Razlog za ovo jeste relativno jednostavno utvrđivanje ovog parametra porasta, za šta je potrebna stočna vaga i precizni podaci o rođenju nazimice, međutim ako se ne raspolaže sa tačnim podacima o grlu i ako se masa nazimice procenjuje od oka, što se dešava u praksi, dobijene vrednosti ovog parametra mogu biti netačne, što može štetno uticati na sam proces selekcije.

Ostvarene vrednosti životnog dnevnog prirasta kod nazimica zavise od brojnih faktora. Svi ovi faktori mogu se podeliti na faktore okoline i genetske faktore. U uticaje okoline ubrajaju se: godina i sezona ili kombinacija godine i sezone rođenja ili kraja testa nazimice, regresijski uticaj mase na kraju testa, farma na kojoj su nazimice gajene i uticaj legla u kome su nazimice rođene/gajene. Sa druge strane, genetski faktori predstavljaju: genotip nazimice, uticaj roditelja i direktni aditivni genetski uticaj nazimice (priplodna vrednost nazimice).

Kada je u pitanju determinacija i ispitivanje različitih uticaja na varijabilnost proizvodnih osobina svinja, gotovo da je pravilo kada god to struktura podataka dozvoljava da se u modele na osnovu kojih se ispituje varijabilnost osobina i ocenjuju genetski

parametri, uključuju kao fiksni uticaji *godine* i *sezone* rođenja ili kraja performans testa životinje. Uticajem godine pokušava se objasniti delovanje specifičnih sistematskih faktora okoline koji su vladali u određenim godinama kao što su: ishrana, ambijentalni uslovi, menadžment na farmi, pojava nekih zaraznih bolesti svinja, ali i efekat selekcije koji je ostvaren u nizu ispitivanih godina. Sa druge strane, sezonom se objašnjavaju uticaji vezani za sezonska variranja temperature, mikroklimata, ishrane i pojave nekih bolesti sezonskog karaktera. Iako savremena proizvodnja u svinjarstvu podrazumeva kontinuiran tehnološki proces tokom cele godine, još uvek nije moguće u potpunosti izbeći sezonska kolebanja osobina porasta i kvaliteta trupa izazvana prethodno navedenim uticajima. Kalendarsko definisanje sezone kao uticaja na dnevni prirast nazimica je različito, a zavisi pre svega od klimatskog područja u kome su životinje gajene i obima podataka (broja životinja) sa kojim se raspolaze. Tako neki autori godinu dele na dve sezone, topli i hladni period godine (veće geografske širine), dok se u umerenijim klimatskim prilikama godina deli na četiri sezone koje se kalendarski poklapaju uglavnom sa godišnjim dobima. U tropskim i subtropskim regionima godina je uglavnom podeljena na tri sezone a to su: proleće, leto i sezona monsuna. Sa razvojem računarske tehnologije i mogućnosti obrade velikog broja podataka, sve češće kada to obim podataka dozvoljava, sezonski uticaj je predstavljen kao uticaj meseca (rođenja ili kraja testa) na variranje osobina. U novijim istraživanjima uticaj sezone se tretira kao interakcija godine i meseca (najčešće kraja testa) na kolebanje životnog dnevnog prirasta, ali i drugih osobina porasta i kvaliteta trupa performans testiranih svinja. Uključivanje interakcije godine i meseca predstavljeno sezonom na varijabilnost osobina po nekim autorima doprinosi značajno boljoj determinaciji modela, gde ovako definisana sezona predstavlja objedinjavanje svih prethodno navedenih uticaja vezanih za godinu i sezonu. Kada je u pitanju uticaj sezone definisan interakcijom godine i meseca, postavlja se pitanje da li će bolje postojeću varijabilnost osobina objasniti sezone rođenja ili sezone kraja testa. Biološki posmatrano, sezona rođenja nazimice može značajnije uticati na njen rast i razvoj naročito u fazi sisanja i odgoja kada su životnje osetljivije na spoljne uticaje u odnosu na sezonu kraja testa, međutim kako se kraj performans testa nazimica na farmama uglavnom dešava jednom mesečno, u najvećem broju slučajeva nekoj sezoni rođenja odgovara neka sezona kraja testa, što praktično znači da je njihov uticaj vrlo sličan (nekad idendičan). Takođe uključivanje nekih slučajnih uticaja u model kao što je leglo u kome je krmača rođena/gajena, apsorbuje delovanje nekih faktora vezanih za sezonu rođenja i ostavlja prednost ispitivanju uticaja sezone kraja testa na varijabilnost osobina porasta i kvaliteta trupa nazimica u odnosu na ispitivanje uticaja sezone njihovog rođenja. Statistički signifikantan

efekat sezone kraja performans testa definisane kao interakcija godine i meseca kod nazimica u svojim istraživanjima ustanovili su **Malovrh i Kovač (1999)**, **Nagy i sar. (2008)**, **Jones i sar. (2009)** i **Sobczynska i sar. (2013)**.

Na varijabilnost životnog dnevnog prirasta nazimica može uticati *genotip*, naročito u zavisnosti od toga da li su nazimice čistih rasa ili su rezultat ukrštanja različitih rasa. Pri ukrštanju različitih rasa, pa čak i genetski udaljenih linija iste rase, može doći do ispoljavanja hetrozis efekta koji se ogleda u većim vrednostima životnog dnevnog prirasta, ali i boljim ostvarenim rezultatima drugih osobina porasta i kvaliteta trupa. Ispitujući uticaj genotipa na životni dnevni prirast, **Brkić (1998)** je ustanovio statistički značajno dejstvo ovog faktora, pri čemu su nazimice F1 melezi švedskog landrasa i velikog jorkšira ostvarile veće dnevne priraste (492 g/dan) u odnosu na čistorasne nazimice švedskog landrasa (490 g/dan). Do sličnog zaključka došao je i **Vuković (1998)** koji je takođe ustanovio da nazimice F1 melezi navedenih genotipova imaju veće vrednosti životnog dnevnog prirasta (431,82 g/dan) u poređenju sa nazimicama švedskog landrasa (429,06 g/dan). Takođe isti zaključak dali su i **Gogić i sar. (2012)**, koji su ustanovili značajan uticaj genotipa nazimica na životni dnevni prirast kod čistorasnih nazimica velikog jorkšira, švedskog landrasa, duroka, pietrena i meleza različitih kombinacija ukrštanja ovih rasa. Statistički značajan efekat genotipa na dnevni prirast nazimica u svojim istraživanjima utvrdili su i sledeći autori: **Vuković (2003)**, **Tummaruk i sar. (2000)**, **Nguyen i McPhee (2005)**, **Lepron i sar. (2007)**, **Imboonta i sar. (2007)**, **Cai i sar. (2008)**, **Jones i sar. (2009)**, **Pham i sar. (2010)** i **Vidović i sar. (2012a i 2012b)**. Za razliku od prethodnih u istraživanjima koja su obavili **Brkić (2002)**, **Radović i sar. (2012)** i **Popovac i sar. (2014a)**, u kojima je takođe ispitivana varijabilnost životnog dnevnog prirasta nazimica F1 meleza švedskog landrasa i velikog jorkšira i nazimica švedskog landrasa, nije ustanovljena varijabilnost ovog parametra porasta izazvana genotipom. Ovo bi se možda moglo objasniti time da i jedna i druga rasa spadaju u tzv. plodne mesnate rase, te da je genetska udaljenost ovih rasa mala što je rezultiralo izostankom hetrozis efekta kod ispitivanih meleza.

Biološki posmatrano *telesna masa* nazimice na kraju performans testa predstavlja osobinu koja direktno i veoma precizno interpretira kvantitativni rezultat performans testa i kao takvu najlakše ju je ekonomski izraziti u odnosu na druge osobine. Međutim, tretiranje telesne mase nazimica na kraju testa kao osobine danas se veoma retko primenjuje i uglavnom se ona tretira kao faktor varijabilnost drugih osobina porasta i kvaliteta trupa iz više razloga. Jedan od osnovnih razloga jeste to što telesna masa ostvarena u različitim uzrastima (uzrast na kraju testa nije isti kod svih životinja) ne odlikava najbolje kvalitet grla,

nego je ona jednim delom rezultat uzrasta na kraju testa i kao takva ne može poslužiti kao reprezentativan parametar porasta za upoređivanje i rangiranje nazimica. Takođe, telesna masa na kraju testa stavljena u odnos sa nekim drugim osobinama, kao što je uzrast na kraju testa, daje preciznije parametre porasta (životni dnevni prirast) koji bolje ukazuju na kvalitet nazimica ali i kvalitet celokupnog tehnološkog procesa odgoja i testiranja životinja. Prilikom ispitivanja uticaja telesne mase nazimica na kraju testa na osobine porasta i kvaliteta trupa postoje dva pristupa čiji je konačan rezultat dobijanje regresionih koeficijenata koji govore o promeni ispitivanih osobina pod uticajem telesne mase. Prvi pristup podrazumeva korekciju svih osobina na određenu telesnu masu (90 kg, 100 kg ili 110 kg masa pri kojoj se završava test, prosečna telesna masa na kraju testa i sl.) pri čemu se samim tim u model za analizu varijabilnosti osobina ne uključuje regresijski uticaj mase jer je on već ustanovljen (**Brkić, 1998 i 2002; Tummaruk i sar. 2000; Solanes i sar. 2004; Arango i sar. 2005; Imboonta i sar. 2007b; Popovac i sar., 2104a i 2014b**). Drugi pristup podrazumeva direktno uključivanje linearnog regresijskog uticaja mase na kraju testa u model, jer se samim uključivanjem ovog uticaja u model vrši korekcija osobina. Ispitujući uticaj telesne mase nazimica na kraju testa na njihov životni dnevni prirast, **Kernerova i sar. (2006)** su ustanovili da se sa povećanjem mase povećavala i vrednosti životnog dnevnog prirasta, ustanovivši pozitivne regresione koeficijente ($b = 5,24$ g/dan; $b = 5,51$ g/dan) kod dva ispitivana genotipa. **Szule i sar. (2011)** ispitujući uticaj telesne mase na životni dnevni prirast nazimica i nerasta ustanovili su statistički signifikantno povećanje životnog dnevnog prirasta sa povećanjem završne telesne mase, svrstavši životinje u četiri grupe. Najniže vrednosti ovog parametra od 603 g/dan imale su životinje čija je masa na kraju testa bila manja od 110 kg, zatim životinje sa masom od 111 kg do 120 kg ostvarile su prirast od 653 g/dan, životinje u grupi telesne mase od 121 kg do 130 kg ostvarile su životne dnevne priraste u proseku 675 g/dan i najveće vrednosti ovog parametra od 691 g/dan imale su životinje sa završnom telesnom masom preko 130 kg. Takođe statistički signifikantan linearni regresijski uticaj završne telesne mase na životni dnevni prirast performans testiranih nazimica u svojim istraživanjima utvrdili su **Gogić i sar. (2012)**, ustanovivši takođe pozitivan regresioni koeficijent ($b = 2,43$ g/dan). Regresijski uticaj telesne mase na kraju testa na dnevni prirast nazimica (svinja) ispitivali su **Vuković (1998 i 2003), Serenius i Stalder (2004), Kasprzyk (2007), Vukovic i sar. (2007), Nagy i sar. (2008) i Jones i sar. (2009)**.

Praktična primena metodologije mešovitih modela (MMM - Mixed Model Methodology) u poslednje dve decenije u selekcijidomaćih životinja, koja podrazumeva korišćenje matrice srodstva, omogućila je preciznu determinaciju ***direktnog aditivnog***

genetskog uticaja u ukupnoj fenotipskoj varijansi neke osobine koja je uključena u određeni selekcijski program. Ovaj uticaj u literaturi se veoma često naziva kao uticaj individue i on predstavlja zbir delovanja pojedinačnih alela većeg broja gena koji kontrolišu ispoljenost određene osobine. Svaki od roditelja na svoje potomstvo prenosi polovinu sopstvene nasledne osnove, što je dovoljna materijalna osnova da se na osnovu sopstvenih i proizvodnih rezultata srodnika i uvažavanje drugih determinisanih uticaja, precizno oceni aditivna genetska komponenta varijanse, koja izražena u odnosu sa ukupnom fenotipskom varijansom predstavlja koeficijent naslednosti (heritabilitet) određene osobine (**Radojković, 2007**). Uključivanje slučajnog uticaja individue u modele na osnovu kojih se ocenjuju genetski parametri, podrazumeva korišćenje metoda ograničene najveće verovatnoće - REML (Restricted Maximum Likelihood) metoda, koji je naročito pogodan kada su u pitanju osobine porasta i kvaliteta trupa svinja među kojima i životni dnevni prirast nazimica, jer ove osobine karakteriše srednja naslednost sa koeficijentima heritabiliteta najčešće od 0,2 do 0,5, što omogućava brz i uspešan genetski napredak ovih osobina primenom ovog metodološkog postupka u selekciji. Ocenu direktnog aditivnog genetskog uticaja u ukupnoj fenotipskoj varijansi dnevnog prirasta performans testiranih svinja (nazimica) u svojim istraživanjima ispitivali su **Malovrh i Kovač (1999)**, **Vuković (2003)**, **Solanes i sar. (2004)**, **Arango i sar. (2005)**, **Nguyen i McPhee (2005)**, **Kasprzyk (2007)**, **Vukovic i sar. (2007)**, **Imboonta i sar. (2007a i 2007b)**, **Cai i sar. (2008)**, **Nagy i sar. (2008)**, **Jones i sar. (2009)**, **Wolf i Wolfová (2012)**, **Sobczynska i sar. (2013)** i **Wongsakajornkit i Imboonta (2015 28)**.

U cilju što preciznije ocene genetskih parametara, kada su osobine porasta i kvaliteta trupa u pitanju, primenom metodologije mešovityh modela, gotovo da se može reći da je danas postalo pravilo da se u modele na osnovu kojih se ocenjuju ovi parametri uključuje kao slučajan uticaj **leglo u kome je nazimica rođena/gajena**. Pod ovim uticajem se podrazumeva objedinjavanje svih onih uticaja koji su vladali pre rođenja nekog legla – nazimice (intrauterini period), kao i onih uticaja koji su vladali posle rođenja životinje pa sve do njenog zalučenja ili čak do kraja njenog odgoja kao praseta, ako se prasad iz istog legala odgajaju u istoj grupi, odnosno istom kavezu ili boksu, što je veoma čest slučaj u praksi kako bi se izbegao stres prasadi u odgoju prouzrokovan novim socijalnim okruženjem. Smatra se da leglo u kome su nazimice rođene/gajene dovodi do povećanja sličnosti između grla iz istog legla, odnosno povećava se razlika između grla koja potiču iz različitih legala. Ovaj uticaj obuhvata čitav dijapazon uticaja kao što su: ishrana, ambijetalni uslovi, zdravstveno stanje legala, materinske karakteristike majke legla, socijalna hijerarhija u leglu i sve one uticaje koji su specifični za svako leglo, a nisu opisani nekim drugim faktorom varijabilnosti

ispitivane osobine. Uključivanje uticaja legla u kome su nazimice rođene/gajene u modele za ispitivanje varijabilnosti i ocenu genetskih parametara životnog dnevnog prirasta nazimica, doprinosi preciznijoj oceni genetskih parametara ove osobine. U istraživanjima prikazanim od strane brojnih istraživača utvrđeno je različito relativno učešće slučajnog uticaja legala u kome su životinje rođene/gajene u ukupnoj fenotipskoj varijansi životnog dnevnog prirasta na kraju performans testa. Tako **Jones i sar. (2009)** leglom u kome su grla rođena/gajena objašnjavaju 8 - 12 % (zavisno od primenjenog modela) ukupne fenotipske varijanse životnog dnevnog prirasta grla. **Nguyen i McPhee (2005)** su ovim uticajem objasnili 17 % ukupne varijabilnosti ove osobine, **Crump (2001)** 10 %, **Nagy i sar. (2008)** 29 do 33 %, dok su **Malovrh i Kovač (1999)** kod nazimica švedskog landrasa ustanovili da leglo u kome su rođene prouzrokuje 22 % ukupne varijabilnosti životnog dnevnog prirasta. **Wolf i Wolfová (2012)** su ovim uticajem objasnili od 14 do 22 % varijabilnosti ove osobine. **Cai i sar. (2008)**

Tabela 1. Koeficijenti heritabiliteta (h^2) za dnevni prirast svinja (nazimica)

Autori	h^2	Autori	h^2
Brkić (1998)	0,25 ^a	Kasprzyk (2007)	0,28 ^c 0,46 ^c
Malovrh i Kovač (1999)	0,14 ^c 0,16 ^c	Vukovic i sar. (2007)	0,27 ^c
Crump (2001)	0,23 ^d	Cai i sar. (2008)	0,42 ^c
Brkić (2002)	0,11 ^a	Nagy i sar. (2008)	0,20 ^c
Vuković (2003)	0,28 ^c 0,31 ^c 0,36 ^c	Jones i sar. (2009)	0,26 ^c 0,31 ^c 0,22 ^c
Serenius i Stalder (2004)	0,40 ^d	Szyndler – Nędza (2010)	0,30 ^b 0,39 ^b
Solanes i sar. (2004)	0,43 ^c	Wolf i Wolfová (2012)	0,12 – 0,20 ^c
Arango i sar. (2005)	0,15 ^c	Popovac i sar. (2014a)	0,26 ^a
Nguyen i McPhee (2005)	0,19 ^c	Popovac i sar. (2014b)	0,38 ^a
Imboonta i sar. (2007a)	0,38 ^c	Wongsakajornkit i Imboonta (2015)	0,31 ^c 0,23 ^c
Imboonta i sar. (2007b)	0,31 ^c		

❖ h^2 izračunat metodom: a – interklasna korelacija polusrodnika po ocu ili majci; b – interklasna korelacija na bazi višestruke klasifikacije podataka (hijerarhijska klasifikacija); c – REML model individue; d – REML model oca

su utvrdili da leglo u kome su grla rođena/gajena uopšte ne učestvuje (0 %) u varijabilnosti ove osobine.

Kako je to već prethodno rečeno, osobine porasta svinja, gde spada i životni dnevni prirast nazimica, odlikuje srednja naslednost sa koeficijentima heritabiliteta od 0,2 do 0,5. U Tabeli 1 su prikazani koeficijenti heritabiliteta ustanovljeni za životni dnevni prirast nazimica utvrđeni u različitim istraživanjima. Najveći broj prikazanih koeficijenata se kreće u granicama od 0,20 do 0,40 mada su prikazani i rezultati istraživanja u kojima su vrednosti ovih koeficijenata značajno ispod 0,20, što sve opet ukazuje na značajan uticaj i faktora okoline na ispoljavanje ove osobine i neophodnost njihove pravilne determinacije i uključivanja u modele na osnovu kojih se ispituje varijabilnost ove osobine.

2. 1. 2. Varijabilnost i naslednost uzrasta na kraju testa

Uzrast na kraju performans testa nazimica, ili kako se to u literaturi popularno naziva, *trajanje tova* predstavlja osobinu porasta na osnovu koje se veoma često vrši odabir potencijalnih krmača. Tehnologija performans testa nazimica predviđa da se test završava kada nazimice dostignu odgovarajuću telesnu masu (90, 100 ili 110 kg), što bi podrazumevalo često merenje životinja u poslednjoj fazi testa, kao i formiranje novih grupa performans testiranih nazimica od životinja koje su ostvarile predviđenu telesnu masu u isto vreme, pri čemu bi sve ovo usložnjavalo sam tehnološki proces testiranja svinja. Iz tog razloga performans test se završava kada se proceni da je prosečna masa nazimica u grupi približna završnoj masi koja je predviđena tehnologijom testiranja, a uzrast na kraju testa svake životinje kao reprezentativan pokazatelj porasta dobija se njegovom korekcijom na tehnologijom predviđenu telesnu masu.

Postoji nekoliko pristupa u korekciji uzrasta na kraju testa na odgovarajuću (predviđenu) telesnu masu. Jedan od pristupa je da se direktnim uključivanjem linearnog regresijskog uticaja telesne mase u model na osnovu koga se ispituje varijabilnost uzrasta na kraju testa izvrši njegova korekcija (uzrasta) na prosečnu ostvarenu telesnu masu ispitivanih nazimica (svinja). Drugi pristup podrazumeva prvo korekciju uzrasta na kraju testa nazimica na neku predviđenu završnu telesnu masu (najčešće 90, 100 ili 110 kg) koja je određena tehnologijom testiranja. U osnovi ovog postupka korekcije je takođe linearna regresija koja ima za cilj utvrđivanje regresionog koeficijenta zavisno promenljive, pomoću koga se vrši korekcija ove osobine, a tek potom se ispituje njena varijabilnost pod uticajem različitih

faktora. Postoje dva načina ove preliminarnе korekcije regresionim koeficijentom. Kod prvog načina stvarni uzrast na kraju testa se menja za vrednost proizvoda regresionog koeficijenta i razlike predviđene i ostvarene telesne mase na kraju testa. Drugi način preliminarnе korekcije regresionim koeficijentom se zasniva na metodu baznih indeksa, koji preciznije koriguje osobine, jer uvažava biološku zakonitost da veće odstupanje nezavisno promenljive dovodi i do većeg stvarnog odstupanja osobine koja se koriguje u odnosu na odstupanje koje pokazuje proizvod razlike ostvarene i predviđene telesne mase i regresionog koeficijenta. Treći pristup korekcije se zasniva na sledećem obrazcu:

$$\text{Korigovani uzrast} = (\text{Stvarni uzrast} \times \text{Masa na koju se koriguje}) / \text{Ostvarena masa}$$

Brojna istraživanja su pokazala da između životnog dnevnog prirasta svinja i njihovog uzrasta na kraju performans testa postoji srednja ili potpuna povezanost, kako na fenotipskom, tako i na genetskom nivou (Tabela 10), što znači da na variranje uzrasta na kraju testa nazimica utiču gotovo isti faktori koji ispoljavaju uticaj i na variranje njihovog životnog dnevnog prirasta. Iz tog razloga, kada je u pitanju uzrast na kraju testa i specifičnost delovanja pojedinih faktora koji utiču na njegovu varijabilnost, važi sve ono što je navedeno kod prethodne osobine porasta (životnog dnevnog prirasta).

Statistički značajan uticaj *sezona* kraja testa definisane kao interakcija godine i meseca na uzrast na kraju performans testa svinja u svojim istraživanjima utvrdili su **Vincek i sar. (2003)**, **Nagy i sar. (2008)** i **Škorput i sar. (2009)**.

Poznavajući zakonitosti nasleđivanja i shodno tome uvažavajući opšte principe savremene svinjarske proizvodnje koju karakteriše ukrštanje rasa ili čak linija svinja u veoma visokom stepenu, može se zaključiti da je *genotip* jedan od ključnih faktora varijabilnosti osobina kod svinja. Ukrštanjem različitih rasa ili linija svinja povećava se heterozigotnost dobijenog potomstva, što za posledicu ima ispoljavanje hibridnog vigora odnosno heterozis efekta, koji se ogleda u boljim ostvarenim proizvodnim rezultatima dobijenog hibridnog potomstva u odnosu na roditelje. Tako je za očekivati da nazimice (svinje) melezi u odnosu na nazimice čistih rasa intenzivnije prirastaju i budu mlađe na kraju performans testa. Pored toga postoje i razlike u intenzitetu prirasta između nazimica čistih rasa, u zavisnosti od toga u kom pravcu je išla selekcija kod pojedinih rasa ili linija svinja. Istraživanja koja je obavio **Brkić (1998)** pokazuju statistički značajan uticaj genotipa na uzrast na kraju testa nazimica švedskog landrasa i nazimica F1 meleza švedskog landrasa i velikog jorkšira, pri čemu su nazimice melezi performans test završile pri uzrastu od 206,76 dana, dok su nazimice čiste

rase bile stare u proseku 210,86 dana na kraju testa. Ispitujući varijabilnost uzrasta na kraju performans testa nazimica čistih rasa i F1 meleza **Gogić i sar. (2012)** su u svojim istraživanjima utvrdili statistički značajan uticaj genotipa na ovu osobinu. Takođe statistički signifikantan uticaj genotipa na uzrast na kraju performans testa svinja (nazimica) u svojim istraživanjima utvrdili su i **Vuković (1998 i 2003)** i **Bizelis i sar. (2000)**. Za razliku od prethodnih istraživanja u istraživanjima koja su obavili **Brkić (2002)** i **Radović i sar. (2012)** nije utvrđen statistički značajan efekat genotipa na varijabilnost uzrasta nazimica na kraju testa.

Koristeći REML metod u oceni genetskih parametara, koji podrazumeva korišćenje matrice srodstva na osnovu koje se utvrđuje *direktni aditivni genetski uticaj* individue u ukupnoj fenotipskoj varijabilnosti uzrasta na kraju performans testa u svojim istraživanjima bavili su se **Bizelis i sar. (2000)**, **Vincek i sar. (2003)**, **Vuković (2003)** i **Nagy i sar. (2008)**.

Ispitujući relativni udeo slučajnog uticaja *legla u kome su nazimice rođene/gajene* u ukupnoj fenotipskoj varijansi njihovog uzrasta na kraju testa, a sve sa ciljem što preciznije ocene naslednosti ove osobine, u različitim istraživanjima su izneti sledeći rezultati: **Vincek i sar. (2003)** ovim faktorom objašnjavaju od 6 do 40 % ukupne varijanse ove osobine, a **Nagy i sar. (2008)** 46 odnosno 48 %.

U Tabeli 2 prikazani su koeficijenti heritabiliteta za uzrast na kraju testa svinja (nazimica) koji su utvrđeni u različitim istraživanjima. Najveći broj ovih koeficijenata ukazuje na srednju naslednost ove osobine, sa tim što ima relativno manji broj vrednosti bliskih nuli, kao i vrednosti koje ukazuju na visoku naslednost ove osobine.

Tabela 2. Koeficijenti heritabiliteta (h^2) za uzrast na kraju testa svinja (nazimica)

Autori	h^2	Autori	h^2
Bizelis i sar. (2000)	0,60 ^c 0,36 ^c	Vuković (2003)	0,26 ^c 0,30 ^c 0,13 ^c
Brkić (2002)	0,10 ^a	Nagy i sar. (2008)	0,23 ^c
Vincek i sar. (2003)	0,00 – 0,35 ^c		

❖ h^2 izračunat metodom: a – interklasna korelacija polusrodnika po ocu ili majci; b – interklasna korelacija na bazi višestruke klasifikacije podataka (hijerarhijska klasifikacija); c – REML model individue; d – REML model oca

2. 1. 3. Varijabilnost i naslednost debljine slanine

Debljina leđne slanine predstavlja osobinu kvaliteta trupa, koja na indirektan način pokazuje mesnatost svinja. Iz tog razloga ova osobina je veoma često bila uključena u odgajivačko – selekcijske programe koji su za cilj imali da poboljšaju kvalitet svinjskih trupova, odnosno da povećaju mesnatost novih generacija svinja, tako što se vrednost ove osobine kontinuirano smanjivala u procesu selekcije.

Tek sa razvojem savremenih tehnologija koje su omogućile upotrebu različitih aparata pomoću kojih se mogu utvrditi performanse i karakteristike tkiva i organa kod živih životinja otvara se mogućnost odabira životinja na osnovu kvaliteta njihovih trupova. Debljina slanine je osobina koja može biti utvrđena na različitim mestima na telu. Tako je u nekim istraživanjima debljina slanine predstavljena kao debljina slanine na grebenu, sredini leđa, jednoj ili tri tačke na krstima, ili kao prosek ovih tri ili pet mera (**Radivojević, 1992**). Druga grupa istraživača debljinu leđne slanine potencijalnih priplodnih krmača izražava kao prosek tri mere debljine slanine utvrđene na tri tačke na leđima i to: prva tačka je na sredini leđa 6 – 7 cm lateralno od medijalne linije, druga tačka je na 10 ili 15 cm kranijalno u odnosu na prvu tačku i treća tačka je 10 ili 15 cm kaudalno u odnosu na prvu tačku (**Kralik i sar., 2007**). Pored prethodno navedenih načina merenja i iskazivanja debljine slanine performans testiranih svinja, danas se veoma često debljina slanine na kraju performans testa meri na dve tačke na telu i iskazuje kao dve odvojene vrednosti (osobine) ili kao prosečna vrednost ove dve izmerene debljine slanine. Tačke na telu na kojima se vrši ovo merenje su: na slabinskom delu između 3. i 4. slabinskog pršljena od pozadi, 6 – 8 cm lateralno od medijalne linije i na leđnom delu između 3. i 4. rebra od pozadi 6 – 8 cm lateralno od medijalne linije (**Brkić, 1998 i 2002; Nagy i sar., 2008; Popovac i sar., 2014a i 2014b**). Zbog jake ili potpune povezanosti izmerenih vrednosti debljine slanine između prethodno nabrojanih tačaka na telu svinja na kojima se vrše merenja ove osobine (**Brkić, 2002**), ona će dalje biti posmatrana kao referentna (jedinствена) osobina bez obzira na kojim tačkama je ona izmerena i kako je tačno definisana.

Kada je u pitanju varijabilnost debljine slanine performans testiranih nazimica, ona je uglavnom prouzrokovana istim faktorima kao i prethodne osobine, tako da dalje neće biti posebno razmatrana specifičnost delovanja ovih faktora kod svake osobine porasta i kvaliteta trupa, jer je uključivanje ovih faktora u modele i specifičnost njihovog delovanja objašnjena kod prve osobine iz ove grupe osobina.

Sezonski uticaj definisan kao interakcija meseca i godine kraja performans testa na debljinu slanice nazimica u svojim istraživanjima utvrdili su **Vincek i sar. (2003)**, **Jones i sar. (2009)**, **Škorput i sar. (2009)** i **Sobczynska i sar. (2013)**. Za razliku od njih **Malovrh i Kovač (1999)** nisu utvrdili značajan efekat ovako definisane sezone na ovu osobinu.

Debljina slanice svinja je osobina koja veoma često može biti uslovljena *genotipom*, bez obzira da li se radi o čistim rasama ili o različitim melezima. Kada su u pitanju čiste rase, pa čak i one u okviru iste grupe, postoje razlike u ispoljenosti ove osobine. Vrlo često svinje rase veliki jorkšir imaju nešto veće vrednosti debljine slanice u odnosu na različitim plodnih provenijencija, iako sve pomenute rase spadaju u grupu tzv. plodnih mesnatih rasa. Ovim tvrdnjama u prilog idu i rezultati koje su u svojim istraživanjima utvrdili **Gogić i sar. (2012)**, navodeći da nazimice velikog jorkšira imaju statistički značajno deblju slaninu u slabinskom i leđnom delu (10,60 mm i 7,63 mm) u odnosu na nazimice švedskog landrasa (10,20 mm i 7,16 mm). Sa druge strane kod nazimica meleza je za očekivati da se ispolji heterozis efekat koji bi se ogledao u manjim vrednostima debljine slanice u odnosu na prosek njihovih roditelja. Tako su **Škorput i sar. (2009)** ustanovili prosečnu debljinu leđne slanice na kraju performans testa nazimica od 12,1 mm kod velikog jorkšira, odnosno 11,3 mm kod švedskog landrasa, dok su nazimice F1 melezi ostvarile vrednost ovog parametra od 11,8 mm odnosno 11,9 mm. Upoređujući prosek debljine slanice roditeljskih rasa (11,7 mm) u odnosu na prosek njihovih meleza može se zaključiti da je kod dobijenih meleza ostvaren negativni heterozis efekat suprotno postavljenom odgajivačko – selekcijskom cilju. **Tummaruk i sar. (2000)** su ustanovili statistički značajno deblju slaninu (12,3 mm) kod landras nazimica u odnosu na nazimice jorkšir rase (11,9 mm). Pored prethodno navedenih istraživanja statistički značajan uticaj genotipa svinja na debljinu slanice na kraju performans testa u svojim istraživanjima utvrdili su još **Brkić (1998)**, **Vuković (1998 i 2003)**, **Bizelis i sar. (2000)**, **Imboonta i sar. (2007a)**, **Vuković i sar. (2007)**, **Cai i sar. (2008)**, **Jones i sar. (2009)** i **Pham i sar. (2010)**. U istraživanjima koja su obavili **Brkić (2002)**, **Radović i sar. (2012)** i **Popovac i sar. (2014a)** nije ustanovljen signifikantan uticaj genotipa na debljinu slanice.

Linearni regresijski uticaj *telesne mase* na debljinu slanice u slučaju da pre samih analiza nije izvršena korekcija osobina na odgovarajuću telesnu masu predstavlja sastavni deo modela na osnovu kojih se analiziraju ove osobine (**Brkić, 1998 i 2002**; **Bizelis i sar., 2000**; **Suzuki i sar., 2005**; **Imboonta i sar., 2007b**; **Popovac i sar., 2014a i 2014b**). Rezultati najvećeg broja istraživanja pokazuju da je debljina slanice statistički značajno varirala pod uticajem telesne mase, i to tako da se sa povećanjem telesne mase povećavala i vrednost ove osobine. **Szulc i sar. (2011)** su ustanovili da se sa povećanjem završne telesne

mase na kraju performans testa svinja statistički značajno povećavala i vrednost debljine slanine, navodeći da su svinje sa završnom telesnom masom ispod 110 kg imale u proseku 15,7 mm debljinu slanine, svinje sa telesnom masom od 111 do 120 kg su ostvarile debljinu slanine od 17,4 mm, zatim one u kategoriji od 121 do 130 kg imale su debljinu slanine od 19,6 mm i najdeblju slaninu od 20,9 mm imale su svinje sa telesnom masom preko 130 kg. **Kernerova i sar. (2006)**, ispitujući uticaj telesne mase na debljinu leđne slanine kod nazimica ustanovili su pozitivan regresioni koeficijent ($b = 0,081$ mm/kg) koji je ukazivao na to da se sa povećanjem završne telesne mase nazimica povećavala i debljina njihove slanine. Povećanje debljine leđne slanine sa povećanjem završne telesne mase performans testiranih nazimica ($b = 0,093$ mm/kg) u svojim istraživanjima ustanovili su i **Škorput i sar. (2009)**. Takođe signifikantan uticaj telesne mase nazimica na debljinu slanine ustanovili su **Gogić i sar. (2012)**, ali su oni ustanovili negativne regresione koeficijente ($b = -0,025$ mm/kg) ukazujući na to da se sa povećanjem završne telesne mase nazimica smanjivala debljina njihove slanine. Linearni regresijski uticaj telesne mase na debljinu slanine performans testiranih nazimica u svojim istraživanjima ispitivali su još **Vuković (1998 i 2003)**, **Malovrh i Kovač (1999)**, **Crump (2001)**, **Serenius i Stalder (2004)**, **Vukovic i sar. (2007)** i **Wongsakajornkit i Imboonta (2015)**.

Direktni aditivni genetski uticaj individue u ukupnoj fenotipskoj varijansi debljine slanine performans testiranih svinja, koristeći REML metod uz upotrebu matrice srodstva u svojim istraživanjima ispitivali su **Malovrh i Kovač (1999)**, **Bizelis i sar. (2000)**, **Vuković (2003)**, **Solanes i sar. (2004)**, **Nguyen i McPhee (2005)**, **Suzuki i sar. (2005)**, **Kasprzyk (2007)**, **Vukovic i sar. (2007)**, **Cai i sar. (2008)**, **Imboonta i sar. (2007a i 2007b)**, **Jones i sar. (2009)**, **Sobczynska i sar. (2013)** i **Wongsakajornkit i Imboonta (2015)**.

Relativni udeo slučajnog uticaja *legla u kome su nazimice rođene/gajene* u ukupnoj fenotipskoj varijansi debljine njihove slanine se razlikuje u različitim istraživanjima. Tako su **Solanes i sar. (2004)** utvrdili da leglo u kome su nazimice rođene/gajene utiče sa 3 odnosno 5 % u ukupnoj fenotipskoj varijabilnosti debljine njihove slanine. **Malovrh i Kovač (1999)** ovim slučajnim faktorom objašnjavaju 6 – 15 % ukupne varijabilnosti ove osobine, **Crump (2001)** 4 %, **Vincek i sar. (2003)** 7 – 19 %, **Nguyen i McPhee (2005)** 5 %, **Suzuki i sar. (2005)** 1 %, **Cai i sar. (2008)** 8 % i **Jones i sar. (2009)** 2 – 3 %.

U Tabeli 3 su prikazani koeficijenti heritabiliteta za debljinu slanine svinja (nazimica) utvrđeni u različitim istraživanjima predstavljeni u dostupnoj literaturi. Predstavljene vrednosti ovih koeficijenata imaju vrlo širok dijapazon i relativno podjednaku raspoređenost na svim nivoima naslednosti, tako da se na osnovu njih ne može izvesti generalni zaključak o

stepenu naslednosti ove osobine, već je ona visoko specifična za svaku ispitivanu populaciju. Ovako šarenolike vrednosti heritabiliteta mogu biti posledica modeliranja i izbora metodoloških postupaka u procesu analize ove osobine.

Tabela 3. Koeficijenti heritabiliteta (h^2) za debljinu slanine svinja (*nazimica*)

Autori	h^2	Autori	h^2
<i>Brkić (1998)</i>	0,78 ^a	<i>Imboonta i sar. (2007a)</i>	0,61 ^c
<i>Malovrh i Kovač (1999)</i>	0,35 ^c 0,11 ^c	<i>Imboonta i sar. (2007b)</i>	0,45 ^c
<i>Bizelis i sar. (2000)</i>	0,44 ^c	<i>Kasprzyk (2007)</i>	0,12 ^c 0,15 ^c
<i>Crump (2001)</i>	0,50 ^d	<i>Vukovic i sar. (2007)</i>	0,38 ^c
<i>Brkić (2002)</i>	0,46 ^a 0,64 ^a	<i>Cai i sar. (2008)</i>	0,68
<i>Vincek i sar. (2003)</i>	0,01 – 0,30 ^c	<i>Jones i sar. (2009)</i>	0,14 ^c 0,15 ^c 0,17 ^c
<i>Vuković (2003)</i>	0,45 ^c	<i>Szyndler – Nędza (2010)</i>	0,12 ^b 0,14 ^b 0,17 ^b
<i>Serenius i Stalder (2004)</i>	0,32 ^d 0,32 ^d	<i>Popovac i sar. (2014a)</i>	0,36 ^a
<i>Solanes i sar. (2004)</i>	0,53 ^c 0,64 ^c	<i>Popovac i sar. (2014b)</i>	0,26 ^a
<i>Nguyen i McPhee (2005)</i>	0,25 ^c	<i>Wongsakajornkit i Imboonta (2015)</i>	0,57 ^c 0,46 ^c
<i>Suzuki i sar. (2005)</i>	0,72 ^c		

❖ h^2 izračunat metodom: a – interklasna korelacija polusrodnika po ocu ili majci; b – interklasna korelacija na bazi višestruke klasifikacije podataka (hijerarhijska klasifikacija); c – REML model individue; d – REML model oca

2. 1. 4. Varijabilnost i naslednost dubine MLD – a (*m. longissimus dorsi* – a)

Dubina MLD – a spada u grupu osobina kvaliteta trupa svinja i pokazuje na indirektan način mesnatost grla, podrazumevajući da veće izmerene vrednosti ove osobine interpretiraju

i veću mesnatost grla pri jednakim debljinama leđne slanine. Sa druge strane dubina MLD – a zajedno sa debljinom slanine koja je izmerena na određenim tačkama na telu služi za izračunavanje procenta mesa u trupu živih grla, koji kao posebna osobina direktnije i preciznije pokazuje kvalitet svinjskih trupova.

Za merenje dubine MLD – a služe isti ultrazvučni aparati koji se koriste i za merenje debljine slanine. Merenje se obavlja u leđnom delu između 3. i 4. rebra od pozadi, 6 – 8 cm lateralno od medijalne linije.

Statistiki značajan uticaj *sezone kraja testa* definisane kao interakcije godine i meseca na dubinu MLD – a utvrdili su **Sobczynska i sar. (2013)**.

Ispitujući uticaj *genotipa* nazimica nekoliko čistih rasa i F1 meleza, **Gogić i sar. (2012)** su ustanovili da je ovaj faktor statistički značajno uticao na dubinu njihovog MLD – a na kraju performans testa, pri čemu su isti istraživači utvrdili manje vrednosti ove osobine kod čistorasnih nazimica švedskog landrasa i velikog jorkšira od 57,62 odnosno 57,61 mm u odnosu na nazimice F1 meleze ove dve rase čija je dubina MLD – a iznosila 57,64 odnosno 57,81 mm. Takođe statistički signifikantan uticaj genotipa na dubinu MLD – a u svojim istraživanjima utvrdili su **Bizelis i sar. (2000)** i **Kasprzyk (2007)**. Za razliku od prethodnih u istraživanjima koja su obavili **Brkić (1998 i 2002)** i **Radović i sar. (2012)** nije ustanovljen signifikantan uticaj genotipa na dubinu MLD – a performans testiranih svinja.

Analizirajući regresijski uticaj telesne mase nazimica na kraju performans testa na dubinu MLD – a **Gogić i sar. (2012)** nisu ustanovili signifikantnu promenu ove osobine sa povećanjem telesne mase na šta ukazuju vrednosti regresionih koeficijenta ($b = 0,009$ mm/kg; $b = 0,012$ mm/kg). U istraživanjima koja je obavio **Brkić (2002)** ustanovljeno je da se sa povećanjem telesne mase za 1 kg povećavala dubina MLD – a za 0,066 mm. **Szulc i sar. (2011)** su takođe ustanovili da se sa povećanjem završne telesne mase na kraju performans testa svinja statistički značajno povećavala dubina MLD – a, razvrstavši životinje u četiri grupe prema završnoj telesnoj masi (**I** < 110 kg: 55,0 mm; **II** 111 – 120 kg: 57,6 mm; **III** 121 – 130 kg: 60,9 mm; **IV** > 130 kg: 62,6 mm). Takođe značajno delovanje ovog uticaja u svojim istraživanjima utvrdila je i **Kasprzyk (2007)**. Za razliku od njih, u određenom broju istraživanja (**Brkić, 1998 i 2002**) izvršena je preliminarna korekcija ove osobine na odgovarajuću telesnu masu pa je potom ispitivana njena varijabilnost.

Ispitivanjem *direktnog aditivnog uticaja individue* definisanog kao slučajnog faktora, prilikom ispitivanja genetske varijabilnosti dubine MLD – a na kraju performans testa svinja u svojim istraživanjima bavili su se **Kasprzyk (2007)** i **Sobczynska i sar. (2013)**.

U dostupnoj literaturi nije pronađeno da je neko ispitivao slučajni *uticaj legla* u kome su nazimice rođene/gajene na varijabilnost dubine MLD – a svinja (nazimica).

Koeficijenti naslednosti za dubinu MLD – a prikazani u Tabeli 4, izuzev vrednosti koje su utvrdili **Bizelis i sar. (2000)**, ukazuju na nisku naslednost ove osobine, pri čemu se sve prikazane vrednosti nalaze u intervalu od 0,05 do 0,16. Sa druge strane **Bizelis i sar. (2000)** su ustanovili značajno veće vrednosti ovih koeficijenata koji ukazuju na srednju pa čak i visoku naslednost ove osobine u populaciji svinja u kojoj su obavili svoja istraživanja. Međutim ovo je relativno mali broj rezultata da bi se na osnovu njih mogao izvesti generalni zaključak o naslednosti ove osobine.

Tabela 4. Koeficijenti heritabiliteta (h^2) za dubinu MLD – a svinja (nazimica)

Autori	h^2	Autori	h^2
<i>Brkić (1998)</i>	0,08 ^a	<i>Kasprzyk (2007)</i>	0,12 ^c
<i>Bizelis i sar. (2000)</i>	0,51 ^c 0,37 ^c	<i>Szyndler – Nędza (2010)</i>	0,05 ^b 0,16 ^b
<i>Brkić (2002)</i>	0,11 ^a		

❖ h^2 izračunat metodom: a – interklasna korelacija polusrodnika po ocu ili majci; b – interklasna korelacija na bazi višestruke klasifikacije podataka (hijerarhijska klasifikacija); c – REML model individue; d – REML model oca

2. 1. 5. Varijabilnost i naslednost procenta mesa u trupu

Procenat mesa u trupu svinja predstavlja osobinu koja je nastala kao rezultat objedinjavanja tri osobine: debljine slanine u leđnom i slabinskom delu i dubine MLD – a u slabinskom delu. Pomoću odgovarajuće regresione jednačine koja je specifična za svaku populaciju svinja, a na osnovu ove tri prethodno navedene osobine, dobija se približan procenat mesa (mišićnog tkiva) u trupu svinja. Iz ovoga se može zaključiti da je vrednost ove osobine procenjena što znači da nije u potpunosti tačna, ali zbog vrlo jake i pozitivne korelacije između procenjene mesnatosti svinjskih trupova kod živih grla i mesnatosti koja je ustanovljena disekcijom svinjskih trupova (**Brkić 2002**), smatra se da ova osobina direktno opisuje mesnatost živih grla i kao takva je referentna da se na osnovu nje sprovodi selekcija svinja, a sve sa ciljem povećanja mesnatosti kod novih generacija životinja ove vrste. Ova osobina kvaliteta trupa veoma je često uključena u modele na osnovu kojih se sprovodi

selekcija nazimica i nerasta na kraju performans testa, na šta ukazuju i literturne reference predstavljene dalje u tekstu.

Signifikantno variranje procenta mesa u trupu performans testiranih nazimica (svinja) prouzrokovano *sezonom* kraja performans testa definisanom kao interakcija godine i meseca kraja testa u svojim istraživanjima utvrdili su **Nagy i sar. (2008)** i **Sobczynska i sar. (2013)**.

Procentat mesa u trupu nazimica (svinja) na kraju performans testa je osobina koja može biti uslovljena *genotipom*, jer postoje razlike u mesnatosti između različitih rasa pa čak i linija u okviru iste rase zavisno od toga u kom pravcu je selekcija sprovedena. Takođe, kada su u pitanju i sintetički genotipovi nastali kao rezultat ukrštanja različitih rasa očekuje se da usled ispoljavanja heterozis efekta ili usled različitih genetskih predispozicija roditeljskih rasa od kojih su nastali, genotip utiče na procenat mesa u trupu dobijenih meleza. Tako su **Nguyen i McPhee (2005)** ustanovili statistički značajnu razliku u procentu mesa u trupu kod performans testiranih svinja dve linije velikog jorkšira (Linija 1 - 58,54 %, Linija 2 - 56,08 %). Ispitujući varijabilnost procenta mesa u trupu na kraju performans testa nazimica švedskog landrasa i nazimica F1 meleza švedskog landrasa i velikog jorkšira **Brkić (1998)** je ustanovio statistički značajno veću mesnatost kod nazimica meleza od 53,91% u odnosu na nazimice čiste rase, čija je prosečna mesnatost iznosila 53,47 %. Signifikantan uticaj genotipa na procenat mesa u trupu nazimica u svojim istraživanjima utvrdili su još **Pham i sar. (2010)**. U istraživanjima koja su obavili **Brkić (2002)**, **Radović i sar. (2012)** i **Popovac i sar. (2014a)** nije ustanovljena statistički značajna varijabilnost ove osobine izazvana genotipom.

Biološki posmatrano sa porastom životinja i povećanjem njihove *telesne mase* dolazi do promene odnosa tkiva u strukturi njihovog prirasta, što dalje utiče na kvalitet njihovih trupova. Ova promena u strukturi njihovog prirasta podrazumeva povećanu sintezu masnog i smanjenu sintezu mišićnog tkiva, što za posledicu ima smanjenje procenta mesa u trupu. Tako su, ispitivanjem regresijskog uticaja telesne mase nazimica kod dve linije velikog jorkšira, **Kernerova i sar. (2006)** ustanovili da se procenat mesa u trupu ovih životinja smanjivao sa povećanjem njihove telesne mase, što su interpretirale negativne vrednosti utvrđenih regresionih koeficijenata ($b = -0,042$ i $-0,014$ %/kg). **Szulc i sar. (2011)** su takođe ustanovili da se procenat mesa u trupu svinja smanjivao sa povećanjem telesne mase, ali ovo smanjenje nije bilo statistički značajno. Ispitivanjem linearnog regresijskog uticaja mase na procenat mesa u trupu svinja (nazimica) na kraju performans testa u svojim istraživanjima bavili su se **Kasprzyk (2007)**, **Nagy i sar. (2008)** i **Wolf i Wolfová (2012)**. Za razliku od njih, u istraživanjima koja su prikazali **Brkić (1998 i 2002)**, **Szyndler – Nędza (2010)** i

Popovac i sar. (2014a) izvršena je preliminarna korekcija ove osobine na odgovarajuću telesnu masu, a potom je ispitivana njena varijabilnost.

Direktni aditivni uticaj individue na varijabilnost procenta mesa u trupu svinja (nazimica) koristeći REML metod u svojim istraživanjima ispitivali su **Solanes i sar. (2004)**, **Nguyen i McPhee (2005)**, **Kasprzyk (2007)**, **Nagy i sar. (2008)**, **Wolf i Wolfová (2012)** i **Sobczynska i sar. (2013)**.

U cilju što preciznije ocene varijansi i dobijanja što tačnijih koeficijenata heritabiliteta za procenat mesa u trupu u određenom broju istraživanja u modele na osnovu kojih je ispitivana varijabilnost i naslednost ove osobine kao slučajni uticaj uključeno je **leglo** u kome su nazimice rođene/gajene. Tako su **Nagy i sar. (2008)** ovim slučajnim faktorom objasnili 20 odnosno 25 % varijabilnosti ove osobine, a **Wolf i Wolfová (2012)** 8 odnosno 9 %. **Nguyen i McPhee (2005)** u svojim istraživanjima nisu ustanovili statistički značajni uticaj legla u kome su nazimice rođene/gajene pri ispitivanju varijabilnosti ove osobine.

Rezultati različitih istraživanja vezani za vrednosti koeficijenata heritabiliteta za procenat mesa u trupu svinja (nazimica) prikazani su u Tabeli 5. Iako osobine kvaliteta trupa, gde spada i ova osobina, imaju srednju naslednost, predstavljeni rezultati su vrlo oprečni pokazujući od niske pa do visoke naslednosti ove osobine, izlazeći široko iz intervala vrednosti od 0,20 do 0,50.

Tabela 5. Koeficijenti heritabiliteta (h^2) za procenat mesa u trupu svinja (nazimica)

Autori	h^2	Autori	h^2
Brkić (1998)	0,75 ^a	Nagy i sar. (2008)	0,23 ^c 0,28 ^c
Brkić (2002)	0,63 ^a	Szyndler – Nędza (2010)	0,10 ^b 0,19 ^b
Solanes i sar. (2004)	0,67 ^c	Wolf i Wolfová (2012)	0,32 – 0,38 ^a
Nguyen i McPhee (2005)	0,40 ^c	Popovac i sar. (2014a)	0,36 ^a
Kasprzyk (2007)	0,59 ^c 0,17 ^c		

❖ h^2 izračunat metodom: a – interklasna korelacija polusrodnika po ocu ili majci; b – interklasna korelacija na bazi višestruke klasifikacije podataka (hijerarhijska klasifikacija); c – REML model individue; d – REML model oca

2. 2. VARIJABILNOST I NASLEDNOST BROJA ŽIVOROĐENE PRASADI U LEGLU KRMAČA

Za razliku od prethodne grupe osobina, osobine veličine legla krmača kada je u pitanju domaća svinjarska proizvodnja uglavnom stagniraju ili imaju negativan trend. Razlozi za ovo mogu biti višestruki. Ove osobine imaju nisku naslednost gde koeficijenti heritabiliteta retko prelaze vrednost od 0,2 i na čije je ispoljavanje uticaj faktora okoline dominantan, pri čemu su prepoznavanje i determinacija ovih faktora veoma složeni (**Radojković i sar., 2014; Popovac i sar., 2014b**). Takođe, nepostojanje uniformne i ažurne matične evidencije predstavlja ozbiljan problem za primenu BLUP – AM metoda na kome se zasniva procena priplodne vrednosti svinja u zemljama koje su se približile biološkom maksimumu kada su osobine plodnosti ove vrste životinja u pitanju. Jedan od razloga je i relativno zatvorena populacija svinja u zemlji, gde je usled različitih organizaciono – tehničkih, ali i administrativnih ograničenja otežano osvežavanje krvi uvozom kvalitetnih priplodnih grla iz zemalja sa razvijenim svinjarstvom. Postoji veći broj osobina plodnosti krmača koje su uključene u različite odgajivačko – selekcijske programe, kao što su broj živorođene, mrtvorodene, ukupnorodene i odgajene prasadi u leglu, zatim masa legla pri rođenju i zalučenju, individualna masa prasadi pri rođenju i zalučenju, trajanje reprodukcionog ciklusa ili trajanje pojedinih faza reprodukcionog ciklusa i druge osobine. Od svih nabrojanih osobina najčešće uključivane osobine u procenu priplodne vrednosti krmača su broj živorođene i broj odgajene prasadi u leglu, jer one najdirektnije interpretiraju produktivnost krmače. Broj odgajene prasadi suštinski je najvažnija osobina plodnosti krmača, jer reprezentuje konačan rezultat tehnološke faze reprodukcije svinja, međutim usled široko rasprostranjenog postupka ujednačavanja legala različitih krmača koje su se oprasile u približno vreme ova osobina je druga po značaju, odmah iza broja živorođene prasadi (**Radojković, 2007**). Iz tog razloga broj živorođene prasadi ima primarni karakter u različitim odgajivačko – selekcijskim programima, što će biti slučaj i u ovom istraživanju. Broj živorođene prasadi u leglu može da varira pod uticajem brojnih faktora, koje je neophodno sagledati i uključiti u modele kako bi se što preciznije ocenila genetska komponenta varijanse, odnosno naslednost ove osobine. Faktori varijabilnosti ove osobine mogu biti: redosled prašenja, godina i sezona uspešnog pripusta ili prašenja, genotip krmače i legla, starost krmače pri prašenju, otac legla, otac krmače, trajanje prethodne laktacije, trajanje perioda od zalučenja prethodnog legla do uspešne oplodnje, leglo u kome je krmača rođena/gajena, permanentni uticaj krmače, aditivni uticaj krmače i drugi.

Brojni literaturni podaci u najvećem broju slučajeva nedvosmisleno ukazuju na to da se sa **redosledom prašenja** krmača menja i veličina njihovog legla. Ova promena podrazumeva povećanje veličine legla krmača od prvog do trećeg, četvrtog, petog ili šestog prašenja, nakon čega veličina legla blago i postepeno stagnira sa povećanjem rednog broja prašenja. Iz ovoga se jasno može zaključiti da posmatrajući veći broj krmača i ostvarene veličine legla u različitim paritetima najmanje leglo imaju prvopraskinje. Mlađe krmače (prvopraskinje i drugopraskinje) još uvek nisu završile porast pa samim tim ni njihov reproduktivni sistem nije u potpunosti razvijen i nije fizički (svojom zapreminom) u mogućnosti da obezbedi dovoljno prostora za normalan razvoj većeg broja fetusa, iako postoji mogućnost da plotkinje imaju visoku ovulacionu vrednost i visok broj formiranih embriona nakon oplodnje. Drugi razlog jeste taj da kod mlađih krmača još uvek nije dovoljno razvijen neuro – humoralni sistem koji putem odgovarajućih hormona utiče na ovulacionu vrednost krmača.

Dube i sar. (2012) ispitujući broj živorođene prasadi u leglu kod krmača južno afričke velike bele rase ustanovili su signifikantan uticaj redosleda prašenja na ovu osobinu. Oni ističu da najmanje leglo imaju prvopraskinje (9,71 živorođene prasadi), zatim drugopraskinje (10,41 živorođene prasadi) i jasno ukazuju na tendenciju povećanja legla do 4. odnosno 5. prašenja kada je prosečan broj živorođene prasadi u leglu iznosio 11,24. Do sličnih rezultata došli su i **Lukač i sar. (2014)** utvrdivši statistički signifikantno povećanje broja živorođene prasadi u leglu u intervalu od prvog do četvrtog prašenja. Najveća razlika u vrednosti ove osobine koju su utvrdili između uzastopnih prašenja bila je između prvog (8,96) i drugog prašenja (10,05), da bi se ta razlika znatno smanjila između drugog i trećeg prašenja (10,52) i sve više se smanjivala između uzastopnih prašenja, ukazujući na najveći efekat pariteta na veličinu prvog legla i potencijalnu mogućnost tretiranja ostalih pariteta kao jedne klase prilikom daljih analiza ove osobine. Statistički značajno povećanje broja živorođene prasadi od prvog do četvrtog prašenja u svojim istaživanjima utvrdili su i **González i sar. (2011)**, utvrdivši sledeće prosečne vrednosti ove osobine po paritetima: **1.** – 8,30, **2.** – 8,97, **3.** – 9,59, **4.** – 10,05, **5.** – 9,55, **6.** – 9,09, **7.** – 9,33. **Radojković (2007)** je ispitujući uticaj redosleda prašenja na broj živorođene prasadi u leglima krmača švedskog landras u prva dva prašenja, prva tri prašenja i svim prašenjima gde su treće i ostala prašenja objedinjena u jednu klasu, ustanovio statistički signifikantan uticaj redosleda prašenja na broj živorođene prasadi u leglu bez obzira koliko je pariteta bilo obuhvaćeno analizama. Takođe, isti autor je ustanovio da se na svim farmama koje su bile obuhvaćene istraživanjem bez izuzetka povećavala prosečna vrednost ove osobine kada je ona dobijena na osnovu prvog,

prva dva, prva tri i svih prašenja, ukazujući na tendenciju povećanja veličine legala od prvog ka prašenjima viših pariteta. Objedinivši treće i ostala prašenja u jednu klasu autor je ukazao na činjenicu da je uticaj ovog faktora na veličinu legla u prašenjima viših rednih brojeva minoran i da ne postoji uvek biološka opravdanost njihovog uključivanja kao takvih u modele na osnovu kojih se ispituje varijabilnost osobina veličine legla.

Statistički značajan efekat redosleda prašenja na broj živorođene prasadi u leglu u svojim istraživanjima utvrdili su **Tantasuparuk i sar. (2000)**, **Brkić (2002)**, **Chen i sar. (2003)**, **Vuković (2003)**, **Ehlers i sar. (2005)**, **Heusing i sar. (2005)**, **Radojković i sar. (2005)**, **Čechová i Tvrdoň (2006)**, **Luković (2006)**, **Luković i sar. (2006 i 2007)**, **Smith i sar. (2008)**, **Tretinjak i sar. (2009)**, **Tvrdoň i Humpolicek (2010)**, **Popovac i sar. (2012)**, **Vidovic i sar. (2012c)**, **Wolf i Wolfová (2012)**, **Humpolicek i sar. (2013)**, **Lukač (2013)**, **Nagné – Kiszlinger i sar. (2013)**, **Urankar i sar. (2013)**, **Cutshaw i sar. (2014)**, **Sasaki i sar. (2014)**, **Knecht i sar. (2015)** i **Savić (2015)**. Ono što je zajedničko za skoro sva navedena istraživanja u kojima je bila prikazana vrednost ove osobine po paritetima je to da su krmače maksimalnu plodnost iskazanu brojem živorođene prasadi u leglu dostigle u četvrtom ili petom prašenju. Za razliku od prethodno navedenih istraživanja u istraživanjima koje su obavili **Beličovski i sar. (1997)** i **Savić (2015)** nije ustanovljeno statistički značajno variranje broja živorođene prasadi u leglu izazvano redosledom prašenja.

Kada je u pitanju determinacija različitih uticaja i njihovo uključivanje u modele na osnovu kojih se ispituje varijabilnost osobina plodnosti svinja (krmača) može se reći da je postalo opšteprihvaćeno pravilo da se kao faktori varijabilnosti ovih osobina uključuju godina, sezona, mesec (pripusta ili prašenja) ili različite kombinacije, interakcije ovih uticaja. Koji će od ovih perioda biti uključen, zavisi pre svega od strukture i obima podataka na osnovu kojih se ispituje varijabilnost ovih osobina. Detaljan opis uticaja koji obuhvataju godine, sezone, mesece i njihove interakcije, kao i to šta ovi uticaji podrazumevaju, objašnjen je u ovom poglavlju, u potpoglavlju "Varijabilnost i naslednost životnog dnevnog prirasta". U cilju što preciznije determinacije uticaja različitih perioda, a uslovima kada to obim podataka dozvoljava, uključivanje *sezona* (pripusta ili prašenja) definisano interakcijom godine i meseca, značajno doprinosi većim vrednostima koeficijenta determinacije i tačnijoj oceni genetskih parametara (**Malovrh i sar., 1998**). Ovako definisanje sezone podrazumeva onoliki broj nivoa ovog faktora koliko ukupno ima meseci u čitavom ispitivanom periodu i zahteva dovoljan broj ponavljanja ovog uticaja po svakom nivou. Pitanje koje se često postavlja kada je reč o ispitivanju uticaja sezone ili meseca na veličinu legla je da li je bolje ispitivati uticaj sezone ili meseca pripusta, ili ispitivati uticaj sezone ili meseca prašenja na varijabilnost ove

osobine. Poznavajući i uvažavajući principe biostatističkih analiza najbolje bi bilo ispitati uticaje i sezone pripusta i sezone prašenja i u konačan model na osnovu koga se ispituje varijabilnost osobina uključiti uticaj one sezone (pripusta ili prašenja) kojom se bolje objašnjava (veća vrednost koeficijenta determinacije) postojeća varijabilnost ispitivane osobine. Međutim, biološki posmatrano, po određenom broju istraživača sezona pripusta može ispoljiti veći uticaj na veličinu legla u odnosu na sezonu prašenja. Značajniji uticaj sezone pripusta u odnosu na sezonu prašenja ogleda se tome što je u sezoni pripusta veći uticaj klimatskih parametara, ishrane, socijalnih faktora, načina pripusta i drugih na kvalitet semena nerasta, kao i na ispoljavanje estrusa, ovulacionu vrednost, broj formiranih i preživelih embriona krmače, što su svakako jedni od najznačajnijih faktora sezonskog karaktera koji limitiraju veličinu legla. Sa druge strane sezona prašenja predstavlja samo momenat u kome se navedeni događaj desio i ne može ispoljiti tako jak uticaj na veličinu legla pri rođenju kao što je to slučaj sa sezonom pripusta. Uticaj ovako definisane sezone može se posmatrati kroz kratkotrajne i dugotrajne promene u broju živorođene prasadi, ali i drugih osobina veličine legla kod krmača. Kratkotrajne promene su uglavnom posledica spoljašnje temperature i njenog uticaja na mikroklimu u objektima i vezane su za određene mesece unutar godine i imaju periodičan tok, što podrazumeva slično variranje osobine u istim kalendarskim mesecima, ali u različitim godinama. Karakteristika krmača i nazimica koje su osemenjene (pripuštene) u letnjim mesecima je da usled pada apetita i slabije konzumacije hrane (period visoke temperature vazduha) imaju manje leglo, a samim tim i manji broj živorođene prasadi u leglu, jer u tom periodu plotkinje teže ulaze u estrus, imaju manju ovulacinu vrednost i slabije preživljavanje embriona, što je posledica deficita energije u njihovom organizmu. Pored toga, u letnjim mesecima je smanjen i kvalitet semena kod nerasta, što takođe utiče na broj formiranih embriona, a kasnije i na broj živorođene prasadi u leglu. Dugotrajne promene u veličini legla posmatrane po ovako definisanim sezonama mogu biti posledica kontinuiranog selekcijskog rada, ali i promena u tehnologiji proizvodnje, te drugih faktora kao što su ishrana, mikroklimatski uslovi i drugi (**Tretinjak i sar., 2009**).

Statistički značajan uticaj sezone uspešnog pripusta definisane interakcijom godine i meseca na broj živorođene prasadi u leglu u svojim istraživanjima utvrdili su **Logar (2000)**, **Urankar i sar. (2004)**, **Luković (2006)**, **Luković i sar. (2006 i 2007)**, **Radojković (2007)** i **Tretinjak i sar. (2009)**.

U različitim analizama varijabilnosti broja živorođene prasadi u leglu, a koje obuhvataju veći broj genotipova krmača, uobičajeno je da se *genotip* krmače analizira kao potencijalni faktor varijabilnosti ove osobine. Posmatrajući najznačajnije čiste rase svinja na

kojima se zasniva globalna svinjarska proizvodnja, može se videti da se one dele na plodne mesnate rase (veliki jorkšir, švedski landras, danski landras, norveški landras) i izrazito mesnate rase (durok, pietren, hempšir, belgijski i nemački landras), a sve u zavisnosti od toga u kom je pravcu išao proces selekcije i oplemenjivanja kod pojedinih rasa. Treba istaći da su se kod svih navedenih rasa unapređivale, kako osobine porasta i kvaliteta trupa, tako i osobine veličine legla, samo što je akcenat kod plodnih mesnatih rasa bio na osobinama plodnosti, a kod izrazito mesnatih rasa na osobinama porasta i kvaliteta trupa. Takođe treba naglasiti da i u okviru iste grupe rasa postaje razlike u plodnosti između pojedinih rasa. Iako je danas najmanji broj priplodnih krmača čiste rase koje se koriste u proizvodnji i svinjarska proizvodnja se zasniva na krmačama melezima, značaj čistih rasa jeste u tome što one predstavljaju osnovu (nukleus u odgajivačkoj piramidi) za stvaranje meleza i linija, i iz tog razloga najveća pažnja u selekcijskom smislu se posvećuje upravo životinjama čistih rasa. Kao što je to već prethodno istaknuto, osobine veličine legla među kojima je i broj živorođene prasadi u leglu, imaju nisku naslednost, tako da se kod ovih osobina može ispoljiti relativno visok heterozis efekat kod krmača meleza (**Chen i sar., 2003; Đedović, 2015**) i za očekivati je da ovakve životinje imaju veći broj živorođene prasadi u leglu u odnosu na prosek roditeljskih rasa ili linija. Heterozis efekat je rezultat delovanja dominantnih gena koji se nalaze na različitim lokusima i njihove interakcije, a manifestuje se kroz superiornost hibridnih genotipova, koja je rezultat povećanja njihove heterozigotnost i koja naročito utiče na bolje vrednosti kvantitativnih osobina i to najviše onih sa niskim heritabilitetom. Ono što je karakteristično za savremenu svinjarsku proizvodnju jeste to da se ona bazira manjim delom na plotkinjama čistih rasa, a većim delom na plotkinjama F1 melezima najčešće nastalim kao rezultat ukrštanja roditelja iz grupe plodnih mesnatih rasa (veliki jorkšir, švedski landras...). Na ovaj način kod dobijenih krmača meleza ispoljava se ne samo individualni heterozis efekat nego i materinski heterozis efekat koji se naročito ogleda u boljim vrednostima osobina plodnosti. Iako su današnje najznačajnije rase svinja uglavnom nastale u dugotrajnom procesu selekcije koji traje i danas, selekcijski napredak kod osobina plodnosti i to naročito osobina veličine legla koji se ostvari po jednoj generaciji je nizak zbog malog aditivnog uticaja gena odgovornih za ispoljavanje ovih osobina i iz tog razloga se vrši u veoma visokom procentu ukrštanje rasa ili linija kako bi se kod ovako dobijenih krmača iskoristio heterozis efekat koji predstavlja alternativu aditivnom efektu koji je slabo izražen kod ove grupe osobina. Ovome u prilog idu i rezultati koje su u svojim istraživanjima izneli **Filho i sar. (2005)** koji su ustanovili da kod jedne linije velikog jorkšira u Brazilu kod koje je vršena kontinuirana selekcija u dugogodišnjem periodu na osnovu različitih grupa osobina,

godišnji genetski progres za broj živorođene prasadi u leglu iznosio je svega 0,028 živorođene prasadi. Ako se uzme u obzir da je generacijski interval kod svinja u proseku nešto manji od dve godine i da je genetski progres po generaciji koji se ostvari negde oko 0,05 živorođene prasadi, jasno se može zaključiti da je potrebno oko 20 generacija da bi se veličina legla povećala za jedno živorođeno prase. Upravo iz ovih razloga vrši se ukrštanje različitih genotipova kako bi se za kratko vreme dobile produktivnije krmače.

Ispitujući uticaj genotipa krmače na broj živorođene prasadi u leglu kod pet genotipova (veliki jorkšir, švedski landras, dve kombinacije F1 meleza ove dve rase, komercijalni hibrid) **Lukač i sar. (2014)** su ustanovili statistički značajno variranje ove osobine pod uticajem ovog faktora. Oni su utvrdili da najmanje živorođene prasadi u leglu imaju krmače rase veliki jorkšir 9,44, a najviše krmače rase švedski landras 10,12, dok su krmače F1 melezi ove dve rase imale 9,78 odnosno 9,72 živorođene prasadi u svojim leglima. Takođe statistički značajnu razliku u broju živorođene prasadi u svojim istraživanjima utvrdili su i **Tantasuparuk i sar. (2000)**, utvrdivši 9,7 živorođene prasadi u leglu kod landras krmača, odnosno 9,1 kod krmača velikog jorkšira. **Tretinjak i sar. (2009)** su utvrdili statistički značajan efekat genotipa na broj živorođene prasadi u leglu kao i to da krmače melezi imaju veće leglo za oko 0,5 prasadi u odnosu na krmače tzv. majčinskih rasa (velikog jorkšira, švedskog i nemačkog landrasa) i objasnili to ispoljavanjem heterozis efekta. **Luković i sar. (2007)** ispitujući broj živorođene prasadi u leglu kod čistorasnih krmača švedskog landrasa (SL), velikog jorkšira (VJ) i nemačkog landrasa (NL) i krmača F1 meleza ovih rasa ustanovili su da krmače čistih rasa imaju manje leglo mereno brojem živorođene prasadi (9,70; 9,52; 9,32) u odnosu na krmače F1 meleze ovih rasa (VJxSL 9,96; SLxVJ 9,94; NLxVJ 9,75), što je svakako rezultat heterozis efekta koji je ostvaren kod plotkinja meleza.

Statistički značajan uticaj genotipa krmače na varijabilnost broja živorođene prasadi u leglu u svojim istraživanjima utvrdili su još **Vuković (2003)**, **Ehlers i sar. (2005)**, **Luković (2006)**, **Luković i sar. (2006)**, **Popovac i sar. (2012)**, **Lukač (2013)**, **Cutshaw i sar. (2014)** i **Knecht i sar. (2015)**. U istraživanjima koja su obavili **Vuković (1998)** i **Brkić (2002)** nije ustanovljena statistički značajna varijabilnost broja živorođene prasadi u leglu plodnih mesnatih rasa i njihovih F1 meleza izazvana genotipom.

U cilju što preciznije ocene komponenti varijanse prilikom ispitivanja genetske varijabilnosti osobina veličine legla uključivanje *oca legla* kao faktora varijabilnosti ovih osobina može da doprinese tačnijoj oceni genetskih parametara. Otac legla na njegovu veličinu može uticati kvalitetom svoga semena, koji opet može biti uslovljen njegovim genotipom, starošću, intezitetom uzimanja semena, hranidbenim i ambijentalnim uslovima,

genetskim predizpozicijama i sl. (Savić, 2015). Sa druge strane, otac legla može svojom genetskom (ne)superiornošću uticati na preživljavanje i otpornost formiranih embriona, a kasnije i fetusa, što kao krajni rezultat može imati veći broj živorođene i vitalne prasadi u leglima superiornijih očeva. Uticaj oca legla na broj živorođene prasadi u leglu u svojim istraživanjima uključili su **Chen i sar. (2003)**, **Holm i sar. (2004)**, **Ehlers i sar. (2005)**, **Luković (2006)**, **Luković i sar. (2006 i 2007)**, **Tvrđon i Humpolicek (2010)**, **Humpolicek i sar. (2013)**, **Urankar i sar. (2013)** i **Savić (2015)**.

Trajanje *intervala od zalučenja legla do prve uspešne oplodnje* krmače može ispoljiti uticaj na na veličinu narednog legla (**Radojković, 2007**). Iako ispoljenost ovog uticaja zavisi od niza drugih faktora, on na neki indirektan način predstavlja njihovo združivanje i pri tome je lako i jednostavno utvrditi njegovu numeričku vrednost izraženu u danima. Pored analize delovanja ovog intervala, može se ispitivati i uticaj intervala od zalučenja legla do pojave prvog estrusa na veličinu narednog legla. Interval zalučenje – estrus direktnije može opisati veličinu narednog legla u odnosu na interval zalučenje – oplodnja, jer je on u većoj meri uslovljen kondicijom krmače, njenim energetske bilansom i nivom i odnosom pojedinih hormona koji su presudni za ovulacionu vrednost krmače, a samim tim i veličinu narednog legla. Za razliku od njega, interval zalučenje – oplodnja pored navedenih uticaja podrazumeva i neke druge kao što su: dužina trajanja estrusa, kvalitet i kvantitet semena kojim se vrši oplodnja, način osemenjavanja, blagovremeno otkrivanje estrusa, blagovremeno osemenjavanje, ljudski faktor i drugo. To sve može ispoljiti nepovoljan uticaj na veličinu narednog legla i kod krmača sa visokom ovulacionom vrednošću i na taj način, objedinjavajućisve navedene uticaje, delovanje ovog faktora (interval zalučenje – oplodnja) učiniti nejasnim. Međutim, kako je utvrđivanje estrusa nekada složeno, naročito kada je velika koncentracija krmača na jednom mestu, dešava se da se, usled velikog broja životinja, pojave tihog estrusa i nedovoljne angažovanosti i obučenosti lica koja se brinu o životinjama, kod izvesnog broja plotkinja ne registruje estrus i zbog toga ovaj interval ne može poslužiti uvek kao reprezentativan pokazatelj varijabilnosti veličine narednog legla.

U svojim istraživanjima **Luković (2006)** je utvrdio da krmače osemenjene između 1. i 5. dana nakon zalučenja legla imaju veći broj živorođene prasadi u sledećem leglu nego krmače osemenjene između 6. i 10. dana nakon zalučenja. Objašnjenje za ovo moglo bi se naći u navodima koje su prikazali **Kemp i sar. (1996)**, **Stevrnik i sar. (1999)** i **Belstra i sar. (2001)**, koji ističu da kod krmača sa kraćim intervalom zalučenje – estrus sam estrus traje duže i obrnuto, što može da rezultira većim brojem uginulih neoplođenih jajnih ćelija i manjim brojem živorođene prasadi u leglu. Ove činjenice posebno dobijaju na značaju ako se

uzme u obzir da se na većini farmi primenjuje isti postupak osemenjavanja krmača, bez obzira na dužinu trajanja intervala zalučenje – estrus i da se kao posledica toga javlja da se ponekad ne poklapa vreme inseminacije (0 – 24 časa pre ovulacije) i ovulacije. Poznavajući neke biološke zakonitosti vezane za reprodukciju ove vrste, manje leglo kod plotkinja koje su kasnije osemenjene ne može biti samo posledica većih uginuća neoplođenih jajnih ćelija, nego je to i posledica dužeg trajanja intervala zalučenje – estrus kao rezultata slabije kondicije krmače i njenog slabijeg energetskog bilansa, što sve utiče na manju ovulacionu vrednost, a kasnije i manji broj živorođene prasadi u leglu. **Savić (2015)** je ispitujući uticaj trajanja intervala zalučenje – oplodnja na broj živorođene prasadi u leglima drugo i trećepraskinja parenih sa nerastima različitih rasa, utvrdio statistički značajno variranje ove osobine kod drugopraskinja parenih sa nerastima švedskog landrasa i duroka i kod trećepraskinja parenih sa nerastima velikog jorkšira, dok isti autor nije ustanovio statistički značajan efekat ovog intervala na ovu osobinu kod drugopraskinja parenih sa nerastima velikog jorkšira i trećepraskinja parenih sa nerastima švedskog landrasa i duroka. Razvrstavši interval zalučenje – oplodnja u klase, isti autor navodi da su bez obzira na kombinaciju parenja najmanje leglo (9,22; 8,76; 9,68) imale krmače koje su oplodene šestog dana po zalučanju prethodnog legla, a da su značajno veće leglo imale krmače koje su oplodene u prvih pet, odnosno sedmog i više dana po zalučanju prethodno. U istraživanjima koje su obavili **Petrović i sar. (2003)** interval zalučenje – oplodnja posle zalučanja prvog i drugog legla je statistički značajno uticao na broj živorođene prasadi u sledećem prašenju.

Statistički značajan uticaj trajanja intervala od zalučanja legla krmače do oplodnje u svojim istraživanjima utvrdile su i sledeće grupe autora: **Urankar i sar. (2004)**, **Luković (2006)**, **Luković i sar. (2006 i 2007)** i **Radojković (2007)**. Za razliku od prethodnih u istraživanju koje su prikazali **Urankar i sar. (2013)** nije ustanovljen uticaj intervala zalučenje – oplodnja na broj živorođene prasadi u narednom leglu krmača, objašnjavajući to ekstenzivnim sistemom proizvodnje u kome su krmače gajene, gde je usled produžene laktacije varijabilnost ovog perioda bila izuzetno mala.

Dužina trajanja prethodne laktacije može da utiče na veličinu narednog legla, pa samim tim i na broj živorođene prasadi u leglu. U toku laktacije dolazi do involucije materice, pri čemu je onemogućena ovarijalna aktivnost plotkinja u ovom periodu (**Radojković, 2007**). Involucija materice se završava u periodu od 20 do 30 dana posle prašenja, pa duže trajanje laktacije od 30 dana uglavnom ne ispoljava značajan uticaj na veličinu narednog legla ili može ispoljiti negativan uticaj, tako što produžena laktacija može prouzrokovati lošiju kondiciju krmače, a samim tim i njenu smanjenu ovulacionu vrednost.

Sa druge strane kraće trajanje laktacije od dve nedelje može da dovede do toga da usled nepotpune involucije materice bude smanjena implantacija embriona i povećana embrionalna smrtnost što kao krajnji rezultat može imati manje leglo u narednom prašenju.

Luković i sar. (2006) ispitujući regresijski uticaj prethodne laktacije na broj živorođene prasadi u sledećem leglu kod krmača viših pariteta na tri farme, ustanovili su statistički značajno povećanje broja živorođene prasadi u sledećem prašenju, kojem su predhodile duže laktacije. Na ovaj zaključak ukazuju i pozitivni regresioni koeficijenti koje su autori ustanovili u intervalu od 0,016 do 0,035, u zavisnosti od toga na kojoj su farmisprovedena istraživanja. U zavisnosti od trajanja laktacije su bile podeljene u tri klase (**I**: 1 – 17 dana, **II**: 18 – 31 dana i **III**: 32 – 50 dana) pri čemu su autori izračunali regresione koeficijente unutar svake klase na svim farmama i ustanovili najveće vrednosti regresionih koeficijenata unutar druge klase (0,037 – 0,040) sa izuzetkom treće farme gde je najveća vrednost regresionog koeficijenta (0,048) bila u okviru treće klase. Ako se uzme u obzir da je svega 1,46% krmača na trećoj farmi imalo laktaciju u okviru treće klase, može se izvesti zaključak da je optimalno trajanje laktacije sa aspekta veličine narednog legla od 18 do 31 dan. **Smith i sar. (2008)**, ispitujući broj živorođene prasadi u sledećem leglu kod dve grupe krmača, gde je kod jedne grupe laktacija trajala 15, a kod druge 20 dana, nisu ustanovili statistički značajnu promenu ove osobine u zavisnosti od dužine trajanja laktacije. Jedno od objašnjenja za ovo je možda u tome da je trajanje laktacije od 15 i 20 dana suviše kratko da bi se reproduktivni sistem krmače u potpunosti stabilizavao i bio spreman za sledeću koncepciju, koja bi rezultirala većim leglom prilikom narednog prašenja.

Statistički značajan regresijski uticaj trajanja prethodne laktacije na broj živorođene prasadi u sledećem leglu u svojim istraživanjima utvrdili su **Urankar i sar. (2004)**, **Luković (2006)**, **Luković i sar. (2007)** i **Radojković (2007)**. Nasuprot njihovim istraživanjima, u istraživanjima koje su prikazali **Urankar i sar. (2013)** nije ustanovljena statistički značajna promena broja živorođene prasadi u leglu u zavisnosti od dužine trajanja prethodne laktacije.

Starost pri prašenju može ispoljiti uticaj na reproduktivne performanse krmače. Ovaj faktor se može posmatrati sa dva aspekta i to kao hronološka i kao fiziološka starost. Hronološka starost predstavlja starost grla u danima, mesecima ili godinama prilikom prašenja, dok fiziološka starost predstavlja broj uspešnih reprodukcioničkih ciklusa (**Radojković, 2007**). Hronološka i fiziološka starost se kod različitih krmača vrlo često ne poklapaju, pa tako životinje istog uzrasta mogu imati različit broj ostvarenih reprodukcioničkih ciklusa. Hronološka starost donekle podrazumeva sličan uticaj kao i redosled prašenja, naročito kad su prašenja sa većim rednim brojem u pitanju, dok kod prvih i drugih prašenja

ovaj uticaj podrazumeva i nivo fizičke i fiziološke spremnosti krmača istih pariteta i njihov uticaj na veličinu narednog legla. Primera radi, prvopraskinje oprasene u različitom uzrastu neće imati istu veličinu prvog legla, pa samim tim paritet prašenja u ovom slučaju ne može objasniti dinamiku promene veličine legla. Na ovo ukazuju i rezultati do kojih su u svojim istraživanjima došli **Popovac i sar. (2014b)**, koji su ustanovili povećanje broja živorođene prasadi u leglu prvopraskinja sa povećanjem njihove starosti, interpretirajući to pozitivnim koeficijentom linearne regresije koji je iznosio 0,02 živorođena praseta po danu. Poznavajući biološke principe sa starošću krmača povećava se i veličina njihovog legla, ali je dinamika tog povećanja iz pariteta u paritet sve manja i manja, tako da u jednom trenutku (4. ili 5. prašenje) dostiže maksimalnu vrednost, nakon čega počinje postepeno da opada sa starošću krmače. Iz ovog razloga, definisanje uticaja starosti kao kvadratne regresije najbolje objašnjava dinamiku promene veličine legla krmača kada je kvadratni regresijski uticaj starosti krmače pri prašenju ugnježđen u okviru rednog broja prašenja (**Urankar i sar., 2004; Luković, 2006; Luković i sar., 2006 i 2007; Radojković, 2007; Radojković i sar., 2014**). Ovako definisan uticaj starosti pri prašenju uvažava navedenu biološku zakonitost povećanja legla do određene starosti, a potom i smanjenja njegove veličine sa daljim povećanjem starosti krmače. Prethodno navedeni autori preporučuju da se treće i ostala prašenja tretiraju kao jedna klasa, jer smatraju da dinamika promena u trećem i ostalim prašenjima nije tako izražena i da se ove promene kod trećeg i ostalih prašenja mogu objasniti jedinstvenom krivom kvadratne regresije.

Uticaj starosti krmače pri prašenju definisan linearnom ili kvadratnom regresijom, u svojim istraživanjima uključili su i sledeći autori: **Chen i sar. (2003), Vuković (2003), Holm i sar. (2004), Filho i sar. (2005), Wolf i Wolfová (2012), Urankar i sar. (2013), Sobczynska i sar. (2013) i Radojković i sar. (2014)**.

Uključivanje *direktnog aditivnog uticaja individue* danas je postala standardna procedura u selekciji svinja, bez obzira koje su osobine u pitanju. Detaljnije objašnjenje šta podrazumeva ovaj uticaj dato je u ovom poglavlju, u potpoglavlju Varijabilnost i naslednost životnog dnevnog prirasta. Upotreba metodologije mešovutih modela, koja se zasniva na korišćenju matrice srodstva i primeni REML metoda omogućuje da se utvrdi precizan genetski doprinos u realizaciji neke osobine. Ovaj genetski doprinos, odnosno heritabilitet (koeficijent naslednosti) je kod reproduktivnih osobina nizak i uglavnom se izračunate vrednosti ovog parametra kod ove grupe osobina kreću u intervalu od 1 do 20%. Direktni aditivni uticaj individue u ispitivanju varijabilnosti broja živorođene prasadi u leglu krmača u svojim istraživanjima uključili su **Chen i sar. (2003), Vuković (2003), Holm i sar. (2004)**,

Urankar i sar. (2004 i 2013), Ehlers i sar. (2005), Filho i sar. (2005), Heusing i sar. (2005), Luković (2006), Luković i sar. (2006 i 2007), Radojković (2007), Dube i sar. (2012), Wolf i Wolfová (2012), Nagyné – Kiszlinger i sar. (2013), Radojković i sar. (2014), Sobczynska i sar. (2013) i Engblom i sar. (2016).

Slučajni *uticaj legla u kome su krmače rođene/gajene* doprinosi preciznijoj oceni genetskih parametara osobina, naročito kada su u pitanju osobine veličine legla. Ove osobine karakteriše niska determinacija uticaja koji prouzrokuju njihovu varijabilnost i u ukupnoj determinisanoj varijabilnosti slučajnog dela modela, učešće efekta legla u kome su krmače rođene/gajene veoma je značajno (Radojković i sar., 2014). Detaljnije objašnjenje ovog uticaja dato je u ovom poglavlju, u potpoglavlju Varijabilnost i naslednost životnog dnevnog prirasta. Radojković (2007) je u svojim istraživanjima slučajnim efektima objasnio od 12 do 15 % ukupne varijabilnosti broja živorođene prasadi u leglima krmača, pri čemu je efekat legla u kome su krmače rođene/gajene u ukupnoj varijabilnosti osobine učestvovao od 0,2 do 2,8 %. Iz ovih rezultata se jasno vidi značaj doprinosa legla u kome su plotkinje rođene/gajene u ukupnoj determinisanoj varijabilnosti ove osobine. Ovaj uticaj u svojim istraživanjima ispitivali su sledeći istraživači koji su utvrdili prikazane relativne udele ovog izvora varijabilnosti u ukupnoj varijabilnosti broja živorođene prasadi u leglu: Logar (2000) 2 %, Vuković (2003) 2 – 5 %, Urankar i sar. (2004) 0 – 2 %, Luković (2006) 2 – 3 %, Luković i sar. (2007) 1 – 4 %, Radojković (2007) 1 – 3 %, Urankar i sar. (2013) 0 %, Engblom i sar. (2016) 0 – 4 %. Efekat legla u kom su krmače rođene/gajene u svojim istraživanjima uključili su još Filho i sar. (2005), Luković i sar. (2006) i Radojković i sar. (2014).

U cilju što preciznije ocene genetskih parametara, a kada su u pitanju osobine koje se više puta ponavljaju u toku proizvodnog života krmača (model ponovljivosti – repeatability model), preporučljivo je u model na osnovu koga se ispituje varijabilnost osobina uključiti kao slučajni *uticaj permanetne okoline plotkinje* koju ona pruža svojim leglima. Ovaj uticaj podrazumeva da svaka plotkinja u većoj ili manjoj meri oblikuje okolinu svojim leglima, i da je sličnost okoline legla veća između legala iste plotkinje u odnosu na sličnost okoline legala različitih krmača. Ovaj uticaj se sastoji od negenetskih i genetskih uticaja i prisutan je tokom čitavog proizvodnog života plotkinje, pri čemu ga ne treba mešati sa aditivnim genetskim uticajem, niti sa uticajem legla u kome su krmače rođene/gajene. On podrazumeva pored genetskih faktora i čitav niza faktora okoline kao što su zdravstveno stanje potencijalne plotkinje, položaj na hijerarhijskoj lestvici u grupi, otpornost ili prijemčivost za različita oboljenja i sve one uticaje koji su specifični za svako grlo u periodu od rođenja potencijalne

Tabela 6. Koeficijenti heritabiliteta (h^2) za broj živorođene prasadi u leglu

Autori	h^2	Autori	h^2
<i>Logar (2000)</i>	0,13 ^{b 1}	<i>Radojković (2007)</i>	0,05 - 0,08 ^{b sp}
<i>Crump (2001)</i>	0,07 ^{c 1,4} 0,16 ^{c 2} 0,22 ^{c 3} 0,14 ^{c 5}	<i>Radojković (2007)</i>	0,06 - 0,16 ^{a 1} 0,06 - 0,11 ^{a 1-2} 0,07 - 0,10 ^{a 1-3} 0,07 - 0,12 ^{a sp}
<i>Brkić (2002)</i>	0,18 ^{a 1} 0,16 ^{a 1-2} 0,12 ^{a 1-3}	<i>Dube i sar. (2012)</i>	0,07 ^{b sp}
<i>Chen i sar. (2003)</i>	0,08 - 0,10 ^{b sp}	<i>Popovac i sar. (2012)</i>	0,12 ^{a sp}
<i>Vuković (2003)</i>	0,04 - 0,16 ^{b sp}	<i>Vidović i sar. (2012c)</i>	0,10 ^{a 1-5}
<i>Holm i sar. (2004)</i>	0,07 ^{d sp}	<i>Wolf i Wolfová (2012)</i>	0,13 - 0,19 ^{b 1} 0,13 - 0,16 ^{b 2+}
<i>Urankar i sar. (2004)</i>	0,09 - 0,11 ^{b sp}	<i>Lukač (2013)</i>	0,10 ^{a sp}
<i>Ehlers i sar. (2005)</i>	0,15 ^{b sp}	<i>Nagyné-Kiszlinger i sar. (2013)</i>	0,06 - 0,09 ^{b sp}
<i>Heusing i sar. (2005)</i>	0,14 ^{b 1} 0,11 ^{b 1} 0,18 ^{b 2-10} 0,16 ^{b 2-10}	<i>Urankar i sar. (2013)</i>	0,08 ^{b sp}
<i>Radojković i sar. (2005)</i>	0,08 ^{a 1} 0,13 ^{a 1-2} 0,11 ^{a 1-3}	<i>Popovac i sar. (2014b)</i>	0,17-0,18 ^{a 1}
<i>Luković (2006)</i>	0,10-0,11 ^{b sp}	<i>Engblom i sar. (2015)</i>	0,09 ^{b 1} 0,07 ^{b 2} 0,07 ^{b 3} 0,13 ^{b 4}
<i>Luković i sar. (2007)</i>	0,06 ^{b 2} - 0,10 ^{b 10}	<i>Savić (2015)</i>	0,12 ^{a sp}

❖ h^2 izračunat metodom: a – interklasna korelacija polusrodnika po ocu ili majci; b – REML model individue; c – REML model oca; d – Gibbs sampling method (Bejzijan pristup)

❖ 1, 2, 3,.....10 – redni broj prašenja na osnovu koga je izračunat heritabilitet; 2+ - drugo i ostala prašenja; sp – sva prašenja

krmače do njenog prvog prašenja, a nisu opisani nekim drugim faktorom. Smatra se da se ovaj uticaj oblikuje u toku života nazimice i to u periodu od njenog rođenja do njenog prvog prašenja, (Radojković, 2007). Isti autor navodi da se ovim uticajem objašnjava od 5 do 10%

varijabilnosti broja živorođene prasadi u leglu. U različitim istraživanjima ovim uticajem je objašnjen sledeći procenat varijabilnosti broja živorođene prasadi u leglu: **Chen i sar. (2003)** 6 – 8 %, **Urankar i sar. (2004)** 6 – 8 %, **Ehlers i sar. (2005)** 0 %, **Luković (2006)** 3 – 5 %, **Luković i sar. (2007)** 4 – 12 %, **Wolf i Wolfová (2012)** 3 – 5 %, **Nagyné – Kiszlinger i sar. (2013)** 6 %, **Urankar i sar. (2013)** 10 %, **Radojković i sar. (2014)** 4 – 7 %. Uticaj permanetne okoline plotkinje na varijabilnost broja živorođene prasadi u leglu u svojim istraživanjima još su uključili: **Heusing i sar. (2005)**, **Luković i sar. (2006)**, **Radojković (2007)**, **Dube i sar. (2012)** i **Wolf i Wolfová (2012)**.

U Tabeli 6 su prikazani koeficijenti heritabiliteta za broj živorođene prasadu u leglu utvrđeni u različitim istraživanjima. Gotovo svi prikazani koeficijenti ukazuju na nisku naslednost ove osobine, pri čemu je najveći broj ovih koeficijenata naslednosti u intervalu od 0,05 do 0,15. Ovako niska naslednost ove osobine ukazuje na dominantan uticaj negenetskih faktora na njenu varijabilnost. Takođe treba naglasiti da su koeficijenti heritabiliteta prikazani u Tabeli 6 uglavnom vezani za plodne mesnate rase i njihove meleze, kao i to da postoje značajne razlike u njihovim vrednostima ustanovljenim u različitim paritetima, ali i tome da li su koeficijenti ustanovljeni na osnovu jednog ili više pariteta.

2. 3. VARIJABILNOST I NASLEDNOST OSOBINA DUGOVEČNOSTI KRMAČA

Osobine dugovečnosti krmača još uvek nisu dovoljno ili uopšte zastupljene u odgajivačko – selekcijskim programima shodno njihovom značaju, jer posedovanje dugovečnih ženskih priplodnih grla sa visokom životnom proizvodnjom danas predstavlja težnju komercijalnih proizvođača svinja, imajući u vidu da povećanje dužine iskorišćavanja krmača u jednom zapatu smanjuje investicije u proizvodnju putem smanjenja procenta zamene matičnog dela zapata. Pored toga, zapati sa većom dužinom iskorišćavanja, odnosno sa nižim procentom izlučenih krmača, imaju veću godišnju produktivnost zbog manjeg udela prvopraskinja za koje se zna da imaju manju plodnost u poređenju sa starijim krmačama. Prema tome, unapređenje dugovečnosti ženskih priplodnih grla utiče na rentabilnost svinjarske proizvodnje (**Stadler i sar., 2004; Engblom i sar., 2009; Hoge i Bates, 2011; Sevón – Aimonen i Uimari, 2013**). S obzirom na navedeno, selekcija na dugovečnost danas predstavlja izazov za odgajivače priplodnih grla koji svoju pažnju nisu do skora usmeravali na ovu osobinu, a pre svega zbog njenog direktnog uticaja na produženo trajanje

generacijskog intervala, kao i kompleksnosti i složenosti ocene varijansi i kovarijansi ovih osobina koje ne karakteriše normalna raspodela.

Postoji više definicija dugovečnosti krmača, pri čemu svaka definicija dugovečnosti podrazumeva „sposobnost krmača da se zadrže u zapatu što je moguće duže i da pri tome njihova reproduktivna efikasnost bude na nivou prihvatljivom od strane odgajivača“. Tako se dugovečnost definiše kao: dužina produktivnog života (dužina iskorišćavanja) i predstavlja vremenski period od izbora, prve oplodnje ili prašenja jedne nazimice do zalučenja njenog poslednjeg legla ili do njenog izlučenja iz zapata ili samo kao starost krmače pri izlučenju iz zapata (dužina života). Takođe, može biti iskazana brojem legala oprашenih u toku produktivnog života ili brojem proizvedene prasadi (živorođene, mrtvorodene, ukupnorodene ili odgajene) u toku produktivnog života (životna produktivnost). Pored toga neki istraživači dugovečnost definišu i kao rizik da će krmača preživeti određenu starost, prašenje ili proizvesti određeni broj prasadi.

Ovu grupu osobina karakteriše niska naslednost, pokazala su istraživanja grupe autora (**Meszaros i sar., 2010** i **Nikkila i sar., 2013**), gde koeficijenti heritabiliteta retko prelaze vrednost od 20 %. Na njeno ispoljavanje deluju kako genetski tako i veliki broj negenetskih faktora.

Ono što je jedna od osnovnih karakteristika osobina dugovečnosti jeste to da one nemaju normalnu raspodelu (**Vukasinovic i sar., 2001; Meszaros i sar., 2010 i Raguz, 2012**). Shodno ovome, primena linearnih metoda na kojima se zasniva procena priplodne vrednosti najznačajnijih vrsta domaćih životinja u analizi osobina dugovečnosti je ograničena (**Vukasinovic i sar., 1997**), ali se i dalje koristi u određenoj meri. Naime, kada je ova grupa osobina u pitanju postoje dva pristupa pri njihovoj analizi, od kojih i jedan i drugi pristup imaju svoje prednosti i svoje nedostatke. Prvi pristup kako je to već rečeno zasniva se na upotrebi mešoviten linearnih modela, dok je u osnovi drugog pristupa, metod analize preživljavanja (*Survival analysis*).

Analiza preživljavanja je opšti metod koji istražuje i pokušava da proceni vreme za koje će se neki događaj desiti i ona je prvenstveno korišćena u brojnim istraživanjima iz oblasti medicine, ekonomije, sociologije, demografije i dr. Kada je reč o primeni analize preživljavanja u istraživanjima biološkog karaktera, osnovna funkcija ovog metoda jeste predviđanje momenta smrti, po čemu je metod i dobio ime. Međutim kako je u stočarskoj proizvodnji smrt životinje neprihvatljiva sa aspekta ekonomičnosti, onda je analiza preživljavanja “oruđe” za procenu momenta kada životinja više nije u mogućnosti da

proizvodi ili njena proizvodnja nije više rentabilna. Ključna pitanja na koja analiza preživljavanja pokušava da pruži odgovore su:

- Koji deo populacije će preživeti (biti sposoban i rentabilan za proizvodnju) određeni vremenski uzrast?
- Od životinja koje su preživele, kojim intenzitetom će one uginjavati (biti isključene)?
- Da li se u analizu može uključiti veći broj uzroka uginjavanja (isključenja)?
- Da li određene okolnosti i u kojoj meri mogu uticati na povećanje ili smanjenje verovatnoće preživljavanja (neisključenja)?

Analiza preživljavanja ima dve bitne prednosti u odnosu na linearne modele, a to su cenzurisanje nepotpunih zapisa i uključivanje vremenski zavisnih varijabli. Pod pojmom cenzurisanja u analizi preživljavanja podrazumeva se upotreba rezultata koje su životinje ostvarile, a da se pri tome ne zna početna tačka kada je životinja počela da proizvodi i ne zna se vreme i nivo proizvodnje do određenog trenutka (levo cenzurisanje) odnosno početka analiziranog perioda, ili se ne zna dugovečnost životinje ma kako ona bila definisana, jer je grlo proizvodilo i nakon kraja analiziranog perioda (desno cenzurisanje) (**Raguž i sar., 2014**). Sa aspekta ispitivanja dugovečnosti krmača veći značaj ima desno cenzurisanje, jer sva grla uključena u analizu započinju proizvodnju u različitim i poznatim trenucima, ali sva grla ne završavaju proizvodnju na kraju analiziranog perioda i ta grla predstavljaju tzv. cenzurisani deo populacije. Jedna od prednosti analize preživljavanja jeste upravo to što se prilikom analize dugovečnosti uzimaju u obzir i rezultati koje je ostvario ovaj cenzurisani deo populacije, kod koga se stvarna dugovečnost ne zna, nego je ona najčešće definisana određenim rizikom, koji se menja kroz vreme.

Vremenski zavisne varijable čiji uticaj je moguće ispitati i uključiti u analizu preživljavanja podrazumevaju one uticaje koji se pojavljuju, menjaju i ponavljaju kroz vreme. Uvažavanje vremenski zavisnih varijabli omogućuje detaljan i precizan opis varijabilnosti u jedinici vremena koja dovodi do promene postojećeg stanja u neko novo stanje (pojava bolesti, izlučenje, uginuće, ...) (**Raguž, 2012**). Ovo podrazumeva uključivanje onoliko varijanti nekog uticaja koliko ih je bilo u toku života životinje, tako na primer uticaj veličine stada definisan kao vremenski zavisan uticaj na osobine dugovečnosti, moguće je uključiti kao sve varijante koje su se javile u toku analiziranog perioda, pa tako ako je veličina stada varilala na dnevnom nivou, u ovoj analizi kao uticaj hipotetički je moguće uključiti svakodnevnu varijantu ovog uticaja u analizi osobina dugovečnosti. Vremenski zavisne varijable predstavljaju vrlo snažan instrument u modeliranju korišćenjem metoda

proporcionalnih rizika, međutim one imaju dva značajna nedostatka. Prvi nedostatak je to što u određenim slučajevima može doći do toga da se prilikom analize uticaja vremenski zavisnih varijabli mogu doneti pogrešni zaključci. Naime, kod najproduktivnijih krmača pojava različitih reproduktivnih problema i bolesti je i najučestalija kao rezultat značajno slabije kondicije koja je rezultat visoke proizvodnje, pri čemu visoka proizvodnja štiti krmaču od izlučenja bez obzira na njenu narušenu dalju reproduktivnu efikasnost i pojavu bolesti, koje često utiču na to da krmača više nije sposobna i rentabilna za dalju proizvodnju. Drugi nedostatak je taj, kako navodi **Raguž, (2012)** što je izračunavanje vrlo složeno, pa komercijalni statistički programi mogu biti vrlo neučinkoviti kada su u pitanju ove vremenski zavisne varijable, čak i kada se radi o manjim bazama podataka. Ovo je u određenoj meri prevaziđeno kada su **Ducrocq i Sölkner (1994)** kreirala programski paket *Survival kit v3.1*, koji je omogućio ispitivanje uticaja vremenski zavisnih varijabli i na velikom broju životinja i koji je usavršavan u narednom periodu u pogledu kapaciteta podataka koji se mogu obraditi.

Metode koje se koriste u analizi preživljavanja su zasnovane na stanovištu verovatnoće i one ispituju vremenske trenutke u kojima se odvijaju određeni događaji, koji su posledica slučajnih procesa. U osnovi analize preživljavanja je funkcija preživljavanja, koja ima svoju distribuciju verovatnoće i koja je različita u zavisnosti od primenjenog modela. Distribucija verovatnoće najčešće je opisana kroz tri matematičke funkcije: funkciju preživljavanja, funkciju gustine verovatnoće i funkciju rizika (**Allison, 1995**). Najveći značaj ima funkcija preživljavanja koja pokazuje verovatnoću da će se određeni događaj desiti nakon nekog vremena, odnosno ona pokazuje procenat grla (krmača) koji će ostati u proizvodnji nakon određenog vremena.

Postoji nekoliko metoda istraživanja kod analize preživljavanja, a najvažnije su: životne tablice, Kaplan – Majer metoda (*Kaplan – Meier method*), Koksov regresijski model (*Cox Regression Model*) i metod proporcionalnih rizika (*proportional hazards regression*). Za istraživanja koja se bave problematikom dugovečnosti domaćih životinja najveći značaj imaju Koksov regresijski model i metod proporcionalnih rizika.

Koksov regresijskih model naziva se još i semiparametrijski metod koji veoma jednostavno uključuje vremenski zavisne varijable koje se menjaju kroz vreme u analizi preživljavanja. Međutim ovaj metod ima određena ograničenja i zbog toga je u analizi preživljavanja i proceni rizika bolje koristiti prave parametarske metode kakav je metod proporcionalnih rizika (**Allison, 1995**). Razlog za ovo leži u navodima **Vukasinovic i sar. (1999)** koji kažu da prilikom genetskih vrednovanja Koksovim – metodom kod velikih populacija životinja na nacionalnom nivou i šire, sa uključivanjem većeg broja vremenski

zavisnih varijabli sa većim brojem nivoa može doći do složenih i veoma često neuspešnih proračuna u izračunavanju regresionih koeficijenata.

Metod proporcijalnih rizika često se koristi u istraživanjima dugovečnosti domaćih životinja. Najprikladnija forma osnovne hazardne funkcije kod ovog metoda je Wejbul (*Weibull*) raspodela. U Wejbul regresijskom modelu (*Weibull Regression Model*), osnovna hazardna funkcija opisana je pomoću dva parametra, i to funkcijom rizika i linearnom funkcijom skupa fiksnih faktora, koji definišu skalu i oblik navedene funkcije. Prednost upotrebe Wejbul raspodele u analizi dugovečnosti je u jednostavnosti njene funkcije preživljavanja u kombinaciji s njenom fleksibilnošću. Wejbul regresija može modelirati konstantan ($\rho=1$), rastući ($\rho>1$) te opadajući ($\rho<1$) rizik. Dodatna prednost Wejbul modela je njegova jednostavna ugradnja u mešovite modele preživljavanja koji mogu sadržati i korelirane slučajne uticaje kao što je srodstvo između životinja (**Raguž, 2012**). Isti autor navodi da se: “Modeli proporcionalnih rizika mogu proširiti na način da uvažavaju slučajne (genetske) uticaje. Takvi mešoviti modeli u literaturi se nazivaju „*frailty*“ modelima. „*Frailty*“ član opisuje genetski uticaj koji multiplikativno utiče na rizik svake jedinke ili grupe jedinki da bude isključena”. Takođe treba istaći da Wejbul raspodela ima mogućnost oponašanja normalne i eksponencijalne raspodele (**Weibull, 1951**). Pored ovih u analizi preživljavanja koristi se još log – normalna, gama i generalizovana gama raspodela.

“Trenutno u analizi preživljavanja upotreba individualnog modela životinje gotovo je nemoguća na nivou velikih nacionalnih genetskih vrednovanja, prvenstveno zbog nedostatka računarskih kapaciteta” (**Raguž, 2012**). Isti autor navodi da upotreba modela oca koja zahteva manje računarske performanse daje zadovoljavajuće rezultate u utvrđivanju genetskih parametara osobina dugovečnosti, koji su relevantni u daljoj proceni priplodne vrednosti domaćih životinja. Za razliku od ovih navoda u istraživanjima koja su objavili **Meszaros i sar. (2010)**, gde je bilo obuhvaćeno nekoliko desetina hiljada krmača i gde su računati genetski parametri osobina dugovečnosti modelom životinje i različitim varijantama modela oca, primena modela životinje je bila sasvim moguća i u nekima slučajevima je dala značajno preciznije rezultate, što interpretiraju značajno manje vrednosti greške heritabiliteta dobijene u modelu životinje u odnosu na ostale modele.

Zahvaljujući prednostima analize preživljavanja u odnosu na linearne modele u izračunavanju genetskih parametara, koeficijenti heritabiliteta osobina dugovečnosti dobijeni u analizi preživljavanja imaju uglavnom veće vrednosti u odnosu na iste dobijene primenom linearnih modela (**Serenius i Stalder, 2004; Raguž, 2012; Raguž i sar., 2014**). Ove veće vrednosti su posledica preciznijeg modeliranja, jer analiza preživljavanja mogućava

uključivanje nekih uticaja (vremenski zavisne varijable) koji doprinose preciznijoj oceni genetskih parametara u odnosu na linearne modele, kada je ova grupa osobina u pitanju.

2. 3. 1. Varijabilnost i naslednost dužine produktivnog života

Pod produktivnim životom krmače podrazumeva se period od prvog prašenja do njenog izlučenja iz proizvodnje ili do njenog uginuća. Takođe određeni broj istraživača produktivni život krmače definiše i kao period od prve oplodnje krmače do njenog izlučenja ili kao period od prvog do poslednjeg prašenja.

Ovo je osobina koja interpretira dugovečnost krmače i veće vrednosti ove osobine doprinose boljoj sveobuhvatnoj oceni krmače, ako su osobine dugovečnosti obuhvaćene selekcijom. Međutim, posmatrajući sa aspekta ekonomičnosti proizvodnje, veće vrednosti ove osobine u nekim slučajevima mogu biti neprihvatljive. To praktično znači da krmače koje imaju duže reprodukcione cikluse i krmače koje duže ostaju u stadu posle zalučenja poslednjeg legla u nadi da će ponovo koncipirati i ostati dalje u proizvodnji, mogu biti bolje ocenjene u odnosu na neke produktivnije krmače, iako je njihova produktivnost značajno manja. Sa druge strane osnovna pretpostavka od koje se polazi kada je ova osobina u pitanju je da duži produktivni život krmače podrazumeva i njenu veću produktivnost, jer u proizvodnim uslovima sve one krmače kod kojih je narušena (neprihvatljiva) reproduktivna efikasnost biće isključene iz stada voljom odgajivača, iako su one biološki sposobne da nastave dalje život. Na ovaj način u većoj ili manjoj meri prevazilazi se prethodno navedeni problem nerealnog ocenjivanja krmača na osnovu dužine produktivnog života. Takođe, kada je ova osobina u pitanju jako je bitna jedinstvena i blagovremena odluka kada krmaču treba isključiti iz proizvodnje, kako se ne bi povećavao ovaj neproduktivni period ili period smanjene produktivnosti krmače u toku njenog produktivnog života i kako njena dugovečnost iskazana kroz ovu osobinu ne bi bila u negativnoj i slaboj korelaciji sa njenom produktivnošću.

Kako osobine dugovečnosti direktno proizilaze iz reproduktivnih osobina tako i njihova varijabilnost može biti prouzrokovana istim ili sličnim faktorima, pa će dalje u pregledu literature pored nekih drugih faktora biti razmatrani oni uticaji i onako definisani kao i kod broja živorođene prasadi, prikazani u prethodnom potpoglavlju. Faktori koji mogu prouzrokovati varijabilnost dužine produktivnog života krmače, a zavisno od primenjenog metodološkog postupka ispitivanja varijabilnosti su: genotip krmače, ostvareni rezultati u

performans testu (trajanje testa, deljina slanine i sl.), sezona prve koncepcije/prašnja ili sezone koncepcija/prašnja, starost pri prvom prašnju, veličina prvog legla ili veličina legala, dužina prve laktacije ili dužina laktacija, dužina prvog intervala zalučenje oplodnja ili dužina intervala zalučenje oplodnja, leglo u kome je krmača rođena/gajena, aditivni uticaj krmače i drugi.

Genotip krmače može uticati na dužinu njenog produktivnog života, pokazali su u istraživanju **Hall i sar. (2002)**, koji navode da krmače primitivne masne rase svinja (meishan) imaju u proseku produktivni život od 778 dana koji je značajno duži u odnosu na krmače rase durok, kod kojih je produktivni život trajao 674 odnosno 639 dana. U istraživanjima koja su obavili **Meszaros i sar. (2010)** koji su posebno ispitivali dugovečnost krmača velike bele rase i krmača landras rase, ustanovljene su veće prosečne vrednosti ove osobine kod landras krmača (595 dana) u odnosu na krmače velike bele rase (503 dana). **Heusing i sar. (2005)** navode da je produktivni život kod krmača velike bele rase trajao 705 dana, a krmača nemačkog landrasa 646 dana. Takođe, posebno analizirajući varijabilnost dužine produktivnog života krmača finskog landrasa, velike bele rase i njihovih F1 meleza **Serenius i sar. (2006)** su utvrdili sledeće vrednosti ove osobine po navedenim genotipovima: 466, 438 i 539. Poznavajući neke opšte principe o nasleđivanju kod svinja za očekivati je da krmače melezi imaju duži produktivni život u odnosu na krmače čistih rasa ili linija, kao rezultat ispoljavanja heterozis efekta koji je izražen kod nisko naslednih osobina gde prema većini istraživača spadaju i osobine dugovečnosti. Ovo su donekle potvrdila i istraživanja koja su prikazali **Apostolov i sar. (2013)**, gde su ustanovili da krmače domaće bele rase (Bugarska) imaju statistički značajno kraći produktivni život (932 dana) u odnosu na krmače meleze plodnih mesnatih rasa (971 dan), međutim, isti autori su ustanovili statistički značajno veće vrednosti ove osobine kod krmača Poljske velike bele rase (1098 dana) i krmača Istočno Balkanske masne rase (1316 dana). Statistički značajan efekat genotipa na dužinu produktivnog života krmača u svojim istraživanjima ustanovili su i **Nikkilä i sar. (2013)**.

Rezultati koje nazimice ostvare u *performans testu* mogu ispoljiti uticaj na njihovu dugovečnost kada one postanu krmače, koji kao takvi prilikom analize osobina dugovečnosti u velikoj meri uključuju sve one uticaje koji su uticali na njihovu varijabilnost (osobine porasta i kvaliteta trupa). Takođe, vrednosti osobina iz performans testa mogu biti i indirektni pokazatelji dugovečnosti krmača. Uticaji iz performans testa nazimica na osobine dugovečnosti u analizama najčešće se uključuju kao linearni regresijski ili kao klase formirane na osnovu prosečne vrednosti uticaja i standardne devijacije (4 ili 6 klasa).

U istraživanju koje su obavili **Serenius i Stalder (2007)** i **Hoge i Bates (2011)** ustanovljeno je da uzrast na kraju testa nazimica korigovan na 100 kg odnosno 113 kg telesne mase statistički značajno utiče na dužinu njihovog produktivnog života. Posmatrajući to kroz funkciju rizika autori su došli do zaključka da nazimice koje pre dostignu telesnu masu od 100 kg odnosno 113 kg imaju veći rizik od isključenja, odnosno njihov produktivni život kao krmača je kraći u odnosu na nazimice koje su ostvarile veće vrednosti ove osobine porasta. Za razliku od prethodnih istraživanja, u istraživanjima **Stalder i sar. (2005)** nije ustanovljen statistički značajan efekat uzrasta na kraju performans testa nazimica na dužinu njihovog produktivnog života.

Debljina slanine nazimica na kraju performans testa može uticati na njihovu dugovečnost. Biološki posmatrano za očekivati je da nazimice sa većim vrednostima ove osobine imaju i duži produktivni život, jer debljina slanine svakako pokazuje sposobnost ili nesposobnost nazimica da kada postanu krmače stvaraju telesne rezerve koje su iskazane kroz kondiciju, a koja je jedan od osnovnih uzroka isključenja iz proizvodnje. Naime, slabija telesna kondicija je veoma često uzrok različitih reproduktivnih problema krmača, zbog čega se takve krmače smatraju nerentabilnim i isključuju iz priploda čime se završava njihov produktivni život. **Hoge i Bates (2011)** navode da je debljina slanine performans testiranih nazimica ispoljila značajan efekat na dužinu njihovog produktivnog života, i to tako da su nazimice sa debljom slaninom imale manji rizik od isključenja iz proizvodnje, odnosno duži produktivni život. Statistički značajan efekat delovanja debljine slanine nazimica na kraju performans testa na dužinu njihovog produktivnog života u svojim istraživanjima nisu ustanovili: **Yazdi i sar. (2000)**, **Stalder i sar. (2005)** i **Serenius i Stalder (2007)**.

Sezona oplodnje kako je to već rečeno kod broja živorođene prasadi u leglu može uticati na ovu osobinu, a kako osobine dugovečnosti direktno proizilaze iz reproduktivnih osobina onda je sasvim opravdano ispitivanje ovog uticaja i na osobine dugovečnosti. U ovom radu iz prethodno navedenih razloga, sezona je definisana kao interakcija godine i meseca oplodnje, međutim u dostupnoj literaturi nije pronađen ovako definisan uticaj na ovu grupu osobina. Iz tog razloga biće razmatrani slično definisani uticaji na osobine dugovečnosti prikazani u različitim literaturnim izvorima. Kada su u pitanju linearni modeli onda se uglavnom ispituje uticaj sezone prve oplodnje ili prvog prašenja, dok se metodologijom analize preživljavanja koja omogućuje uključivanje vremenski zavisnih varijabli, ispituje uticaj sezona svih oplodnji ili svih prašenja. **Guo i sar. (2001)** navode da je sezona prve oplodnje definisana interakcijom godine i godišnjeg doba statistički značajno uticala na dužinu produktivnog života krmača landras rase. **Wongsakajornkit i Imboonta**

(2015) su ustanovili da interakcija godine i četveromesčnog perioda prve oplodnje ispoljava statistički značajno dejstvo na dužinu produktivnog života krmača jorkšir i landras rase. U istraživanjima **Sobczynska i sar. (2013)** ispitan je uticaj sezone prvog prašenja definisan interakcijom godine i meseca na dužinu produktivnog života krmača poljskog landrasa i poljske velike bele rase i ustanovljen je statistički značajan efekat delovanja ovog uticaja. Ovako definisana sezona prvog prašenja se u velikoj meri poklapa sa na isti način definisanom sezonom pripusta i u velikoj meri podrazumeva istu specifičnost delovanja. Na ovaj način definisan uticaj sezone oplodnje ili prašenja može pokazati efekte selekcije u ispitivanom periodu na vrlo sličan način kao i godina ili interakcija godine i godišnjeg doba (kvartala). **Stalder i sar. (2005)** su ustanovili da godina prvog prašenja ispoljava značajan efekat na dužinu produktivnog života krmača. **Engblom i sar. (2008 i 2009)** su koristeći analizu preživljavanja za procenu rizika i ocenu genetskih parametara dužine produktivnog života krmača kao vremenski zavisnu varijablu uključili mesece prašenja i ustanovili signifikantno delovanje ovog uticaja.

Uzrast pri prvom prašenju krmače ili uzrast pri prvoj oplodnji nazimice može se posmatrati kao jedinstven uticaj, jer period između ova dva događaja (bremenitost) ima malu varijabilnost (najčešće $114 \pm 2-3$ dana). Kako je to objašnjeno u prethodnom potpoglavlju, najveći uticaj na reproduktivne osobine ima uzrast pri prvoj oplodnji ili prašenju krmače, da bi sa narednim oplodnjama ili prašenjima njegov uticaj slabio i postajao minoran i iz tog razloga smatra se da je uticaj prve oplodnje ili prašenja najizraženiji na osobine dugovečnosti koje su uslovljene reproduktivnim performansama krmače, i kao takav najčešće se uključuje u analize. Ovaj uticaj najčešće se uključuje kao linearna regresija ili ređe kao uticaj klase, u koju su nazimice svrstane na osnovu starosti pri prvom prašenju ili oplodnji. **Yazdi i sar. (2000)**, **Serenius i Stalder (2007)**, **Engblom i sar. (2008 i 2016)** i **Hoge i Bates (2011)** su ustanovili statistički značajan uticaj starosti pri prvom prašenju na dužinu produktivnog života krmača, navodeći da mlađe prvopraskinje imaju duži produktivni život. Do sličnih rezultata došli su i **Meszaros i sar. (2010)**, sa tom razlikom što su oni ustanovili da izuzetno mlade prvopraskinje (mlađe od 44 nedelje) imaju najveći rizik od isključenja, odnosno imaju značajno kraći produktivni život. **Sobczynska i sar. (2013)** su utvrdili da je uzrast pri prvom prašenju krmače statistički značajno uticao na ovu osobinu, navodeći da povećanje vrednosti uzrasta pri prvom prašenju za 10 dana skraćuje produktivni život krmače za 6,6 dana. Značajan efekat uzrasta pri prvom prašenju na varijabilnost ove osobine utvrdili su i **Serenius i Stalder (2004)**, **Stalder i sar. (2005)** i **Wongsakajornkit i Imboonta (2015)**.

U cilju što preciznije ocene varijabilnosti osobina dugovečnosti kao potencijalni izvor njihove varijabilnosti mogu biti ispitane osobine veličine legla. Na koji način će osobine veličine legla biti definisane kao uticaji i uključene u modele na osnovu kojih se ispituje varijabilnost osobina dugovečnosti, zavisi od metodologije analize koja se primenjuje. U linearnim modelima najčešće se ispituje uticaj veličine prvog legla meren brojem **živorođene prasadi**, koji može biti definisan kao klasa, kao fenotipska vrednost ili kao linearno regresijski uticaj. Takođe određeni broj istraživača pored ovog uticaja ispituje i uticaj veličine poslednjeg legla. Razlog za ovo leži u tome što treba odabrati veličinu onog legla koje imaju sve krmače i koje samim tim daje najbolje rezultate u predikciji, jer u suprotnom kada bi se uključile kao posebni uticaji (vremenski nezavisne varijable) vrednosti osobina veličine legla koje su životinje ostvarile u svim prašenjima, došlo bi do opterećenosti metodološkog postupka sa prevelikim brojem uticaja. Sa druge strane, tamo gde metodologija analize dozvoljava uključivanje vremenski zavisnih varijabli u sam proces analize, može se uključiti kao jedinstven najčešće fiksni uticaj, fenotipska vrednost ili kao klasa te vrednosti veličina legla koje su krmače ostvarile u različitim prašenjima. Upravo to uključivanje vremenski zavisnih varijabli predstavlja prednost analize preživljavanja, što zagovornici ovog metoda objašnjavaju preciznijom determinacijom varijabilnosti osobina upotrebom ovoga metodološkog postupka.

Posmatrajući veličinu prvog legla i njen uticaj na dužinu produktivnog života u svojim istraživanjima **Serenius i Stalder (2007)** i **Hoge i Bates (2011)** su ustanovili značajno povećanje dužine produktivnog života krmača sa većim brojem živorođene prasadi u prvom leglu, objašnjavajući da prvopraskinje sa većim leglom mereno brojem živorođene prasadi u njemu imaju manji rizik od isključenja. **Meszaros i sar. (2010)** pokazujući kroz funkciju rizika uticaj broja živorođene prasadi u različitim prašenjima na dugovečnost krmača velike bele rase ustanovili su sa manjim izuzecima da krmače sa većim brojem živorođene prasadi u leglu imaju manji rizik od isključenja, odnosno duži produktivni život. Statistički značajan efekat broja živorođene prasadi u prvom prašenju na dužinu produktivnog života krmača u svojim istraživanjima ustanovili su **Yazdi i sar. (2000)** i **Sobczynska i sar. (2013)**.

Savremena svinjarska proizvodnja podrazumeva skraćeno **trajanje laktacije** u odnosu na period kada svinjarska proizvodnja nije imala industrijski karakter. Rano odbijanje prasadi je danas uobičajen deo tehnološkog procesa reprodukcije i odgajivanja svinja, koji podrazumeva najčešće trajanje laktacije od 21 do 28 dana. Dužina laktacije u velikoj meri može uticati na dugovečnost krmača i to tako da skraćena laktacija negativno utiče na dužinu produktivnog života (**Stalder i sar., 2004**). **Xue i Dial (1995)** navode da krmače koje su

imale kratke laktacije imaju veće šanse da budu isključene iz proizvodnje u odnosu na krmače koje su imale duže laktacije. Krmače sa kraćim laktacijama, kako je to već rečeno, mogu imati manje naredno leglo, a kako je veličina legala jedan od ključnih faktora koji određuje dugovečnost krmače, onada je sasvim razumljivo što krmače sa kraćim laktacijama imaju i kraći produktivni život. U svojim istraživanjima **Hoge i Bates (2011)** nisu ustanovili značajno variranje produktivnog života krmača pod uticajem dužine prve laktacije.

Tabela 7. Koeficijenti heritabiliteta (h^2) za dužinu produktivnog života krmača

Autori	h^2	Autori	h^2
<i>Yazdi i sar. (2000)</i>	0,11 - 0,27 ^f	<i>Apostolov i sar. (2013)</i>	0,13 ^a
<i>Serenius i Stalder (2004)</i>	0,16 ^f 0,17 ^f 0,05 ^c 0,10 ^c	<i>Nikkilä i sar. (2013)</i>	0,14 ^b 0,12 ^d
<i>Heusing i sar. (2005)</i>	0,19 ^b 0,17 ^b 0,16 ^b 0,10 ^b	<i>Sevon – Aimonen i Uimari (2013)</i>	0,08 ^b 0,10 ^b
<i>Serenius i sar. (2006)</i>	0,04 - 0,09 ^c	<i>Sobczynska i sar. (2013)</i>	0,10 ^b
<i>Serenius i Stalder (2007)</i>	0,25 ^f	<i>Wongsakajornkit i Imboonta (2015)</i>	0,15 ^b 0,11 ^b
<i>Engblom i sar. (2009)</i>	0,04 ^b 0,05 ^b 0,06 ^f 0,12 ^f	<i>Engblom i sar. (2016)</i>	0,06 ^b
<i>Meszaros i sar. (2010)</i>	0,08 ^e 0,05 ^e 0,14 ^f 0,07 ^f		

❖ h^2 izračunat metodom: a – interklasna korelacija polusrodnika po ocu ili majci; b – REML model individue; c – REML model oca; d – Gibbs sampling method (Bejzijan pristup); e - Analiza preživljavanja model individue (Vejbul raspodela); f – Analiza preživljavanja model oca (Vejbul raspodela)

Interval zalučenje – oplodnja krmača utiče na dužinu njihovog produktivnog života navode **Engblom i sar. (2008)**. Uključivši ovaj interval kao vremenski zavisnu varijablu oni

su ustanovili da najmanji rizik od izlučenja odnosno kraćeg produktivnog života imaju krmače kod kojih je ovaj interval trajao od 5 do 7 dana u odnosu na krmače sa kraćim od 5 i dužim od 7 dana intervalom zalučenje – oplodnja.

Direktni aditivni uticaj individue u analizi varijabilnosti dužine produktivnog života se veoma često ispituje, mada kod određenih metodoloških postupaka, a kako je već to ranije navedeno, postoje određena ograničenja. U svojim istraživanjima za ocenu varijabilnosti ove osobine koristeći model životinje, koji podrazumeva ocenu aditivne genetske varijanse i utvrđivanje heritabiliteta uz upotrebu matrice srodstva, bavili su se **Heusing i sar. (2005)**, **Engblom i sar. (2009)**, **Meszaros i sar. (2010)**, **Nikkilä i sar. (2013)**, **Sevon – Aimonen i Uimari (2013)**, **Sobczynska i sar. (2013)** i **Engblom i sar. (2016)**.

Leglo rođenja kao slučajni uticaj pri ispitivanju varijabilnosti dužine produktivnog života krmača, u svojim istraživanjima, uključile su sledeće grupe istraživača i njime objasnile određeni udeo ukupne fenotipske varijabilnosti ove osobine: **Serenius i sar. (2006)** 2 – 6 % i **Engblom i sar. (2016)** 1 %.

U Tabeli 7 su prikazani koeficijenti heritabiliteta za dužinu produktivnog života krmača, utvrđeni različitim metodološkim postupcima i primenom različitih modela, predstavljeni u dostupnim literaturnim izvorima. Većina prikazanih koeficijenata heritabiliteta je u okvirima vrednosti između 0,02 i 0,20, ukazujući na nisku naslednost ove osobine. Takođe, na osnovu prikazanih vrednosti može se zaključiti da su one značajno veće kada je heritabilitet računat metodom analize preživljavanja, u odnosu na primenu linearnih modela, što zagovornici analize preživljavanja navode kao ključnu prednost ovog metoda u oceni genetskih parametara osobina dugovečnosti, objašnjavajući veće vrednosti ovih koeficijenata kao posledicu preciznijeg modeliranja prilikom ocene genetskih parametara kod ove grupe osobina.

2. 3. 2. Varijabilnost i naslednost ukupnog broja prašenja

Ukupan broj prašenja u toku produktivnog života krmače spada u grupu osobina dugovečnosti, jer dugovečnije krmače sasvim razumljivo imaju i veći broj prašenja, odnosno legala. Ova osobina se vrlo često u literaturi nalazi u grupi tzv. osobina životne produktivnosti krmača. Kao i kod prethodne osobine, i broj prašenja u toku života krmače je osobina koja zavisi od njenih reproduktivnih performansi, pa samim tim sve one krmače kod kojih je reproduktivna efikasnost prihvatljiva od strane odgajivača u uzastopnim prašenjima,

proizvođiće i biće u stadu, što će rezultirati njihovom boljom dugovećnošću iskazanom na ovaj naćin. Dalje u ovom potpoglavljju biće razmatrani svi oni uticaji iz dostupnih literaturnih referenci kao i kod prethodne osobine dugovećnosti.

U istraživanjima koja su obavili **Nikkilä i sar. (2013)** ustanovljeno je da *genotip* statistićki znaćajno utiće na ukupan broj prašenja krmaća u toku njihovog produktivnog života. Oni su analizirali između ostalih osobina i ovu kod dve sintetićke linije svinja nastale na bazi plodnih mesnatih rasa i utvrdili prosećnu dugovećnost iskazanu kroz ukupan broj pariteta od 3,57. Do istog zakljućaka su došli i **Rodriguez – Zas i sar. (2003)**. **Jorgensen (2000)** navodi da su krmaće rase veliki jorkšir imale znaćajno manji broj legala u toku života u odnosu na krmaće meleze ove i srodnih rasa, što bi se moglo objasniti ispoljavanjem heterozis efekta kada je ova osobina u pitanju. Takođe **Sehested i Schjerve (1996)** su ustanovili da krmaće melezi imaju znaćajno više legala (3,61) u odnosu na krmaće čistih rasa (3,01). Ono što je karakteristićno za veći broj istraživanja novijeg datuma osobina dugovećnosti jeste to, da prilikom analize varijabilnosti ove grupe osobina kod više genotipova, uglavnom genotip nije ukljućen u model kao potencijalni izvor varijabilnosti, nego je posebno analiziran svaki genotip. Iz tog razloga biće prikazane samo prosećne vrednosti broja prašenja krmaća u toku života, utvrdene u nekim istraživanjima. **Meszaros i sar. (2010)** su ustanovili prosećno 4,7 pariteta kod landras krmaća, a kod krmaća rase veliki jorkšir 4,1 paritet. **Sevon – Aimonen i Uimari (2013)** su utvrdili da landras krmaće u proseku imaju 3,3 legla, dok je kod jorkšir krmaća prosek 3,2. **Sobczynska i sar. (2013)** u rezultatima svojih istraživanja navode da su krmaće velike bele rase imale 4,1 leglo, dok su landras krmaće imale 3,8 legala.

Uzrast na kraju testa nazimica statistićki znaćajno utiće na dugovećnost krmaća iskazanu kroz ukupan broj pariteta, pokazala su istraživanja koja su objavili **Hoge i Bates (2011)**, koji takođe navode da nazimice koje kasnije dostignu telesnu masu od 113 kg imaju veći broj prašenja u toku života u odnosu na nazimice koje intenzivnije prirastaju. Za razliku od prethodnih istraživanja, u istraživanjima koja su prikazali **Stalder i sar. (2005)** nije ustanovljeno da uzrast na kraju performans testa utiće na ukupan broj prašenja krmaća.

Ispitujući uticaj debljine slanine nazimica na kraju testa **Hoge i Bates (2011)** su utvrdili znaćajan efekat ovog faktora na ukupan broj prašenja, navodeći da nazimice sa debljom slaninom imaju manji rizik da kao krmaće oprase manji broj legala u toku života. **Stalder i sar. (2005)** su takođe ustanovili statistićki znaćajan uticaj debljine slanine performans testiranih nazimica na ukupan broj prašenja krmaća. Razvrstavši nazimice u 6 grupa prema debljini slanine, autori navode da su krmaće, koje su bile kao nazimice u prvoj

grupi debljine slanine (9 mm i manje), dale najmanji broj legala u toku života (2,3) u odnosu na nazimice iz najviše grupe (25 mm i više) koje su u proseku imale 3,1 leglo.

U nedostatku rezultata istraživanja uticaja *sezone oplodnje* u literaturi definisane interakcijom godine i meseca na ukupan broj pariteta krmača, biće prikazana značajnost delovanja faktora na ovu osobinu koji podrazumevaju slične uticaje kao i sezona oplodnje definisana na prethodno navedeni način. Tako **Sobczynska i sar. (2013)** navode da interakcija godine i meseca prvog prašenja statistički značajno utiče na ukupan broj prašenja krmača poljskog landrasa, dok isti faktor nije pokazao delovanje na ukupan broj prašenja krmača poljske velike bele rase. **Engblom i sar. (2016)** su došli do identičnih rezultata kao i prethodna grupa istraživača. **Crump (2001)** je sezonski uticaj definisao kao interakciju godine i kvartala prašenja krmača, pri čemu je ustanovio značajno delovanje sezone prvog prašenja na ukupan broj prašenja koristeći linearne modele. Koristeći analizu preživljavanja, isti autor je kao vremenski zavisnu varijablu uključio sezonu prašenja i utvrdio takođe statistički značajno delovanje ovog faktora na broj legala u toku proizvodnog života krmača.

Analizirajući *Uzrast pri prvom prašenju krmače* na broj legala u toku njenog produktivnog života, **Stalder i sar. (2005)** su ustanovili da ovaj faktor statistički značajno utiče na ovu osobinu. Do istog zaključka došao je i **Crump (2001)** uključivši ovaj uticaj kao linearnu regresiju. **Sasaki i sar. (2014)** su ustanovili da nazimice koje su prilikom prve uspešne oplodnje bile mlađe od 291 dan (najmlađa grupa), imaju u toku života 6 legala, što je značajno više u odnosu na nazimice koje su prilikom prve oplodnje bile starije od 370 dana (najstarija grupa) i koje su u proseku imale 3,6 legala. **Sobczynska i sar. (2013)** navode da su starije prvopraskinje imale manji broj legala u toku života u odnosu na krmače koje su bile mlađe prilikom prvog prašenja. **Hoge i Bates (2011)** su ustanovili da veći uzrast pri prvom prašenju statistički značajno utiče na povećanje rizika da krmače oprase manji broj legala u toku života.

Sobczynska i sar. (2013) su u svojim istraživanjima utvrdili da broj *živorođene prasadi* u prvom leglu statistički značajno utiče na dugovečnost krmača iskazanu brojem pariteta. Ispitujući rizik u dve populacije krmača, **Hoge i Bates (2011)** iznose da je u jednoj populaciji bio značajno manji rizik da krmače imaju manji broj legala u toku života ako su imale veći broj živorođene prasadi u prvom leglu.

Hoge i Bates (2011) su ustanovili da je u jednoj od dve ispitivane populacije svinja *trajanje prve laktacije* značajno uticalo na ukupan broj legala u toku života krmača, navodeći da su krmače sa dužim prvim laktacijama od proseka (20 dana), imale manji rizik da oprase manji broj legala u toku života.

U dostupnoj literaturi nisu pronađeni rezultati koji pokazuju uticaj *intervala zalučenja – oplodnja* na varijabilnost ukupnog broja prašenja (legala) kod krmača.

Direktni aditivni uticaj individue na ukupan broj prašenja krmača u svojim istraživanjima ispitivali su **Nikkilä i sar. (2013)**, **Sevon – Aimonen i Uimari (2013)**, **Sobczynska i sar. (2013)** i **Engblom i sar. (2016)**.

Slučajni uticaj *legla rođenja* na ukupan broj prašenja krmača ispitivali su **Engblom i sar. (2016)** i ustanovili njegovo relativno učešće od 2 % u ukupnoj varijabilnosti ove osobine.

U Tabeli 8 su prikazani koeficijenti heritabiliteta za ukupan broj prašenja u toku produktivnog života krmača pronađeni u dostupnoj literaturi. Gotove sve prikazane vrednosti ovih koeficijenata potvrđuju već prethodno iznete tvrdnje da osobine dugovečnosti spadaju u grupu nisko naslednih osobina gde koeficijenti naslednosti retko prelaze vrednost od 20 %.

Tabela 8. Koeficijenti heritabiliteta (h^2) za ukupan broj prašenja krmača

Autori	h^2	Autori	h^2
<i>Crump (2001)</i>	0,21 ^b 0,18 ^d	<i>Sobczynska i sar. (2013)</i>	0,11 ^a 0,10 ^a
<i>Nikkilä i sar. (2013)</i>	0,16 ^a 0,13 ^c	<i>Engblom i sar. (2016)</i>	0,06 ^a
<i>Sevon-Aimonen i Uimari (2013)</i>	0,08 ^a 0,10 ^a		

❖ h^2 izračunat metodom: a – REML model individue; b – REML model oca; c – Gibbs sampling method (Bejzijan pristup); d – Analiza preživljavanja model oca (Grupisani podaci)

2. 3. 3. Varijabilnost i naslednost ukupnog broja živorođene prasadi

Kada je u pitanju selekcija svinja na osnovu broja živorođene prasadi, do sada je uglavnom selekcija vršena na ovu osobinu na osnovu veličine legla bez obzira na paritet (model ponovljivosti) ili na osnovu broja živorođene prasadi u leglu posebno u različitim paritetima (multitrait model). U prvom slučaju, broj živorođene prasadi u leglu je posmatran kao jedinstvena osobina proizašla iz svih pariteta, dok je u drugom slučaju broj živorođene prasadi u leglu predstavljen kao posebna osobina u svakom paritetu. Ovakavi pristupi u selekciji doveli su do toga da je veličina legla krmača u poslednjim decenijama dostigla gotovo biološki maksimum kada je u pitanju broj živorođene prasadi u leglu, međutim, oni

nisu uticali u odgovarajućoj meri na to da se poveća ukupna životna produktivnost krmača iskazana ukupnim brojem živorođene prasadi. Naime, pri ovakvoj selekciji krmače koje su imale veliki broj živorođene prasadi u leglima nižih pariteta i pritom su iz nekog razloga veoma rano isključene iz proizvodnje, bile su bolje ocenjene u odnosu na krmače koje su imale značajno veći broj prašenja i prosečnu veličinu legala. Ovakva selekcija uticala je na to da se poveća veličina legal, ali isto tako i da se smanji dugovečnost krmača i njihova životna produktivnost. Ovome u prilog idu i navodi koje su prikazali **Serenius i Stalder (2006 102)** gde se kaže da selekcija samo na veličinu legla pri rođenju ipak stvara rizik od izbora priplodnih grla koja prase veliki broj prasadi po leglu, ali daju samo mali broj legala u toku svoga produktivnog života, a samim tim i prasadi, što je sa aspekta komercijalnih proizvođača neprihvatljivo iz više razloga.

Analizirajući varijabilnost ukupnog broja živorođene prasadi kod dve plodne linije krmača, **Nikkilä i sar. (2013)** su ustanovili da *genotip* statistički značajno utiče na varijabilnost ove osobine. **Sobczynska i sar. (2013)** navode da krmače poljske velike bele rase u toku života proizvedu 44 živorođena praseta, a krmače poljskog landrasa 41,5. Takođe, **Serenius i Stalder (2004)** su ustanovili nešto bolju dugovečnost iskazanu ukupnim brojem živorođene prasadi kod jorkširskih krmača (32,8) u odnosu na landras krmače (32). Takođe **Heusing i sar. (2005)** navode bolju životnu plodnost kod krmača velike bele rase koje su imale 46,5 živorođene prasadi u toku života, dok su krmače nemačkog landrasa proizvele 44 živorođena praseta. Suprotno prethodnim navodima, **Sevon – Aimonen i Uimari (2013)** su utvrdili veće prosečne vrednosti ukupnog broja živorođene prasadi kod krmača finskog landrasa (34,6) u odnosu na plotkinje jorkšir rase (33,5).

U cilju što bolje ocene varijabilnosti ukupnog broja živorođene prasadi kod krmača, osobine iz *performans testa* mogu doprineti tačnijoj oceni parametara varijabilnosti i pomoći u predikciji osobina dugovečnosti na osnovu ostvarenih vrednosti osobina porasta i kvaliteta trupa. **Hoge i Bates (2011)** su ustanovili statistički značajno veći ukupan broj živorođene prasadi kod krmača koje su bile kao nazimice starije na kraju performans testa. Za razliku od prethodnih istraživanja, u istraživanjima koja su publikovali **Stalder i sar. (2005)**, grupa u koju su nazimice svrstane na osnovu uzrasta, na kraju testa nije ispoljila značajan efekat na njihovu dugovečnost iskazanu ukupnim brojem živorođene prasadi.

Hoge i Bates (2011) su takođe utvrdili i to da nazimice sa debljom slaninom na kraju performans testa imaju značajno veću produktivnost mereno ukupnim brojem živorođene prasadi. **Stalder i sar. (2005)** navode da grupa nazimica sa najtanjom slaninom ima statistički značajno manje vrednosti ove osobine (20,1 prasadi) u odnosu na nazimice iz grupe sa

najdebljom slaninom (27,6 prasadi). Međutim, ovi autori takođe navode da su dve grupe krmača sa tanjom slaninom od proseka u performans testu imale više ukupno živorođene prasadi u toku života u odnosu na dve grupe krmača sa debljom slaninom od proseka.

Kao i kod prethodnih osobina dugovečnosti, uticaj *sezone oplodnje* definisan interakcijom godine i meseca u dostupnoj literaturi nije pronađen, pa će biti predstavljeni slični uticaji koji su ispitivani u različitim istraživanjima, a odnose se na varijabilnost ukupnog broja živorođene prasadi u leglu. **Guo i sar (2001)** su ustanovili statistički značajan uticaj sezone prve oplodnje na ukupan broj živorođene prasadi, definišući sezonu prve oplodnje kao interakciju godine i godišnjeg doba. **Engblom i sar. (2016)** navode da je sezona prvog prašenja predstavljena interakcijom godine i meseca ispoljila statistički značajan efekat na dugovečnost krmača iskazanu ukupnim brojem živorođene prasadi.

Uzrast pri prvom prašenju statistički značajno utiče na ukupan broj živorođene prasadi, pokazala su istraživanja koja su prikazali **Hoge i Bates (2011)**, koji navode da starije prvopraskinje imaju manji ukupan broj živorođene prasadi u toku života. **Stalder i sar. (2005)** su takođe ustanovili značajan uticaj ovog faktora na ovu osobinu. Za razliku od prethodnih istraživanja, **Guo i sar. (2001)** u svojim istraživanjima nisu ustanovili da uzrast pri prvoj oplodnji (sličan uticaj kao i uzrast pri prvom prašenju) značajno utiče na varijabilnost ukupnog broja živorođene prasad krmača u toku njihovog života. **Sasaki i sar. (2014)**, ispitujuću dugovečnost krmača F1 meleza, ustanovili su da one u proseku u toku života proizvedu 49,2 živorođena praseta, utvrdivši značajno više vrednosti ove osobine kod nazimica mlađih od 330 dana (51,0; 53,0; 48,2) u odnosu na starije nazimice (45,4; 47,0; 36,3).

U istraživanjima koja su obavili **Hoge i Bates (2011) broj živorođene prasadi** u prvom leglu statistički je značajno uticao na ukupan broj živorođene prasadi u toku života krmača, i to tako da je veći broj živorođene prasadi u prvom leglu bio indikator veće dugovečnosti krmača iskazane na ovaj način.

Analizirajući uticaj *trajanja prve laktacije*, **Hoge i Bates (2011)** nisu ustanovili statistički značajan uticaj ovog faktora na ukupnu životnu produktivnost krmača merenu brojem živorođene prasadi.

U dostupnoj literaturi nisu pronađeni rezultati koji ukazuju na to kako je interval zalučenje – oplodnja uticao na ukupan broj živorođene prasadi krmača u toku njihovog produktivnog života.

Direktni aditivni uticaj individue u analizi varijabilnosti ukupnog broja živorodne prasadi krmača ispitivali su **Engblom i sar. (2009 i 2016)**, **Nikkilä i sar. (2013)** i **Sevon - Aimonen i Uimari (2013)**.

Učešćem **legla rođenja** u ukupnoj varijabilnosti ukupnog broja živorodne prasadi u toku života, **Engblom i sar. (2016)** objašnjavaju 2 – 3 %, ukupne varijabilnosti ove osobine.

U Tabeli 9 prikazani su koeficijenti naslednosti za ukupan broj živorodne prasadi krmača u toku njihovog proizvodnog života, utvrđeni od strane različitih istraživača. Koristeći različite metodološke postupke pri izračunavanju ovih koeficijenata, njihove dobijene vrednosti prikazane u različitim literaturnim izvorima, u najvećem broju slučajeva odgovaraju vrednostima koje su prikazane i kod prethodnih osobina dugovečnosti, a one se najčešće nalaze u intervalu od 0,05 do 0,20, što su vrednosti heritabiliteta koje su uglavnom karakteristične i za reproduktivne osobine iz kojih direktno proizilaze osobine dugovečnosti.

Tabela 9. Koeficijenti heritabiliteta (h^2) za ukupan broj živorodne prasadi krmača

Autori	h^2	Autori	h^2
Guo i sar (2001)	0,25 ^c	Nikkilä i sar. (2013)	0,17 ^a 0,13 ^c
Serenius i Stalder (2004)	0,09 ^b 0,12 ^b	Sevon – Aimonen i Uimari (2013)	0,09 ^a 0,11 ^a
Heusing i sar. (2005)	0,37 ^a 0,18 ^a 0,39 ^a 0,12 ^a	Engblom i sar. (2016)	0,05 - 0,07 ^a
Engblom i sar. (2009)	0,03 ^a 0,08 ^a		

❖ h^2 izračunat metodom: a – REML model individue; b – REML model oca; c – Gibbs sampling method (Bezijan pristup)

2. 4. GENETSKA I FENOTIPSKA POVEZANOST OSOBINA PORASTA I KVALITETA TRUPA, BROJA ŽIVOROĐENE PRASADI I OSOBINA DUGOVEČNOSTI KRMAČA

Pri unapređenju svinjarske proizvodnje, neophodno je uvek sagledati problem da li poželjan fenotipski i genetski progres kod jedne grupe osobina može biti u protivteži sa

fenotipskim i genetskim progresom kod drugih grupa osobina, putem njihove promene u nepoželjnom smeru.

Tabela 10. Koeficijenti genetskih i fenotipskih korelacija ($r_{g/p}$) osobina porasta i kvaliteta trupa

Osobina	$r_{g/p}$	UKT	DS	DM	PM	Autori	
ŽDP	G	-0,98 ^g	-0,25 ^c -0,29 ^c	0,17 ^b	0,29 ^c	Brkić (2002)	
	P	-0,99 ^g	0,02 ^a 0,01 ^a	0,02 ^a	-0,02 ^a		
	G	0,00 ^a	-0,02 ^a	-	-	Vuković (2003)	
	G	-	-	0,32 ^c 0,39 ^c	-	-	Serenius i Stalder (2004)
				P	0,40 0,40	-	
	G	-	0,13 ^b	-	-	Jones i sar. (2009)	
	P	-	0,10 ^b	-	-		
	G	-	-0,04 ^a	-	0,09 ^b	Nguyen i McPhee (2005)	
	P	-	-0,25 ^c	-	0,56 ^e		
	G	-	-0,03 ^a	-	-	Vukovic i sar. (2007)	
	G	-	-	-0,00 ^a 0,29 ^c	0,32 ^c 0,26 ^c	0,96 ^g 0,01 ^a	Kasprzyk (2007)
				P	0,36 ^c 0,45 ^d	-	
	G	-	-	-	-	Cai i sar. (2008)	
	P	-	-	-	-		
	G	-0,79 ^f -0,74 ^e	-	-	-	Nagy i sar. (2008)	
	G	-	-	-	>-0,23 ^b <-0,01 ^a	Wolf i Wolfová (2012)	
	G	-	0,41 ^d	-	-	Popovac i sar. (2014b)	
	P	-	0,49 ^d	-	-		
G	-	0,01 ^a	0,34 ^c	0,06 ^a	Sobczynska i sar. (2014)		
UKT	G	-	-0,22 ^b -0,44 ^d	-0,03 ^a -0,05 ^a	-	Bizelis i sar. (2000)	
			P	-0,10 ^b -0,19 ^b	-0,02 ^a		-

Nastavak Tabele 10. Koeficijenti genetskih i fenotipskih korelacija ($r_{g/p}$) osobina porasta i kvaliteta trupa

Osobina	$r_{g/p}$	UKT	DS	DM	PM	Autori
UKT	G	-	0,23 ^b	-0,17 ^b	-0,26 ^c	Brkić (2002)
			0,27 ^c			
	P	-	-0,03 ^a	-0,02 ^a	0,02 ^a	Vuković (2003)
			-0,02 ^a			
G	-	-0,04 ^a	-	-	Nagy i sar. (2008)	
G	-	-	-	-0,04 ^a -0,10 ^b		
DS	G	-	-	-0,36 ^c	-	Bizelis i sar. (2000)
				-0,25 ^c		
	P	-	-	-0,17 ^b	-	Brkić (2002)
				-0,12 ^b		
	G	-	-	-0,65 ^e	-0,98 ^g	Nguyen i McPhee (2005)
				-0,65 ^e	-0,98 ^g	
	P	-	-	-0,10 ^b	-0,88 ^f	Kasprzyk (2007)
				-0,22 ^b	-0,90 ^g	
G	-	-	-	-0,32 ^c	Sobczynska i sar. (2014)	
P	-	-	-	-0,82 ^f		
DM	G	-	-	-	0,69 ^e	Brkić (2002)
					0,33 ^c	
	P	-	-	-	0,83 ^f	Kasprzyk (2007)
					0,72 ^e	
G	-	-	-	0,50 ^e	Sobczynska i sar. (2014)	

❖ Osobine svinja (nazimica): **ZDP** – životni dnevni prirast svinja; **UKT** – uzrast na kraju testa; **DS** – debljina slanine (leđne, bočne, prosečne); **DM** – dubina *m.longissimus dorsi* – a; **PM** – procenjeni procenat mesa u trupu živih grla

❖ Jačina korelacione veze (Roemer – Orphalova klasifikacija): a – ne postoji povezanost; b – jako slaba povezanost; c – slaba povezanost; d – srednja povezanost, e – jaka povezanost; f – vrlo jaka povezanost; g – potpuna povezanost

Visoka genetska povezanost između osobina koja je rezultat delovanja jednog ili najčešće interakcije istih gena, pruža mogućnost indirektno selekcije na taj način što unapređenje jedne osobine dovodi i do značajnih promena drugih osobina sa kojima je ova primarna osobina visoko povezana. Međutim, visoka povezanost u nepoželjnom smeru između osobina predstavlja ozbiljan problem koji može da dovede do toga da unapređenjem jedne dolazi do stagniranja vrednosti drugih osobina, što je sa aspekta selekcije neprihvatljivo. Da bi se ovi problemi i mogućnosti sagledali i predupredili, pri unapređenju osobina svinja poslužili su koeficijenti fenotipskih i genetskih korelacija između osobina porasta i kvaliteta trupa, broja živorođene prasadi u leglu i osobina dugovečnosti prikazani u dostupnoj literaturi. Jačina veze između osobina prikazanih u Tabelama 10, 11, 12, 13 i 14, objašnjena je na osnovu Roemer – Orphalove klasifikacije jačine korelacione veze (**Latinović, 1996 cit. Tavčar, 1948**).

Koeficijenti genetskih i fenotipskih korelacija između osobina porasta i kvaliteta trupa prikazani u Tabeli 10 uglavnom pokazuju srednju do potpunu povezanost između osobina iz iste grupe, dok povezanost između osobina porasta sa jedne strane i osobina kvaliteta trupa sa druge strane ili ne postoji ili je ona slabe jačine sa manjim brojem izuzetaka. Tako je povezanost između ŽDP i UKT uglavnom potpuna i na fenotipskom i na genetskom nivou sa negativnim predznakom, mada postoje i rezultati koji ukazuju da povezanost uopšte ne postoji. Povezanost između osobina kvaliteta trupa kao što su DS i DM je uglavnom slaba ili srednja sa negativnim predznakom, dok je povezanost između DS i PM na oba nivoa uglavnom vrlo jaka ili potpuna, negativnog predznaka. Takođe, uglavnom jaku do vrlo jaku pozitivnu povezanost interpretiraju i koeficijenti genetskih i fenotipskih korelacija između DM i PM prikazani u prethodnoj tabeli.

U Tabeli 11 prikazane su vrednosti koeficijenta genetskih i fenotipskih korelacija između broja živorođene prasadi u leglu krmača i osobina iz performans testa (životni dnevni prirast, uzrast na kraju testa, debljina slanine, dubina DM – a i procenta mesa u trupa).

Prikazani koeficijenti genetskih i fenotipskih korelacija u Tabeli 11, sa malim izuzecima, pokazuju da ne postoji povezanost ili je ona slabe jačine između broja živorođene prasadi krmača i osobina iz performans testa nazimica. Ovo jasno ukazuje na mogućnost nezavisne selekcije na osnovu reproduktivnih i proizvodnih osobina krmača, a da se pri tome ne naruše vrednosti jedne ili druge grupe osobina u procesu selekcije. Ovo je donekle u proizvodnim uslovima koji su karakteristični za neke populacije svinja i potvrđeno, tako što su osobine porasta i kvaliteta trupa zbog primene jednostavnijih metoda selekcije ostvarile

značajan genetski progres, dok su u isto vreme reproduktivne osobine, naročito osobine veličine legla stagnirale ili imale negativan trend (Petrović i sar., 2002).

Tabela 11. Koeficijenti genetskih i fenotipskih korelacija ($r_{g/p}$) osobina porasta i kvaliteta trupa i broja živorođene prasadi u leglu

Osobina	$r_{g/p}$	ŽDP	UKT	DS	DM	PM	Autori
BŽP	P	0,07 ^a	-	-0,03 ^a	-	-	<i>Radivojević (1992)</i>
	G	>0,35 ^b	>-0,57 ^c	>-0,20 ^b	>-0,36 ^c	>0,09 ^a	<i>Brkić (2002)</i>
		<0,39 ^b	<-0,35 ^c	<-0,05 ^a	<-0,17 ^a	<0,17 ^b	
	P	>0,06 ^a	>-0,07 ^a	>0,01 ^a	>-0,04 ^a	>-0,05 ^a	
	G	<0,11 ^b	<-0,05 ^a	<0,06 ^a	<-0,03 ^a	<-0,02 ^a	<i>Vuković (2003)</i>
		0,02 ^a	0,02 ^a	0,00 ^a	-	-	
	G	>-0,18 ^b	-	-	-	>0,01 ^a	<i>Wolf i Wolfová (2012)</i>
	<0,02 ^a				<0,13 ^b		
G	0,09 ^a	-	0,25 ^c	-	-	<i>Popovac i sar. (2014b)</i>	
P	0,09 ^a	-	0,04 ^a	-	-		

- ❖ Osobine svinja (nazimica/krmača): **BŽP** – broj živorođene prasadi u leglu; **ŽDP** – životni dnevni prirast svinja; **UKT** – uzrast na kraju testa; **DS** – debljina slanine (leđne, bočne, prosečne); **DM** – dubina *m.longissimus dorsi* – a; **PM** – procenjeni procenat mesa u trupu živih grla
- ❖ Jačina korelacione veze (Roemer – Orphalova klasifikacija): a – ne postoji povezanost; b – jako slaba povezanost; c – slaba povezanost; d – srednja povezanost, e – jaka povezanost; f – vrlo jaka povezanost; g – potpuna povezanost

U Tabeli 12 prikazani su koeficijenti genetskih i fenotipskih korelacija između osobina dugovečnosti krmača (dužina produktivnog života, ukupan broj prašenja, ukupan broj živorođene prasadi u leglu), prikazani u dostupnim literaturnim referencama.

Bez obzira na istraživanja, svi prikazani korelacioni koeficijenti u Tabeli 12 ukazuju na pozitivnu vrlo jaku ili potpunu povezanost između osobina dugovečnosti krmača, što u selekcijskom smislu pruža mogućnost vrlo uspešnog progressa svih osobina dugovečnosti krmača, a da je pri tome odgajivačko – selekcijskim programom obuhvaćena samo jedna osobina iz ove grupe. Takođe, prikazani koeficijenti korelacija u narednoj tabeli ukazuju na gotovo identičnu povezanost osobina iz ove grupe kako na genetskom tako i na fenotipskom nivou.

Tabela 12. Koeficijenti genetskih i fenotipskih korelacija ($r_{g/p}$) osobina dugovečnosti

Osobina	$r_{g/p}$	UBP	UBŽP	Autori
DPŽ	G	-	0,96 ^g	<i>Serenius i Stalder (2004)</i>
			0,97 ^g	
	P	-	0,94 ^g	
			0,94 ^g	
	G	-	1,00 ^g	<i>Heusing i sar. (2005)</i>
			0,95 ^g	
	G	-	1,00 ^g	<i>Engblom i sar. (2009)</i>
			1,00 ^g	
	P	-	0,84 ^f	
			0,80 ^f	
G	0,98 ^g 0,97 ^g	0,94 ^g 0,94 ^g	0,94 ^g 0,94 ^g	<i>Sevon – Aimonen i Uimari (2013)</i>
G	1,00 ^g 0,99 ^g	-	<i>Sobczynska i sar. (2013)</i>	
				P
G	0,98 ^g	-	<i>Sobczynska i sar. (2014)</i>	
				P
G	-	0,95 ^g	<i>Sevon – Aimonen i Uimari (2013)</i>	
				P
P	-	0,96 ^g		

❖ Osobine svinja (krmača): **DPŽ** – dužina produktivnog života; **UBP** – broj prašenja u toku produktivnog života; **UBŽP** – ukupan broj živorođene prasadi u toku produktivnog života.

❖ Jačina korelacione veze (Roemer – Orphalova klasifikacija): a – ne postoji povezanost; b – jako slaba povezanost; c – slaba povezanost; d – srednja povezanost, e – jaka povezanost; f – vrlo jaka povezanost; g – potpuna povezanost

Genetski i fenotipski korelacioni koeficijenti prikazani u Tabeli 13, pokazuju povezanost između osobina iz performans testa nazimica i osobina dugovečnosti krmača, koju su u svojim istraživanjima utvrdile različite grupe istraživača.

Tabela 13. Koeficijenti genetskih i fenotipskih korelacija ($r_{g/p}$) osobina porasta i kvaliteta trupa i osobina dugovečnosti

Osobina	$r_{g/p}$	ŽDP	UKT	DS	DM	PM	Autori
DPŽ	P	-0,07 ^a	-	0,11 ^b	-	-	<i>Radivojević (1992)</i>
	G	-0,08 ^a	-	-0,02 ^a	-	-	<i>Serenius i Stalder (2004)</i>
		-0,22 ^b		0,22 ^b			
	P	0,01 ^a	-	0,01 ^a	-	-	<i>Sobczynska i sar. (2013)</i>
		-0,00 ^a		0,02 ^a			
	G	-0,08 ^a	-	0,07 ^a	-0,08 ^a	-0,11 ^b	<i>Sobczynska i sar. (2014)</i>
		-0,11 ^b		0,19 ^b	-0,12 ^b	-0,23 ^b	
	P	-0,02 ^a	-	-0,01 ^a	0,01 ^a	0,01 ^a	<i>Sobczynska i sar. (2014)</i>
-0,04 ^a			0,02 ^a	-0,00 ^a	-0,02 ^a		
G	-0,10 ^b	-	0,08 ^a	-0,16 ^b	-0,04 ^a	<i>Sobczynska i sar. (2014)</i>	
G	-	-	0,24 ^b	-	-	<i>Wongsakajornkit i Imboonta (2015)</i>	
			0,30 ^c				
P	-	-	0,07 ^a	-	-		
UBP	P	-0,08 ^a	-	0,12 ^b	-	-	<i>Radivojević (1992)</i>
	G	-0,10 ^b	-	0,08 ^a	-	-	<i>Crump (2001)</i>
		-0,13 ^b		0,08 ^a			
	G	-	0,56 ^e	>0,24 ^c	-	-	<i>Engblom i sar. (2009)</i>
			0,51 ^e	<0,33 ^c			
	G	-0,10 ^b	-	0,09 ^a	-0,10 ^b	-0,13 ^b	<i>Sobczynska i sar. (2013)</i>
		-0,12 ^b		0,19 ^b	-0,13 ^b	-0,24 ^b	
P	-0,02 ^a	-	-0,00 ^a	0,01 ^a	0,01 ^a	<i>Sobczynska i sar. (2014)</i>	
	-0,04 ^a		0,02 ^a	-0,00 ^a	-0,02 ^a		
G	-0,08 ^a	-	0,08 ^a	-0,14 ^b	-0,04 ^a	<i>Sobczynska i sar. (2014)</i>	
UBŽP	P	-0,07 ^a	-	0,11 ^b	-	-	<i>Radivojević (1992)</i>
	G	-0,05 ^a		-0,00 ^a			<i>Serenius i Stalder (2004)</i>
		-0,04 ^a		0,22 ^b			
	P	0,02 ^a		0,02 ^a			<i>Engblom i sar. (2009)</i>
-0,00 ^a			0,02 ^a				
G		0,47 ^d	>0,14 ^b			<i>Engblom i sar. (2009)</i>	
		0,46 ^d	<0,42 ^d				

- ❖ ¹ Osobine svinja (nazimica/krmačarodene/gajene): **ŽDP** – životni dnevni prirast svinja; **UKT** – uzrast na kraju testa; **DS** – debljina slanine (leđne, bočne, prosečne); **DM** – dubina *m.longissimus dorsi* – *a*; **PM** – procenjeni procenat mesa u trupu živih grla; **DPŽ** – dužina produktivnog života; **UBP** – broj prašenja u toku produktivnog života; **UBŽP** – ukupan broj živorođene prasadi u toku produktivnog života
- ❖ Jačina korelacione veze (Roemer – Orphalova klasifikacija): *a* – ne postoji povezanost; *b* – jako slaba povezanost; *c* – slaba povezanost; *d* – srednja povezanost, *e* – jaka povezanost; *f* – vrlo jaka povezanost; *g* – potpuna povezanost

Tabela 14. Koeficijenti genetskih i fenotipskih korelacija ($r_{g/p}$) osobina dugovečnosti i broja živorođene prasadi u leglu

Osobina	$r_{g/p}$	DPŽ	UBP	UBŽP	Autori
BŽP	G	-	>0,10 ^{b 1} <0,98 ^{g 5}	-	Crump (2001)
	P	-	>0,12 ^{b 1} <0,25 ^{c 5}	-	
BŽP	G	0,57 ^{e 1} 0,70 ^{e 2-10} 0,39 ^{c 1} 0,78 ^{f 2-10}	-	0,77 ^{f 1} 0,94 ^{g 2-10} 0,67 ^{f 1} 0,97 ^{g 2-10}	Heusing i sar. (2005)
	G	0,10 ^{b 1} 0,23 ^{b 1}	0,09 ^{a 1} 0,21 ^{b 1}	-	
	P	0,03 ^{a 1} 0,04 ^{a 1}	0,03 ^{a 1} 0,04 ^{a 1}	-	

- ❖ Osobine svinja (nazimica/krmača): **BŽP** – broj živorođene prasadi u leglu; **DPŽ** – dužina produktivnog života; **UBP** – broj prašenja u toku produktivnog života; **UBŽP** – ukupan broj živorođene prasadi u toku produktivnog života
- ❖ Jačina korelacione veze (Roemer – Orphalova klasifikacija): *a* – ne postoji povezanost; *b* – jako slaba povezanost; *c* – slaba povezanost; *d* – srednja povezanost, *e* – jaka povezanost; *f* – vrlo jaka povezanost; *g* – potpuna povezanost
- ❖ 1, 2, 3,.....10 – redni broj prašenja za BŽP; 2+ – drugo i ostala prašenja za BŽP

Izuzimajući rezultate istraživanja koja su prikazali **Engblom i sar. (2009)**, svi ostali rezultati prikazani u Tabeli 13 pokazuju da povezanost između osobina iz performans testa i osobina dugovečnosti, ili ne postoji ili je ona jako slaba. Sa druge strane, **Engblom i sar.**

¹ Pojašnjenje Tabele 13.

(2009) su ustanovili pozitivne korelacije koeficijente bliske vrednosti od 0,5 između UKT sa jedne i UBP i UBŽP sa druge strane, što ukazuje na nepovoljan odnos između ovih osobina. Jednostranom selekcijom na intenzivniji porast moglo bi da dođe u ovom slučaju i do značajnog smanjenja životne produktivnosti krmača, što je sa aspekta ekonomičnosti svinjarske proizvodnje neprihvatljivo.

U Tabeli 14 prikazani su koeficijenti genetskih i fenotipskih korelacija između broja živorođene prasadi u leglu i osobina dugovečnosti predstavljeni u različitim literaturnim referencama. Prikazani rezultati su vrlo oprečni i pokazuju, od toga, da korelacija između BŽP i osobina dugovečnosti uopšte ne postoji, do tog, da je korelacija između ovih osobina potpuna i pozitivna. Ono što je karakteristično za povezanost prikazanu u prethodnoj tabeli između ovih osobina, jeste to da je korelaciona veza daleko slabija između BŽP u prvom leglu i osobina dugovečnosti u odnosu na povezanost između BŽP u ostalim leglima i osobina dugovečnosti.

3. MATERIJAL I METOD ISTRAŽIVANJA

Istraživanja su sprovedna na farmi svinja kompanije „IMES“ u Padinskoj Skeli u Republici Srbiji. Farma je osnovana 1986. godine i kapaciteta je 1500 krmača sa godišnjom proizvodnjom od 30000 do 35000 tovljenika i priplodnih životinja. Od čistih rasa na farmi se gaje životinje švedskog landrasa, velikog jorkšira, duroka, pijetrena i hempšira. Pored ovih čistih rasa, u priplodu se koristi i čitav niz kombinacija meleza ovih rasa. Kada je u pitanju genotip priplodnih krmača najveći broj ovih životinja od samog osnivanja farme čine plotkinje rase švedski landras i melezi F1 generacije švedskog landrasa i velikog jorkšira, gde su kao majčinska rasa u ovoj kombinaciji parenja poslužile plotkinje švedskog landrasa.

Cilj istraživanja bio je da se ispita varijabilnost, naslednost i povezanost proizvodnih osobina i osobina dugovečnosti krmača, kako bi se sagledala mogućnost za potencijalnu procenu priplodne vrednosti ovih životinja BLUP – AM metodom. U cilju realizacije programa istraživanja, prikupljeni su podaci za dalju analizu, koji su obuhvatili čitav nizinformacija, od podataka o poreklu grla pa sve do realizovnih vrednosti ispitivanih osobina. Podaci su obuhvatili vremenski period od 25 godina, pri čemu je ovaj primarni set podataka sadržao podatke za 16833 krmača različitih genotipova koje su gajene na ovoj farmi u navedenom periodu.

Na osnovu preliminarne analize početnog seta podataka, koja je podrazumevala kontrolu kompletnosti potrebnih podataka za svaku životinju i utvrđivanje distribucije frekvencije životinja po potencijalnim faktorima varijabilnosti analiziranih osobina, postavljeni su određeni kriterijumi na osnovu kojih su odabrane krmače koje će činiti set podataka na osnovu koga će se vršiti dalje analize predviđene programom istraživanja. Tako je jedan od osnovnih kriterijuma bio da krmače čije se osobine analiziraju imaju evidentirane podatke o identitetu roditelja kako bi mogao da se formira pedigre fajl neophodan za obrazovanje matrica srodstva koja je bila neophodna za realizaciju predviđenih istraživanja. Pored toga, potrebno je bilo da nazimice (krmače) imaju podatke za rezultate koje su ostvarile u performans testu, kao i podatke vezane za reproduktivne pokazatelje za bar jedan (prvi) reprodukcioni ciklus, a na osnovu kojih su analizirani broj živorođene prasadi u leglu i osobine dugovečnosti. Sledeći korak bio je da se odaberu genotipovi čiji će proizvodni rezultati bili analizirani. Zbog velikog broja genotipova i malog broja krmača u okviru nekih od njih, za analizu su odabrane krmače švedskog landrasa i krmače melezi F1 generacije

između plotkinja švedskog landrasa i nerasta velikog jorkšira kao dva najbrojnija genotipa na farmi. Na osnovu svih ovih kriterijuma formiran je konačan set podataka koji je sadržao potpune podatke za 4768 krmača koje su rođene i proizvodile u periodu od 17 godina, što je znatno kraći vremenski period u odnosu na ukupan koji je bio obuhvaćen početnim setom podataka (25 godina). Od ukupnog broja krmača čije su osobine analizirane, 2876 grla bilo je rase švedski landras, a 1892 grla bile su krmače melezi F1 generacije.

Analizirane su tri grupe osobina: osobine porasta i kvaliteta trupa, osobine veličine legla i osobine dugovečnosti. Analizirane osobine, jedinice mere u kojima su izražene i njihove skraćenice predstavljani su u Tabeli 15, dok je način definisanja svih ovih osobina prikazan u Tabeli 16.

Tabela 15. Analizirane osobine, jedinice mere i skraćenice osobina

Grupa osobina	Osobina	Jedinica mere	Skraćenica
Osobine porasta i kvaliteta trupa	Životni dnevni prirast	Gram	ŽDP
	Uzrast na kraju testa	Dan	UKT
	Debljina slanine	Milimetar	DS
	Dubina MLD – a	Milimetar	DM
	Procenat mesa u trup	Procenat	PM
Osobine veličine legla	Broj živorođene prasadi u leglu	Živorodeno prase	BŽP
Osobine dugovečnosti	Dužina produktivnog života krmače	Dan	DPŽ
	Ukupan broj prašenja (legala)	Leglo	UBP
	Ukupan broj živorođene prasadi	Živorodeno prase	UBŽP

Tabela 16. Definisane ispitivanih osobina

Osobina	Definisane osobina
ŽDP	(Telesna masa na kraju testa nazimice – 1,25 kg) / Uzrast na kraju testa nazimice
UKT	Broj dana od rođenja do kraja performans testa nazimice, korigovan masu od 100 kg
DS	(Debljina slanine u slabinskom delu + Debljina slanine u leđnom delu) / 2
DM	Dubina MLD – a izmerena u slabinskom delu
PM	Procenat mesa utvrđen regresionom jednačinom na osnovu debljine slanine u slabinskom i leđnom delu i dubine DM – a na kraju performans testa
BŽP	Broj živorođene prasadi u leglu
DPŽ	Broj dana od prvog prašenja krmače do njenog izlučenja iz zapata
UBP	Ukupan broj prašenja (legala) koja je krmača ostvarila u toku života
UBŽP	Ukupan broj živorođene prasadi u svim prašenjima krmače

Kako je program istraživanja predvideo ispitivanje aditivnog uticaja životinje u oceni genetskih parametara ispitivanih osobina bez obzira na korišćeni metod, sledeći korak bio je formiranje pedigre fajla, neophodnog za realizaciju ovako postavljenog cilja istraživanja. Pedigre fajl koristi se za obrazovanje matrice srodstva koja služi za utvrđivanje preciznih relacija (srodstva) između životinja čiji su proizvodni rezultati analizirani i njihovih predaka kao i bočnih srodnika, a sve sa ciljem što preciznije procene genetskih parametara u ispitivanoj populaciji krmača. Provera podataka u pedigre fajlu i utvrđivanje ukupnog broja životinja u njemu obavljani su primenom programskog paketa Pedigree Viewer 6.5 (Kinghorn, 1994). Struktura podataka i pedigre fajla na osnovu kojih su sprovedena istraživanja prikazana je u Tabeli 17.

Tabela 17. Struktura podataka i pedigre fajla korišćenih u analizi

Parametar	Broj	Parametar	Broj
Broj krmača (nazimica)	4768	Ukupan broj životinja u pedigre fajlu	5666
Broj legala	24950	Broj životinja sa proizvodnim podacima u pedigre fajlu	4768
Broj krmača (nazimica), <i>necenzurisani zapisi</i>	4501	Broj predaka u pedigre fajlu	898
Broj legala, <i>necenzurisani zapisi</i>	23117	Broj baznih životinja u pedigre fajlu (nepoznato poreklo)	287
Broj krmača (nazimica), <i>cenzurisani zapisi</i>	267	Udeo baznih životinja u pedigre fajlu (%)	5,07
Broj legala, <i>cenzurisani zapisi</i>	1833	Prosečan koeficijent inbridinga	0,145

3.1. Linearni metod

Sam proces ispitivanja varijabilnosti osobina linearnim metodama izveden je po principu „korak po korak“ (*step by step*), koji je podrazumevao prvo razvoj i analizu tzv. sistematskog dela modela koga čine fiksni i regresijski uticaji. Metodom najmanjih kvadrata i primenom GLM procedure uz upotrebu programskog paketa „SAS/STAT“ (SAS Inst. Inc., 2010), ispitani su sistematski uticaji i na osnovu toga izvršen je izbor onih koji su pokazali

statistički značajno delovanje na varijabilnost osobina i koji su na osnovu toga uključeni u konačan (mešoviti) model na osnovu koga su ocenjene vrednosti genetskih parametara ispitivanih osobina.

Pri analizi fiksnog dela modela za osobine iz performans testa nazimica (ŽDP, DS, DM, PM), pošlo se od sledećeg modela metoda najmanjih kvadrata:

Model 1.

$$Y_{ijk} = \mu + G_i + S_j + b_1 (x_{ijk} - \bar{x}) + e_{ijk}$$

gde je:

Y_{ijk} – ispoljenost posmatrane osobine k -te individue,

μ – opšti prosek posmatrane osobine u populaciji,

G_i – fiksni uticaj genotipa,

S_j – fiksni uticaj sezone kraja performans testa definisane interakcijom godine i meseca,

$b_1 (x_{ijk} - \bar{x})$ – linearni regresijski uticaj telesne mase izmerene na kraju testa,

e_{ijk} – uticaj nedeterminisanih faktora (ostatak).

Fiksni deo modela za uzrast na kraju testa nazimica (UKT) analiziran je takođe metodom najmanjih kvadrata, sa tim što se model na osnovu koga je analizirana ova osobina razlikovao u odnosu na model koji je korišćen za analizu ostalih osobina porasta i kvaliteta trupa nazimica. Razlika je bila u tome što ovaj model nije uključivao linearno regresijski uticaj mase na varijabilnost uzrasta na kraju testa, jer je izvršena prethodna korekcija ove osobine na uzrast pri masi od 100 kg. Korekcija je izvršena pomoću sledećeg izraza:

$$\text{Korigovani uzrast na kraju testa} = (\text{Stvarni uzrast} \times 100 \text{ kg}) / \text{Ostvarena masa}$$

Ovako predstavljen uzrast na kraju testa smanjuje opterećenost i doprinosi samoj stabilnosti modela. Shodno tome, sistematski deo modela je uključivao sledeće uticaje:

Model 2.

$$Y_{ijk} = \mu + G_i + S_j + e_{ijk}$$

gde je:

Y_{ij} – ispoljenost posmatrane osobine k -te individue,

μ – opšti prosek posmatrane osobine u populaciji,

G_i – fiksni uticaj genotipa,

S_j – fiksni uticaj sezone kraja performans testa definisane interakcijom godine i meseca,

e_{ijk} – uticaj nedeterminisanih faktora (ostatak).

Sistematski deo modela analiziran metodom najmanjih kvadrata pri analizi broja živorođene prasadi u leglu prvoprasinja ili starijih krmača imao je sledeći izgled:

Model 3.

$$\begin{bmatrix} y_{1ijklmn} \\ y_{2ijklmn} \end{bmatrix} = \mu + P_i + S_j + G_k + O_l + b_{1i} (x_{ijklmn} - \bar{x}) + b_{2i} (x_{ijklmn} - \bar{x})^2 + \begin{bmatrix} 0 \\ ZO_m + b_3 (z_{ijklmn} - \bar{z}) \end{bmatrix} + e_{ijklmn}$$

gde je:

$Y_{oijklmn}$ – ispoljenost posmatrane osobine n -te individue u leglima prvoprasinja ($o = 1$) ili starijih krmača ($o = 2$),

μ – opšti prosek posmatrane osobine u populaciji,

P_i – fiksni uticaj prašenja po redu,

S_j – fiksni uticaj sezone uspešnog pripusta definisane interakcijom godine i meseca,

G_k – fiksni uticaj genotipa,

O_l – fiksni uticaj oca legla,

$b_{1i} (x_{ijklmn} - \bar{x})$ – linearni član kvadratnog regresijskog uticaja starosti pri prašenju ugnježđen u okviru prašenja po redu,

$b_{2i} (x_{ijklmn} - \bar{x})^2$ – kvadratni član kvadratnog regresijskog uticaja starosti pri prašenju ugnježđen u okviru prašenja po redu,

ZO_m – fiksni uticaj klase trajanja prethodnog perioda od zalučnja do oplodnje,

$b_3 (x_{ijklmn} - \bar{x})$ – linearni regresijski uticaj trajanja prethodne laktacije,

e_{ijklmn} – uticaj nedeterminisanih faktora (ostatak).

U cilju objašnjena pojedinih uticaja uključenih u prethodni model, treba istaći da su pri analizi podataka treće i ostala prašenja definisani kao jedna klasa, zbog specifičnog uticaja starosti krmače pri prašenju na broj živorođene prasadi u leglu. Kako je starost pri prašenju analizirana kao kvadratna regresija ugnježđena u okviru prašenja po redu i kako literaturni podaci ukazuju na malu varijabilnost ove osobine između trećeg i ostalih prašenja viših pariteta, onda tretiranje trećeg i ostalih prašenja kao jedne klase doprinosi stabilnosti modela i jasnijem razumevanju ova dva uticaja, koja su visoko uslovljena jedan drugim.

Takođe model sadrži i dva veoma važna uticaja koja nemaju sve krmače, a to su klasa trajanja perioda od zalučnja prethodnog legla do prve uspešne oplodnje i linearno regresijski uticaj trajanja prethodne laktacije. Shodno ovome, ovi uticaji ne mogu ispoljiti svoje dejstvo

na broj živorođene prasadi kod prvopraskinja, jer oni kod njih ne postoje, tako da je potrebno bilo prilagoditi podatke kako bi se ovaj problem uspešno prevazišao i ispitao uticaj ovih faktora na BŽP kod onih krmača koje su imale dva i više prašenja. Korišćenje programskog paketa „SAS/STAT“ u analizi, omogućilo je selektivno ispitivanje ovih uticaja tamo gde su oni postojali. Tako je kod klase perioda zalučenje – oplodnja koja se odnosi na prvo prašenje, potrebno bilo uključiti bilo koju numeričku vrednost koja ne predstavlja neku klasu vrednosti ovog perioda prikazanu u Tabeli 18. Na ovaj način pri analizi varijanse BŽP dolazi do formiranja jediničnog vektora kod prvopraskinja, jer se uvek pojavljuje ista vrednost ovog uticaja kod prvog prašenja. Kao jedinstvena vrednost klase intervala zalučenje – oplodnja kod prvopraskinja odabrana je vrednost 99, tako da ju je model praktično ignorisao, jer nije bilo varijabilnosti pri formiranju jednačina za izračunavanje sredina najmanjih kvadrata kod prvog prašenja, za razliku od analize BŽP u ostalim prašenjima gde je ovaj uticaj nesmetano uključivan u matematičko – statističke operacije.

Uticaj trajanja prethodne laktacije kod starijih krmača definisan je i uključen u model kao odstupanje od proseka stvarnog trajanja laktacije u ispitivanoj populaciji krmača, dok je kod prvopraskinja kod kojih ovaj uticaj nije postojao, kao vrednost ovog faktora uključena vrednost 0. Na taj način prilikom analize ovog uticaja kao linearne regresije kod prvopraskinja on se ne uzima u obzir, jer on ne postoji, na šta ukazuje vrednost 0, dok se kod ostalih prašenja kod kojih je vrednost ovog faktora različita od nule, ovaj uticaj normalno analizirao.

Definisanje klasa intervala zalučenje – oplodnja urađeno je po principu koji je predstavio **Radojković (2007)**, a po uzoru na **Lukovića i sar. (2003)**. Formirano je 10 klasa ovog uticaja, pri čemu se vodilo računa o specifičnosti njegovog delovanja na BŽP, kao i distribuciji frekvencija stvarnog trajanja ovog intervala u setu podataka na osnovu koga su sprovedena ova istraživanja. Način na koji su formirane klase prikazan je u Tabeli 18.

Tabela 18. Klase trajanja intervala zalučenje – oplodnja

Klasa	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Trajanje (dana)	<4	4	5	6	7	8	9	10-23	24-32	>32

Razvoj sistematskog dela modela i analiza podataka metodom najmanjih kvadrata osobina dugovečnosti (DPŽ, NP, UBŽP) na samom početku naišli su na određene poteškoće, jer osobine dugovečnosti još uvek nisu dovoljno ispitane i nisu u žiži naučnoistraživačkog rada, pa je broj dostupnih literaturnih referenci koje se odnose na ovu problematiku relativno

mali, tako da je uključivanje pojedinih uticaja u model zahtevalo dodatnu analizu potencijalne biološke opravdanosti njihovog delovanja na ovu grupu osobina. Takođe, kod uticaja koji se ponavljaju u toku života kao što su sezona uspešne oplodnje, broj živorođene prasadi u leglu i starost krmače pri prašenju koristeći linearne metode analize koji ne dozvoljavaju uključivanje vremenski zavisnih varijabli, trebalo je odabrati one varijante navedenih uticaja koje će ispoljiti najjače dejstvo na osobine dugovečnosti i koje imaju sve krmače. Tako je varijabilnost ove grupe osobina ispitana pod uticajem prethodno navedenih faktora vezanih za prvo prašenje, jer prvopraskinje, kao što je poznato, predstavljaju najosetljiviju kariku u reprodukcionom lancu, a pored toga jedan od kriterijuma bio je da grla obuhvaćena analizom imaju podatke za bar jedno ostvareno prašenje. Takođe, treba istaći da su linearnim metodama analize bile obuhvaćene samo krmače koje su završile svoj proizvodni život, odnosno krmače koje su činile tzv. cenzurisani deo ispitivane populacije. Na osnovu svega iznetog, kao i činjenice da osobine dugovečnosti krmača direktno proizilaze iz reproduktivnih osobina, formiran je sistematički deo modela koji je uključio sledeće uticaje:

Model 4.

$$Y_{ijkl} = \mu + G_i + S_j + \check{Z}P_k + b_1 (x_{ijkl} - \bar{x}) + b_2 (x_{ijkl} - \bar{x}) + b_3 (x_{ijkl} - \bar{x}) + e_{ijkl}$$

gde je:

Y_{ijkl} – ispoljenost posmatrane osobine l -te individue,

μ – opšti prosek posmatrane osobine u populaciji,

G_i – fiksni uticaj genotipa,

S_j – fiksni uticaj sezone prvog uspešnog pripusta definisane interakcijom godine i meseca,

$\check{Z}P_k$ – fiksni uticaj broja živorođene prasadi u prvom prašenju,

$b_1 (x_{ijkl} - \bar{x})$ – linearno regresijski uticaj korigovanog uzrasta na kraju performans testa,

$b_2 (x_{ijkl} - \bar{x})$ – linearno regresijski uticaj korigovane debljine slanine na kraju performans testa,

$b_3 (x_{ijkl} - \bar{x})$ – linearni regresijski uticaj starosti pri prvom prašenju,

e_{ijkl} – uticaj nedeterminisanih faktora (ostatak).

Linearni regresijski uticaji uzrasta i debljine slanine nazimica na kraju testa podrazumevali su korekciju ovih parametara na masu od 100 kg, što je tehnologijom predviđena masa na kraju testa. Korekcija je izvršena kako bi se pri analizi moglo ispitati realno dejstvo ovih faktora, jer u suprotnom, utvrđena varijabilnost osobina dugovečnosti ispitana pod uticajem nekorigovanih faktora, mogla bi da bude rezultat delovanja različitih masa koje su životinje ostvarile, a ne rezultat stvarnog delovanja navedenih uticaja. Korekcija uzrasta na kraju testa nazimicama na masu od 100 kg je izvršena pre samih analiza i kao

takva korigovana je, predstavljena i analizirana u okviru ispitivanja osobina iz performans testa, a kasnije i uključena kao uticaj u analizi osobina dugovečnosti. Jednačina na osnovu koje je izvršena korekcija ove osobine prikazana je u ovom poglavlju u okviru razmatranja sistematskog dela modela na osnovu koga je analizirana fenotipska varijabilnost uzrasta na kraju testa. Sa druge strane, debljina slanine na kraju testa nazimica predstavljena kao uticaj pri ispitivanju osobina dugovečnosti je korigovana metodom baznih indeksa koji se zasniva na sledećim jednačinama:

$$Y_i = a + bX_i$$

gde je:

Y_i – očekivana vrednost (zavisno promenljiva) osobine individue,

a – intersept (početna vrednost zavisno promenljive na y – osi kada je vrednost nezavisno promenljive jednaka nuli),

b – koeficijent linearne regresije,

X_i – izmerena vrednost (nezavisno promenljive) osobine (masa) individue na koju se koriguje zavisno promenljiva.

$$K = (a + b \times 100) / Y_i$$

gde je:

K – bazni indeks (koeficijent za korekciju),

100 – vrednost nezavisno promenljive na koju se koriguje zavisno promenljiva.

Množenjem vrednosti utvrđenih baznih indeksa sa realnom izmerenom vrednošću debljine slanine svake nazimice, dobijena je korigovana debljina slanine za svako grlo čiji su proizvodni rezultati analizirani.

Sledeći korak u procesu analize bio je da se na osnovu mešovutih modela ocene varijanse i kovarijanse posmatranih osobina kao i udeo pojedinih varijansi u ukupnoj fenotipskoj varijansi, a sve sa ciljem utvrđivanja naslednosti i povezanosti ovih osobina. Konstrukcija mešovutih modela izvedena je tako da su oni sadržali sve statistički značajne uticaje utvrđene prethodnim analizama sistematskog dela modela i slučajne uticaje za čije uključivanje je postojala biološka opravdanost. Obzirom da su istraživanja sprovedna u populaciji svinja u kojoj je selekcija vršena u dugogodišnjem periodu na različite načine i uzorak odabranih krmača nije bio slučajan, za ocenu varijansi i kovarijansi korišćen je metod ograničene najveće verovatnoće (REML – Restricted Maximum Likelihood) primenom jednoosobinskog (ST – Single Trait) ili višeosobinskog modela (MT – Multiple Trait).

Korišćen je niz kombinacija višeosobinskih modela uz uvažavanje nekih selekcijskih principa, kako bi se utvrdile vrednosti koeficijenata heritabiliteta i korelacija u zavisnosti od vrste i broja osobina koje su uključene u model.

Ocena varijansi i kovarijansi izvršena je u programskom paketu „VCE – 6“ (Groeneveld i sar., 2010), dok je priprema podataka za analizu u prethodno navedenom softveru koja je podrazumevala tzv. kodiranje podataka, odrađena uz pomoć programskog paketa „PEST“ (Groeneveld i sar., 1990).

Za ocenu varijansi i kovarijansi osobina iz performans testa nazimica (ŽDP, DS, PM) potrebnih za izračunavanje naslednosti i povezanosti ispitivanih osobina, korišćena je sledeća jednačina mešovitog modela:

Model 5.

$$Y_{ijkl} = \mu + G_i + S_j + b_1 (x_{ijkl} - \bar{x}) + l_k + a_{ijkl} + e_{ijkl}$$

gde je:

Y_{ijkl} – ispoljenost posmatrane osobine l -te individue,

μ – opšti prosek posmatrane osobine u populaciji,

G_i – fiksni uticaj genotipa,

S_j – fiksni uticaj sezone kraja performans testa definisane interakcijom godine i meseca,

$b_1 (x_{ijk} - \bar{x})$ – linearni regresijski uticaj telesne mase na kraju testa,

l_k – slučajni uticaj legla u kome su nazimice rođene/gajene,

a_{ijkl} – direktni aditivni genetski uticaj životinje (priplodna vrednost),

e_{ijkl} – uticaj nedeterminisanih faktora (ostatak).

Jednačina fiksnih i slučajnih uticaja na osnovu koje je utvrđena naslednost DM i povezanost sa drugim ispitivanim osobinama, predstavljena je sledećim mešovitim modelom:

Model 6.

$$Y_{ijk} = \mu + S_i + b_1 (x_{ijk} - \bar{x}) + l_k + a_{ijk} + e_{ijk}$$

gde je:

Y_{ijk} – ispoljenost posmatrane osobine k -te individue,

μ – opšti prosek posmatrane osobine u populaciji,

S_i – fiksni uticaj sezone kraja performans testa definisane interakcijom godine i meseca,

$b_1 (x_{ijk} - \bar{x})$ – linearni regresijski uticaj telesne mase izmerene na kraju testa,

l_k – slučajni uticaj legla u kome su nazimice rođene/gajene,

a_{ijk} – direktni aditivni genetski uticaj životinje (priplodna vrednost),

e_{ijk} – uticaj nedeterminisanih faktora (ostatak).

Mešoviti model na osnovu koga je ispitana genetska varijabilnost uzrasta na kraju testa nazimica obuhvatio je sledeće fiksne i slučajne uticaje:

Model 7.

$$Y_{ijkl} = \mu + G_i + S_j + l_k + a_{ijkl} + e_{ijkl}$$

gde je:

Y_{ijkl} – ispoljenost posmatrane osobine l -te individue,

μ – opšti prosek posmatrane osobine u populaciji,

G_i – fiksni uticaj genotipa,

S_j – fiksni uticaj sezone kraja performans testa definisane interakcijom godine i meseca,

l_k – slučajni uticaj legla u kome su nazimice rođene/gajene,

a_{ijkl} – direktni aditivni genetski uticaj životinje (priplodna vrednost),

e_{ijkl} – uticaj nedeterminisanih faktora (ostatak).

Jednačina mešovitog modela na osnovu koje su dobijeni parametri neophodni za izračunavanje naslednosti i povezanosti broja živorođene prasadi u leglu krmača, može se predstaviti sledećim izrazom:

Model 8.

$$\begin{bmatrix} y_{1ijklmno} \\ y_{2ijklmno} \end{bmatrix} = P_i + S_j + G_k + O_l + b_{1i}(x_{ijklmno} - \bar{x}) + b_{2i}(x_{ijklmno} - \bar{x})^2 + \\ + \begin{bmatrix} 0 \\ ZO_m + b_3(z_{ijklmno} - \bar{z}) \end{bmatrix} + l_n + p_{ijklmnop} + a_{ijklmnop} + e_{ijklmnop}$$

gde je:

$Y_{rijklmnop}$ – ispoljenost posmatrane osobine p -te individue u leglima prvopraskinja ($r = 1$) ili starijih svinja ($r = 2$),

μ – opšti prosek posmatrane osobine u populaciji,

P_i – fiksni uticaj prašenja po redu,

S_j – fiksni uticaj sezone uspešnog pripusta definisane interakcijom godine i meseca,

G_k – fiksni uticaj genotipa,

O_l – fiksni uticaj oca legla,

$b_{1i}(x_{ijklmnop} - \bar{x})$ – linearni član kvadratnog regresijskog uticaja starosti pri prašenju ugnježđen u okviru prašenja po redu,

$b_{2i}(x_{ijklmnop} - \bar{x})^2$ – kvadratni član kvadratnog regresijskog uticaja starosti pri prašenju ugnježđen u okviru prašenja po redu,

ZO_m – fiksni uticaj klase trajanja prethodnog perioda od zalučenja do oplodnje,

$b_3 (x_{ijklmnop} - \bar{x})$ – linearno regresijski uticaj trajanja prethodne laktacije,

l_n – slučajni uticaj legla u kome su krmače rođene/gajene,

$p_{ijklmnop}$ – slučajni uticaj permanentne okoline u leglima krmače,

$a_{ijklmnop}$ – direktni aditivni genetski uticaj životinje (priplodna vrednost),

$e_{ijklmnop}$ – uticaj nedeterminisanih faktora (ostatak).

Mešoviti model koji je korišćen za ocenu genetskih parametara osobina REML metodom dugovečnosti (DPŽ, UBP, UBŽP) uključivao je fiksne i slučajne uticaje prikazane u sledećoj jednačini mešovitog modela:

Model 9.

$$Y_{ijklmn} = \mu + G_i + S_j + \check{Z}P_k + b_1 (x_{ijklmn} - \bar{x}) + b_2 (x_{ijklmn} - \bar{x}) + b_3 (x_{ijlkmn} - \bar{x}) + l_m + a_{ijklmn} + e_{ijklmn}$$

gde je:

Y_{ijklmn} – ispoljenost posmatrane osobine n -te individue,

μ – opšti prosek posmatrane osobine u populaciji,

G_i – fiksni uticaj genotipa,

S_j – fiksni uticaj sezone prvog uspešnog pripusta definisane interakcijom godine i meseca,

$\check{Z}P_k$ – fiksni uticaj broja živorođene prasadi u prvom prašenju,

$b_1 (x_{ijklmn} - \bar{x})$ – linearno regresijski uticaj korigovanog uzrasta na kraju performans testa,

$b_2 (x_{ijklmn} - \bar{x})$ – linearno regresijski uticaj korigovane debljine slanine na kraju performans testa,

$b_3 (x_{ijklmn} - \bar{x})$ – linearno regresijski uticaj starosti pri prvom prašenju,

l_m – slučajni uticaj legla u kome su krmače rođene/gajene,

a_{ijklmn} – direktni aditivni genetski uticaj životinje (priplodna vrednost),

e_{ijklmn} – uticaj nedeterminisanih faktora (ostatak).

Koeficijent naslednosti (heritabilitet) analiziranih osobina predstavljen je kao odnos aditivne genetske varijanse utvrđene REML metodomuz korišćenje matrice srodstva i ukupne fenotipske varijanse, što se može predstaviti sledećim izrazom:

$$h^2 = \frac{\sigma_a^2}{\sigma_{ph}^2}$$

gde je:

h^2 – koeficijent naslednosti (heritabilitet),

σ_a^2 – aditivna genetska varijansa,

σ_{ph}^2 – ukupna fenotipska varijansa.

Koeficijenti fenotipskih i genetskih korelacija izračunati su na osnovu sledećih izraza:

$$r_{phXY} = \frac{(Cov_{phXY})}{\sqrt{\sigma_{phX}^2 + \sigma_{phY}^2}}$$

$$r_{gXY} = \frac{(Cov_{gXY})}{\sqrt{\sigma_{gX}^2 + \sigma_{gY}^2}}$$

gde je:

r_{phXY} – koeficijent fenotipske korelacije između osobina X i Y,

Cov_{phXY} – fenotipska kovarijansa između osobina X i Y,

σ_{phX}^2 – fenotipska varijansa osobine X,

σ_{phY}^2 – fenotipska varijansa osobine Y.

r_{gXY} – koeficijent genetske korelacije između osobina X i Y,

Cov_{gXY} – genetska kovarijansa između osobina X i Y,

σ_{gX}^2 – genetska varijansa osobine X,

σ_{gY}^2 – genetska varijansa osobine Y.

Jačina povezanosti osobina određena je na osnovu Roemer-Orphalove klasifikacije (**Latinović 1996**). Statistička značajnost korelacionih koeficijenata utvrđena je na osnovu tablica statističke značajnosti koje su dali **Snidikor i Cochran (1971)**.

3. 2. Analiza preživljavanja

Analiza preživljavanja poslužila je da se ispita nivo rizika pojedinih faktora koji prouzrokuju varijabilnost osobina dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP), kako bi se ustanovljeni rizik po pojedinim faktorima uključio u ocenu varijansi, u cilju dobijanja što tačnije ocene koeficijenta heritabiliteta za osobine iz ove grupe.

Struktura i obim podataka koji su analizirani metodologijom analize preživljavanja bili su isti kao i kod linearnih metoda analize (Tabela 17), sa tim što su podaci po formi prilagođeni za njihovu obradu u programskom paketu „**Survival kit V6. 0.**” (**Ducrocq i sar., 2010**), u okviru koga je korišćen Vejbul regresioni model koji uvažava i slučajne genetske i negenetske uticaje, tzv. „*Frailty model*”.

Sam proces analize išao je po principu “korak po korak”, tako što je prvo ustanovljen nivo rizika po fiksnim i regresijskim uticajima, a potom je konstruisan mešoviti model koji je sadržao pored fiksnih i regresijskih uticaja za koje je utvrđeno da nose statistički značajan rizik i slučajne uticaje. Pri konstrukciji sistematskog dela modela uključeni su svi oni uticaji koji su bili uključeni i u linearnim modelima analize ove grupe osobina, ali i neki drugi za koje se pretpostavilo da mogu ispoljiti uticaj na osobine dugovečnosti, a nije postojala mogućnost njihovog uključivanja u linearne metode analize. Tako su oni uticaji koji se ponavljaju i menjaju u toku života u proces analize preživljavanja uključeni kao vremenski zavisne varijable, što ovaj metodološki postupak omogućuje.

Jednačina sistematskog dela modela na osnovu koje je ustanovljen nivo rizika po fiksnim i regresijskim uticajima za osobine dugovečnosti može se prikazati sledećim izrazom:

Model 10.

$$\lambda(t) = \lambda_0(t) \exp [G_i + S_j + \check{Z}PL_k + ZO_l + DS_m + b_1 (x_{ijklm} - \bar{x}) + b_2 (x_{ijklm} - \bar{x}) + b_3 (x_{ijklm} - \bar{x})]$$

gde je:

$\lambda(t)$ – hazardna funkcija (trenutna verovatnoća izlučenja) za određenu krmaču u vremenu t ,

$\lambda_0(t)$ – Weibul osnovna hazardna funkcija,

G_i – fiksni vremenski nezavisan uticaj genotipa,

S_j – fiksni vremenski zavisni uticaji sezone uspešnog pripusta definisane interakcijom godine i meseca,

$\check{Z}PL_k$ – fiksni vremenski zavisni uticaji broja živorođene prasadi u leglu,

ZO_l – fiksni vremenski zavisni uticaji klase trajanja perioda od zalučenja do oplodnje,

DS_m – fiksni vremenski nezavisan uticaj korigovane debljine slanine na kraju performans testa,

$b_1 (x_{ijklm} - \bar{x})$ – linearni regresijski vremenski nezavisan uticaj korigovanog uzrasta na kraju performans testa,

$b_2 (x_{ijklm} - \bar{x})$ – linearni regresijski vremenski nezavisan uticaj starosti krmače pri prvom prašenju,

$b_3 (x_{ijklm} - \bar{x})$ – linearno regresijski vremenski zavisni uticaji trajanja prethodne laktacije.

Za razliku od linearnih metoda koji su korišćeni u analizi sistematskog dela modela osobina dugovečnosti, u kojima je prosečna debljina slanine nazimica pri masi od 100 kg u

model uključena kao linearna regresija, njen uticaj u analizi preživljavanja u model je uključen samo kao fiksni uticaj. To je urađeno iz razloga što je prilikom prelimirane konstrukcije prvo fiksnog, a potom i mešovitog modela u analizi preživljavanja, ovaj uticaj definisan kao linearna regresija, narušavao stabilnost samog modela i doveo do toga da se dobije veoma niska vrednost aditivne genetske varijanse, pri čemu je sam program u okviru koga su vršene analize ukazivao da model nije zadovoljavajući. Potom se pristupilo preformulisanju različitih uticaja uključenih u model, sve dotle dok se nisu dobili rezultati koji su imali biološko objašnjenje i bili uporedivi sa rezultatima iz literature. Kao rezultat ovoga došlo se do toga da je linearno regresijski uticaj prosečne debljine slanine u modelu zamenjen sa fiksnim uticajem ovog istog faktora.

Sledeći korak u analizi preživljavanja bio je da se konstruiše mešoviti model koji je pored statistički značajnih fiksnih i regresijskih uticaja sadržao i slučajni aditivni uticaj životinje, kako bi se dobila aditivna genetska varijansa neophodna za izračunavanje koeficijenta naslednosti ovih osobina. Tako su konstruisani sledeći modeli na osnovu kojih su dobijene genetske komponente varijanse.

Jednačina modela na osnovu koga je ocenjena genetska komponenta varijanse za DPŽ krmača analizom preživljavanja može se prikazati sledećim izrazom:

Model 11.

$$\lambda(t) = \lambda_0(t) \exp [G_i + S_j + \check{Z}PL_k + ZO_l + DS_m + b_1 (x_{ijklm} - \bar{x}) + b_2 (x_{ijlkm} - \bar{x}) + a_{ijklm}]$$

gde je:

$\lambda(t)$ – hazardna funkcija (trenutna verovatnoća izlučenja) za određenu krmaču u vremenu t ,

$\lambda_0(t)$ – Weibul osnovna hazardna funkcija,

G_i – fiksni vremenski nezavisan uticaj genotipa,

S_j – fiksni vremenski zavisni uticaj sezone uspešnog pripusta definisane interakcijom godine i meseca,

$\check{Z}PL_k$ – fiksni vremenski zavisni uticaj broja živorođene prasadi u leglu,

ZO_l – fiksni vremenski zavisni uticaj klase trajanja perioda od zalučenja do oplodnje,

DS_m – fiksni vremenski nezavisan uticaj korigovane debljine slanine na kraju performans testa,

$b_1 (x_{ijklm} - \bar{x})$ – linearni regresijski vremenski nezavisan uticaj korigovanog uzrasta na kraju performans testa,

$b_2 (x_{ijklm} - \bar{x})$ – linearni regresijski vremenski nezavisan uticaj starosti krmače pri prvom prašenju,

a_{ijklm} – direktni aditivni genetski vremenski nezavisan uticaj životinje (priplodna vrednost).

Aditivna komponenta varijanse za UBP i UBŽP ocenjena je pomoću modela koji se može prikazati sledećom jednačinom.

Model 12.

$$\lambda(t) = \lambda_0(t) \exp [G_i + S_j + \check{Z}PL_k + ZO_l + DS_m + b_1 (x_{ijklm} - \bar{x}) + b_2 (x_{ijklm} - \bar{x}) + b_3 (x_{ijklm} - \bar{x}) + a_{ijklm}]$$

gde je:

$\lambda(t)$ – hazardna funkcija (trenutna verovatnoća izlučenja) za određenu krmaču u vremenu t ,

$\lambda_0(t)$ – Wejbul osnovna hazardna funkcija,

G_i – fiksni vremenski nezavisan uticaj genotipa,

S_j – fiksni vremenski zavisni uticaj sezone uspešnog pripusta definisane interakcijom godine i meseca,

$\check{Z}PL_k$ – fiksni vremenski zavisni uticaj broja živorođene prasadi u leglu,

ZO_l – fiksni vremenski zavisni uticaj klase trajanja perioda od zalučenja do oplodnje,

DS_m – fiksni vremenski nezavisan uticaj korigovane debljine slanine na kraju performans testa,

$b_1 (x_{ijklm} - \bar{x})$ – linearni regresijski vremenski nezavisan uticaj korigovanog uzrasta na kraju performans testa,

$b_2 (x_{ijklm} - \bar{x})$ – linearni regresijski vremenski nezavisan uticaj starosti pri prvom prašenju,

$b_3 (x_{ijklm} - \bar{x})$ – linearni regresijski vremenski zavisni uticaj trajanja prethodne laktacije,

a_{ijklm} – direktni aditivni genetski vremenski nezavisan uticaj životinje (priplodna vrednost).

Heritabilitet za osobine dugovečnosti je izračunat po obrascu koji je predložio veći broj istraživača (Yazdi i sar., 2002; Engbolm i sar., 2009; Meszaros i sar., 2010; Raguž 2012; Jovanovac i sar., 2013), koji su komponente varijanse ovih osobina ocenili metodologijom analize preživljavanja. Tako je heritabilitet predstavljen kao količnik genetske varijanse i zbira slučajnih efekata i količnika jedinice i udela necenzuriranih podataka. Obrazac po kome je izračunat heritabilitet može se prikazati pomoću sledećeg izraza:

$$h^2 = \frac{\sigma_a^2}{\sigma_a^2 + \left(\frac{1}{p}\right)}$$

gde je:

h^2 – koeficijent naslednosti (heritabilitet),

σ_a^2 – aditivna genetska varijansa,

p – udeo necenzurisanih podataka.

4. REZULTATI ISTRAŽIVANJA I DISKUSIJA

4.1. Analiza sistematskog dela modela za osobine porasta i kvaliteta trupa nazimica

U Tabeli 19 su prikazane prosečne vrednosti i mere varijacije (deskriptivni statistički pokazatelji) za ispitivane osobine porasta i kvaliteta trupa nazimica utvrđene na kraju performans testa.

Tabela 19. Deskriptivi statistički pokazatelji za osobine porasta i kvaliteta trupa nazimica

Osobina	N	\bar{X}	SD	Min	Max	CV
ŽDP (g/dan)	4768	525,51	43,51	367	667	8,28
UKT (dan)	4768	189,53	15,77	149	269	8,32
DS (mm)	4768	14,50	3,58	7	30	24,68
DM (mm)	4768	47,43	4,29	35	69	9,05
PM (%)	4768	56,44	3,53	41,6	64,7	6,26

Prosečna ispoljenost životnog dnevnog prirasta nazimica utvrđena u ovom istraživanju iznosila je 525,51 g/dan, što je vrednost koja je približna vrednostima koje su u svojim istraživanjima utvrdili **Malovrh i Kovač (1999)**, **Vuković i sar. (2007)**, **Nguyen i McPhee (2005)** i **Kernerova i sar. (2006)**. Dobijena vrednost je nešto niža u odnosu na vrednosti predstavljene od strane **Tummaruk i sar. (2000)**, **Vuković (2003)**, **Arango i sar. (2005)**, **Jones i sar. (2009)**, **Szyndler – Nędza i sar. (2010)**, **Szulc i sar. (2011)**, **Gogić i sar. (2012)**, **Vidović i sar. (2012a i 2012b)**, **Wolf i Wolfová (2012)** i **Sobczynska i sar. (2013)**, dok je viša u odnosu na vrednosti ŽDP koje su utvrdili **Radivojević (1992)**, **Brkić (1998 i 2002)** i **Mijatović i sar. (2009)**.

Nazimice pri telesnoj masi od 100 kg ostvarile su prosečan uzrast od 189,53 dana, što ovaj rezultat čini saglasnim sa rezultatima ili većim delom rezultata koje su prikazali **Vincek i sar. (2003)**, **Vuković i sar. (2007)**, **Mijatović i sar. (2009)** i **Škorput i sar. (2009)**. Prikazani rezultat odstupa od rezultata **Bizelis i sar. (2000)**, **Jones i sar. (2009)** i **Gogić i sar. (2012)**, koji su utvrdili niže (bolje) vrednosti ove osobine i rezultata **Radivojević (1992)**, **Brkić (1998 i 2002)** i **Vuković (2003)** u kojima su utvrđene veće vrednosti ovog pokazatelja porasta nazimica.

Na osnovu rezultata prikazanih u Tabeli 19 vidi se da je prosečna debljina slanine kod nazimica na kraju performans testa iznosila 14,50 mm. U pogledu prosečne vrednosti debljine slanine nazimica na kraju testa dobijeni rezultat je blizak rezultatima ili delu rezultata **Malovrh i Kovač (1999)**, **Imboonta i sar. (2007a i 2007b)** i **Mijatović i sar. (2009)**, dok odstupa od rezultata ili dela rezultata **Brkić (1998 i 2002)**, **Malovrh i Kovač (1999)**, **Kernerova i sar. (2006)** i **Szulc i sar. (2011)**, u kojima su utvrđene više prosečne vrednosti ove osobine i rezultata **Bizelis i sar. (2000)**, **Tummaruk i sar. (2000)**, **Vincek i sar. (2003)**, **Nguyen i McPhee (2005)**, **Vuković i sar. (2007)**, **Jones i sar. (2009)**, **Škorput i sar. (2009)**, **Szyndler – Nędza i sar., (2010)**, **Gogić i sar. (2012)**, **Sobczynska i sar. (2013)** i **Wongsakajornkit i Imboonta (2015)**, u kojima su utvrđene niže vrednost ove osobine.

Dubina MLD – a na kraju performans testa kod ispitivanih nazimica u proseku je iznosila 47,43 mm, što ovaj rezultat čini približnim rezultatima **Bizelis i sar. (2000)**, dok je utvrđena vrednost znatno niža u odnosu na prosečnu vrednost ove osobine koje su u svojim istraživanjima utvrdili **Kernerova i sar. (2006)**, **Szyndler – Nędza i sar. (2010)**, **Szulc i sar. (2011)**, **Gogić i sar. (2012)** i **Sobczynska i sar. (2013)** i viša u odnosu na vrednost koju je u svojim istraživanjima utvrdio **Brkić (1998 i 2002)**.

Utvrđena prosečna vrednost PM kod nazimica od 56,44 %, je bliska prosečnim vrednostima koje su u svojim istraživanjima utvrdili **Nguyen i McPhee (2005)**, **Kernerova i sar. (2006)**, **Mijatović i sar. (2009)**, **Szyndler – Nędza i sar. (2010)**, **Szulc i sar. (2011)** i **Sobczynska i sar. (2013)**. Sa druge strane, prosečna ispoljenost ove osobine odstupa od rezultata **Wolf i Wolfová (2012)**, koji su utvrdili veće vrednosti ove osobine i rezultata **Brkić (1998)** u kojima je utvrđena manja prosečna vrednost ove osobine.

Tabela 20. Statistička značajnost fiksnih i regresijskih uticaja uključenih u modele za analizu varijabilnosti osobina porasta i kvaliteta trupa nazimica i koeficijenti determinacije modela.

Osobina	Uticaji			R ²
	Genotip	Sezona kraja testa	Masa na kraju testa	
ŽDP	**	***	***	0,82
UKT	***	***	-	0,18
DS	***	***	***	0,54
DM	NS	***	***	0,18
PM	***	***	***	0,53

❖ $P < 0,001$ ***; $P < 0,01$ **; $P < 0,05$ *; $P > 0,05$ ns;

U Tabeli 20 prikazana je statistička značajnost delovanja fiksnih i regresijskih uticaja na životni dnevni prirast, uzrast na kraju testa, debljinu slanine, dubinu MLD i procenat mesa u trupu nazimica na kraju performans testa (Prilozi 1, 2, 3, 4 i 5).

Ukupna objašnjena varijabilnost osobina porasta i kvaliteta trupa nazimica, sistematskim uticajima u korišćenim modelima, iznosila je od 18 % za UKT i DM do 82 % za ŽDP, na šta ukazuju koeficijenti determinacije prikazani u Tabeli 20.

Rezultati analize varijanse za životni dnevni prirast nazimica pokazuju da je genotip nazimice statistički visoko značajno uticao ($P < 0,01$) na varijabilnost ove osobine. Dobijeni rezultati u ovom istraživanju su u potpunosti u saglasnosti sa rezultatima do kojih je došla sledeća grupa istraživača: **Brkić (1998)**, **Vuković (1998 i 2003)**, **Tummaruk i sar. (2000)**, **Nguyen i McPhee (2005)**, **Lepron i sar. (2007)**, **Imboonta i sar. (2007)**, **Cai i sar. (2008)**, **Jones i sar. (2009)**, **Pham i sar. (2010)**, **Gogić i sar. (2012)** i **Vidović i sar. (2012a i 2012b)**. Međutim, razlikuju se u odnosu na rezultate koje su prikazali **Brkić (2002)**, **Radović i sar. (2012)** i **Popovac i sar. (2014a)** koji nisu utvrdili statistički značajnu varijabilnost ŽDP izazvanu genotipom kod takođe ispitivanih nazimica švedskog landrasa i nazimica F1 meleza švedskog landrasa i velikog jorkšira.

Sezona kraja performans testa nazimica, definisana interakcijom godine i meseca, ispoljila je statistički vrlo visoko značajno dejstvo ($P < 0,001$) na vrednosti životnog dnevnog prirasta koji su nazimice ostvarile na kraju testa, što je u skladu sa rezultatima koje su u svojim istraživanjima ustanovili **Malovrh i Kovač (1999)**, **Nagy i sar. (2008)**, **Jones i sar. (2009)** i **Sobczynska i sar. (2013)**.

Statistički vrlo visoko značajno dejstvo ($P < 0,001$) na varijabilnost ŽDP kod nazimica ispoljila je i telesna masa na kraju testa, uključena u model kao linearni regresijski uticaj. Uticaj telesne mase definisane kao linearna regresija u svojim istraživanjima uključili su **Vuković (1998 i 2003)**, **Serenius i Stalder (2004)**, **Kernerova i sar. (2006)**, **Kasprzyk (2007)**, **Vukovic i sar. (2007)**, **Nagy i sar. (2008)**, **Jones i sar. (2009)**, **Szulc i sar. (2011)** i **Gogić i sar. (2012)**, pri čemu u svim prethodno navedenim istraživanjima u kojima je prikazana statistička značajnost delovanja faktora, telesna masa na kraju performans testa ispoljila je statistički značajno delovanje na ŽDP nazimica (svinja).

Uzrast na kraju testa nazimica korigovan na telesnu masu od 100 kg statistički je vrlo visoko značajno varirao ($P < 0,001$) pod uticajem genotipa. U pogledu statističke značajnosti delovanja ovog uticaja na UKT, rezultati izneti u ovom istraživanju su u saglasnosti sa rezultatima do kojih su došli **Brkić (1998)**, **Vuković (1998 i 2003)**, **Bizelis i sar. (2000)** i **Gogić i sar. (2012)**, ali se razlikuju sa rezultatima istraživanja **Brkića (2002)** i **Radovića i**

sar. (2012) koji nisu ustanovili signifikantnu promenu ove osobine u zavisnosti od toga da li su nazimice rase švedski landras ili F1 melezi švedskog landrasa i velikog jorkšira.

Uticao sezona kraja performans testa takođe je ispoljio statistički vrlo visoko značajno dejstvo ($P < 0,001$) na varijabilnost UKT, što je potpuno u skladu sa rezultatima **Vincek i sar. (2003)**, **Nagy i sar. (2008)** i **Škorput i sar. (2009)**.

Prosečna debljina slanine nazimica na kraju testa izmerena na leđima i krstima (DS) vrlo visoko značajno je varirala ($P < 0,001$) pod uticajem genotipa, čime su rezultati predstavljeni u ovom istraživanju saglasni sa rezultatima **Brkić (1998)**, **Vuković (1998 i 2003)**, **Bizelis i sar. (2000)**, **Tummaruk i sar. (2000)**, **Imboonta i sar. (2007a)**, **Vukovic i sar. (2007)**, **Cai i sar. (2008)**, **Jones i sar. (2009)**, **Škorput i sar. (2009)**, **Pham i sar. (2010)** i **Gogić i sar. (2012)**. Sa druge strane, kada je u pitanju uticaj genotipa na DS predstavljeni rezultati su oprečni rezultatima koje su utvrdili **Brkić (2002)**, **Radović i sar. (2012)** i **Popovac i sar. (2014a)**.

Sezonski uticaj definisan kao kombinacija godine i meseca uticao je statistički vrlo visoko značajno ($P < 0,001$) na varijabilnost DS, što je isti zaključak do koga su došli u svojim istraživanjima **Vincek i sar. (2003)**, **Jones i sar. (2009)**, **Škorput i sar. (2009)** i **Sobczynska i sar. (2013)**, za razliku od **Malovrh i Kovač (1999)** gde nije utvrđen značajan efekat ovako definisane sezone na ovu osobinu.

Telesna masa nazimice na kraju testa uključena u model kao linearni regresijski uticaj, ispoljila je statistički vrlo visoko značajno delovanje ($P < 0,001$) na ostvarene vrednosti DS u ovom istraživanju, što je u skladu sa rezultatima do kojih su došli **Serenius i Stalder (2004)**, **Kernerova i sar. (2006)**, **Škorput i sar. (2009)**, **Szulc i sar. (2011)** i **Gogić i sar. (2012)**. Takođe, do istih rezultata došla je i veća grupa istraživača iako nisu prikazali značajnost delovanja ovog uticaja (**Vuković, 1998 i 2003; Malovrh i Kovač, 1999; Crump, 2001; Vukovic i sar., 2007; Wongsakajornkit i Imboonta, 2015**), što se moglo zaključiti na osnovu toga što su ovaj uticaj uključili u mešovite modele na osnovu kojih su računali genetske parametre za DS.

Genotip nazimice za razliku od ostalih ispitivanih osobina iz performans testa u ovom istraživanju nije statistički značajno uticao na variranje ($P > 0,05$) dubine MLD – a, što je suprotno rezultatima koje su ustanovili **Bizelis i sar. (2000)**, **Kasprzyk (2007)** i **Gogić i sar. (2012)**, ali je u saglasnosti sa rezultatima **Brkić (1998 i 2002)** i **Radović i sar. (2012)** gde takođe nije ustanovljen signifikantan uticaj genotipa na dubinu MLD – a kod nazimica čistih plodnih rasa i njihovih meleza.

Uticaj sezone kraja performans testa, definisane na prethodno navedeni način u ovom istraživanju, pokazao je vrlo visoko značajno delovanje na varijabilnost ($P < 0,001$) dubine MLD – a, što je u skladu sa rezultatima do kojih su došli **Sobczynska i sar. (2013)**.

Linearno regresijski uticaj telesne mase nazimice na kraju performans testa pokazao je statistički vrlo visoko značajno dejstvo ($P < 0,001$) na ostvarene vrednosti dubine MLD – a, pri čemu su rezultati prikazani u ovom istraživanju u saglasnosti sa rezultatima koje su ustanovili **Brkić (2002)**, **Kasprzyk (2007)** i **Szulc i sar. (2011)**.

Procenat mesa u trupu nazimica vrlo visoko značajno je varirao ($P < 0,001$) pod uticajem genotipa, što potvrđuje zaključke do kojih su došli **Brkić (1998)**, **Nguyen i McPhee (2005)** i **Pham i sar. (2010)**. Sa druge strane, protivrečni rezultatima grupe autora (**Brkić, 2002; Radović i sar., 2012; Popovac i sar., 2014a**) koji nisu utvrdili značajnu varijabilnost PM u zavisnosti od toga da li su nazimice bile čistih plodnih mesnatih rasa ili njihovi melezi.

Sezona kraja performans testa nazimica statistički vrlo visoko značajno je uticala ($P < 0,001$) na ostvarene vrednosti procenta mesa u trupu ovih životinja, potvrđujući rezultate do kojih su u svojim istraživanjima došli **Nagy i sar. (2008)** i **Sobczynska i sar. (2013)**.

Procenat mesa u trupu nazimica na kraju performans testa vrlo visoko značajno je varirao ($P < 0,001$) pod uticajem telesne mase, što je u skladu sa rezultatima koje su izneli **Kernerova i sar. (2006)**, **Kasprzyk (2007)**, **Nagy i sar. (2008)** i **Wolf i Wolfová (2012)**, za razliku od rezultata **Szulc i sar. (2011)**, koji nisu utvrdili značajnu promenu procenta mesa u trupu u zavisnosti od ostvarene telesne mase.

U cilju objašnjenja uticaja genotipa nazimica na vrednosti osobina iz performans testa, u Tabeli 21 prikazane su prosečne vrednosti ovih osobina kod ispitivanih genotipova.

Tabela 21. Prosečne vrednosti i (\pm) standardne devijacije ispitivanih osobina iz performans testa kod nazimica švedskog landrasa i nazimica F1 meleza krmača švedskog landrasa i nerasta velikog jorkšira

Osobina	Genotip nazimica	
	Švedski landras	F1 melezi
Broj grla (N)	2876	1892
ŽDP (g/dan)	523,40 \pm 43,90	528,71 \pm 42,75
UKT (dan)	190,31 \pm 16,04	188,33 \pm 15,29
DS (mm)	13,95 \pm 3,30	15,32 \pm 3,82
DM (mm)	47,45 \pm 4,24	47,40 \pm 4,38
PM (%)	56,96 \pm 3,25	55,65 \pm 3,79

Posmatrajući vrednosti životnog dnevnog prirasta koje su ostvarile nazimice švedskog landrasa (523,40 g/dan) i nazimice F1 melezi švedskog landrasa i velikog jorkšira (528,71 g/dan), uočava se da su nazimice melezi intenzivnije prirastale, što može biti posledica ispoljavanja heterozis efekta. Međutim, kako nisu analizirani proizvodni rezultati i druge roditeljske rase, ne može se sa sigurnošću potvrditi prethodna pretpostavka o ispoljavanju heterozis efekta, jer su možda bolje ostvarene vrednosti za ŽDP kod F1 meleza samo posledica intermedijarnog nasleđivanja. Rezultati su u potpunosti u skladu sa rezultatima **Brkić (1998)** i **Vuković (1998)** koji takođe navode veće vrednosti ŽDP kod nazimica F1 meleza u odnosu na nazimice švedskog landrasa, s tim što su oba autora ustanovili značajno manje vrednosti za ovu osobinu kod navedenih genotipova (*švedski landras*: 490 g/dan, 429,06 g/dan; *F1 melezi*: 492 g/dan, 431,82 g/dan).

Uzrast pri masi od 100 kg bio je manji kod nazimica F1 meleza (188,33 dana) za oko 2 dana, u odnosu na nazimice ispitivane čiste rase (190,31 dana), što kao i kod prethodne osobine ukazuje na intenzivniji porast nazimica meleza. To je isti zaključak do koga je došao i **Brkić (1998)**, koji je takođe ustanovio kraće trajanje testa kod nazimica F1 meleza od 206,61 dan u odnosu na nazimice rase švedski landras gde je uzrast na kraju testa u proseku iznosio 210,86 dana.

Prosečna debljina slanine izmerena na leđima i slabini bila je veća kod nazimica F1 meleza (15,32 mm) u odnosu na nazimice švedskog landrasa (13,95 mm), pri čemu se ne može sa sigurnošću reći da li su veće vrednosti ove osobine kod nazimica meleza posledica nepoželjnog heterozis efekta koji je ostvaren, ili je to samo prosek debljine slanine roditeljskih rasa. Upoređujući vrednosti prosečne debljine slanine ova dva ispitivana genotipa sa vrednostima debljine slanine u slabinskom i leđnom delu, koje su kod nazimica švedskog landrasa (10,20 mm i 7,16 mm) i velikog jorkšira (10,60 mm i 7,63 mm) utvrdili **Gogić i sar. (2012)**, jasno se može videti da su utvrđene prosečne vrednosti slanine u ovom istraživanju daleko iznad okvira debljine slanine koju je prikazala prethodna grupa istraživača. Rezultati koje su prikazali **Škorput i sar. (2009)** potvrđuju rezultate ovog istraživanja, ukazujući na to da nazimice F1 melezi švedskog landrasa i velikog jorkšira imaju deblju slaninu (11,8 mm i 11,9 mm) u odnosu na čistorasne nazimice švedskog landrasa (11,3 mm), približavajući se vrednostima druge roditeljske rase (12,1 mm), navodeći na zaključak da je došlo do ostvarenja nepoželjnog heterozis efekta kod ove osobine.

Vrednosti dubine MLD – a za oba ispitivana genotipa su približne (*švedski landras* 47,45 mm; *F1 melezi* 47,40 mm) i značajno su manje u odnosu na vrednosti koje su utvrdili **Gogić i sar. (2012)**, kod kojih su performans testirane nazimice švedskog landrasa imale

dubinu MLD – a od 57,62 mm, a nazimice F1 melezi ove rase i velikog jorkšira 57,64 odnosno 57,81 mm.

Procenat mesa u trupu nazimica švedskog landrasa bio je značajno veći (56,96 %) nego u trupu nazimica F1 meleza (55,65 %). Ako se uzme u obzir da su obe roditeljske rase F1 meleza na globalnom nivou slične po ispoljenosti osobina kvaliteta trupa, onda se jasno može zaključiti da se kod nazimica meleza nije ispoljio heterozis efekat kod ove osobine. Sa druge strane, kako se radi o nazimicama melezima plodnih rasa kod kojih je primarno bilo unapređenje osobina plodnosti na koje može ispoljiti negativan uticaj ekstremna mesnatost, onda niže vrednosti ove osobine kod njih nisu strogo ocenjivane prilikom selekcije, jer se smatralo da će se one popraviti kod potomstva, njihovim ukrštanjem sa nerastima izrazito mesnatih – terminalnih rasa (durok, pijetren). Poredeći rezultate dobijene u ovom istraživanju sa rezultatima koje je predstavio **Brkić (1998)**, a koji je ustanovio procenat mesa u trupu kod nazimica meleza od 53,91 % i nazimica švedskog landrasa od 53,47 %, jasno se može zaključiti da su u tom istraživanju nazimice melezi ostvarile bolju mesnatost, ali predstavljene vrednosti PM do kojih se došlo u ovom istraživanju značajno su veće u odnosu na vrednosti koje je utvrdio prethodni istraživač. Uvažavajući vremensku distancu između ova dva istraživanja, kao i činjenicu da su oba istraživanja sprovedena na istoj farmi, nameće se zaključak da je bolja mesnatost utvrđena u poslednjim istraživanjima možda posledica uspešnog odgajivačko – selekcijskog rada u prethodnom periodu na ovoj farmi ili nabavke kvalitetnih priplodnih životinja iz populacija svinja iz zemlje i inostranstva u kojima je vršena intenzivnija selekcija. Prosečna mesnatost utvrđena u ovom istraživanju kod oba genotipa je nešto niža ili je u okvirima mesnatosti koju su ustanovili **Nguyen i McPhee (2005)** kod dve plodne linije svinja (56,08 %; 58,54 %).

Koeficijenti linearne regresije, njihova statistička značajnost (Prilog 6) i standardna greška za ŽDP, DS, DM i PM prikazani su u Tabeli 22 i pokazuju dinamiku promene ovih osobina kada se masa nazimica na kraju testa menjala za 1 kg.

Tabela 22. Koeficijenti linearne regresije, statistička značajnost i (\pm) standardna greška osobina porasta i kvaliteta trupa na telesnu masu na kraju performans testa

Osobina	ŽDP (g/kg)	DS (mm/kg)	DM (mm/kg)	PM (%/kg)
Koeficijent regresije	3,77***	0,08***	0,09***	-0,06***
\pm Standardna greška	\pm 0,01	\pm 0,01	\pm 0,01	\pm 0,01

❖ $P < 0,001$ ***; $P < 0,01$ **; $P < 0,05$ *; $P > 0,05$ ns;

Sa povećanjem telesne mase za 1 kg, životni dnevni prirast nazimica obuhvaćenih ovim istraživanjem povećavao se za 3,77 g, što je u skladu sa rezultatima **Kernerove i sar. (2006)**, s tim što su oni utvrdili nešto veću dinamiku promene ove osobine koju interpretiraju i nešto veće vrednosti koeficijenta linearne regresije ($b = 5,24$ g/kg; $b = 5,51$ g/kg). Takođe, povećanje vrednosti dnevnog prirasta nazimica (svinja) sa povećanjem njihove telesne mase utvrdili su **Szulc i sar. (2011)** i **Gogić i sar. (2012)**, pri čemu koeficijenti regresije utvrđeni u istraživanju poslednje grupe autora ($b = 2,43$ g/kg) pokazuju manju dinamiku promene nego što pokazuju regresioni koeficijenti prikazani u ovom istraživanju.

Regresioni koeficijent koji pokazuje pravac i dinamiku promene prosečne debljine slanine, ukazuje da se sa povećanjem završne telesne mase za svaki kilogram povećavala i prosečna debljina slanine za 0,08 mm. Do identičnog zaključka u svojim istraživanjima došli su **Kernerova i sar. (2006)**, koji su takođe utvrdili istu vrednost regresionog koeficijenta. Takođe, prikazani rezultati u ovom radu u pogledu vrednosti i predznaka regresionog koeficijenta za DS potvrđuju rezultate koje su izneli **Škorput i sar. (2009)** i **Szulc i sar. (2011)**. Poredeći rezultate ovog istraživanja sa rezultatima **Gogić i sar. (2012)**, postoji značajna razlika kako u dinamici tako i u pravcu promene vrednosti DS u zavisnosti od telesne mase nazimica na kraju testa, na šta ukazuje vrednost regresionog koeficijenta koga je utvrdila navedena grupa istraživača i koji je iznosio $b = -0,03$ mm/kg.

Dubina MLD – a kao i prethodna osobina imala je tendenciju povećanja sa povećanjem završne telesne mase, na šta ukazuje vrednost regresionog koeficijenta od $b = 0,09$ mm/kg. Ovi rezultati su u skladu sa rezultatima koje je prikazao **Brkić (2002)** i koji je ustanovio nešto nižu vrednost regresionog koeficijenta ($b = 0,07$ mm/kg), kao i rezultatima koje su prikazali **Szulc i sar. (2011)**, a koji takođe navode povećanje vrednosti ove osobine sa povećanjem telesne mase svinja na kraju performans testa. Međutim, utvrđeni rezultati se bitno razlikuju od rezultata **Gogić i sar. (2012)** koji su utvrdili regresione koeficijente bliske vrednosti od $b = 0,01$ mm/kg, koji pri tome, kako je to već prethodno rečeno, nisu bili ni statistički značajni.

Regresioni koeficijent od $b = -0,06$ %/kg ukazuje da se sa povećanjem završne telesne mase nazimica smanjivao udeo mišićnog tkiva i povećavao udeo masnog tkiva u trupu ovih životinja, što je u saglasnosti sa rezultatima koje su utvrdili **Kernerova i sar. (2006)** u pogledu pravca promene ove osobine, s tim što su oni utvrdili regresione koeficijente od $b = -0,04$ %/kg i $b = -0,01$ %/kg. Pored rezultata prethodne grupe autora rezultati ovog istraživanja potvrđuju i rezultate **Szulc i sar. (2011)** koji su takođe utvrdili smanjenje PM u trupu svinja sa povećanjem njihove telesne mase.

Na osnovu svega iznetog u ovom potpoglavlju, kao opšti zaključak može se izvesti sledeće:

- Prosečna ispoljenost osobina porasta i kvaliteta trupa performans testiranih nazimica u manjoj meri je bila u skladu sa rezultatima koji su predstavljeni u dostupnoj literaturi i uglavnom su utvrđene prosečne vrednosti u ovom istraživanju nešto lošije u odnosu na prikazane vrednosti za ove osobine.
- Varijabilnost svih ispitivanih osobina utvrđenih na kraju performans testa nazimica bila je statistički značajno uslovljena svim ispitivanim faktorima varijabilnosti, sa izuzetkom DM čija varijabilnost nije bila značajno uslovljena genotipom nazimica.
- U pogledu statističke značajnosti delovanja različitih faktora varijabilnosti na osobine porasta i kvaliteta trupa nazimica, dobijeni rezultati su bili u najvećoj meri saglasni sa rezultatima iz literature, ali postoji i određeni broj odstupanja.

4. 2. Analiza sistematskog dela modela za broj živorođene prasadi u leglu krmača

Prosečna vrednost i mere varijacije (deskriptivni statistički pokazatelji) za broj živorođene prasadi u leglu kod krmača obuhvaćenih ovim istraživanjem prikazani su u Tabeli 23.

Tabela 23. Deskriptivni statistički pokazatelji za broj živorođene prasadi u leglu krmača

Osobina	N	\bar{X}	SD	Min	Max	CV
BŽP	4876	10,31	3,23	0	24	31,32

Prosečan broj živorođene prasadi u leglu utvrđen na osnovu različitih pariteta u ovom istraživanju bio je 10,31, što ovaj rezultat čini približnim prosečnoj ispoljenosti ove osobine koju su u svojim istraživanjima utvrdili **Brkić (2002)**, **Chen i sar. (2003)**, **Ehlers i sar. (2005)**, **Heusing i sar. (2005)**, **Knauer i sar. (2010)**, **Nagyné – Kiszlinger i sar. (2013)** i **Savić (2015)**. Sa druge strane, utvrđeni prosek nešto je veći u odnosu na proseke koje su prikazali: **Tantasuparuk i sar. (2000)**, **Vuković (2003)**, **Radojković (2007)**, **Luković i sar. (2006 i 2007)**, **Vidovic i sar. (2012b)**, **Humpoliček i sar. (2013)** i **Lukač (2013)**, a niži u odnosu na proseke koje su na osnovu svojih istraživanja predstavili **Solanes i sar., (2004)**, **Tvrđon i Humpolicek (2010)**, **Vidovic i sar. (2012c)** i **Wolf i Wolfová (2012)**.

Statistička značajnost delovanja fiksnih i regresijskih uticaja uključenih u model za analizu broja živorođene prasadi u leglu ispitivanih krmača prikazana je u Tabeli 24, (Prilog 7).

Tabela 24. Statistička značajnost fiksnih i regresijskih uticaja uključenih u model za analizu varijabilnosti broja živorođene prasadi u leglu krmača i koeficijent determinacije

Osobina	Uticaji							R ²
	Prašenje po redu	Sezona uspešnog pripusta	Genotip	Otac legla	Starost pri prašenju	Interval zalučenje-oplodnja	Trajanje prethodne laktacije	
BŽP	***	**	***	***	***	***	***	0,09

❖ $P < 0,001$ ***; $P < 0,01$ **; $P < 0,05$ *; $P > 0,05$ ns;

Koeficijent determinacije od $R^2 = 0,09$, ukazuje da je sistematskim uticajima uključenim u mode na osnovu koga je ispitana varijabilnost BŽP bilo pojašnjeno oko 9% od ukupne varijabilnosti ove osobine.

Na osnovu rezultata analize varijanse prikazanih u Tabeli 24, može se zaključiti da je redosled prašenja vrlo visoko statistički značajno uticao ($P < 0,001$) na BŽP kod krmača različitih pariteta, pri čemu su treće i ostala prašenja zbog već objašnjene biološke opravdanosti tretirani kao jedna klasa. Dobijeni rezultati potvrđuju rezultate veće grupe autora (Tantasuparuk i sar., 2000; Brkić, 2002; Chen i sar., 2003; Vuković, 2003; Ehlers i sar., 2005; Heusing i sar., 2005; Radojković i sar., 2005; Čechová i Tvrdoň, 2006; Luković, 2006; Luković i sar., 2006 i 2007; Radojković, 2007; Smith i sar., 2008; Tretinjak i sar., 2009; Tvrdon i Humpolicek, 2010; González i sar., 2011; Dube i sar., 2012; Popovac i sar., 2012; Vidovic i sar., 2012c; Wolf i Wolfová, 2012; Humpolicek i sar., 2013; Lukač, 2013; Nagyné – Kiszlinger i sar., 2013; Urankar i sar., 2013; Cutshaw i sar., 2014; Lukač i sar., 2014; Radojković i sar., 2014; Sasaki i sar., 2014; Knecht i sar., 2015; Savić, 2015) i protivreče rezultatima koje su utvrdili Beličovski i sar. (1997) i jednim delom rezultatima koje je utvrdio Savić (2015).

Sezona uspešnog pripusta krmača definisana kao kombinacija godine i meseca, uticala je statistički visoko značajno ($P < 0,01$) na BŽP u ispitivanoj populaciji krmača, što je u saglasnosti sa rezultatima do kojih su došli Logar (2000), Urankar i sar. (2004), Luković (2006), Luković i sar. (2006 i 2007), Radojković (2007), Tretinjak i sar. (2009) i Radojković i sar. (2014).

Statistički vrlo visoko značajan uticaj ($P < 0,001$) na variranje broja živorođene prasadi u leglu ispoljio je i genotip krmače, potvrđujući na taj način rezultate do kojih su u svojim istraživanjima došli **Tantasuparuk i sar. (2000)**, **Vuković (2003)**, **Ehlers i sar. (2005)**, **Luković (2006)**, **Luković i sar. (2006 i 2007)**, **Tretinjak i sar. (2009)**, **Popovac i sar. (2012)**, **Lukač (2013)**, **Cutshaw i sar. (2014)**, **Lukač i sar. (2014)** i **Knecht i sar. (2015)**, za razliku od rezultata koje su izneli **Vuković (1998)** i **Brkić (2002)** u kojima nije ustanovljena statistički značajna varijabilnost ove osobine između krmača plodnih mesnatih rasa i njihovih meleza.

Veličina legla merena brojem živorođene prasadi statistički vrlo visoko značajno ($P < 0,001$) je varirala između nerasta očeva tih legala. Uključivanje nerasta oca legla kao potencijalnog faktora varijabilnosti ove osobine u model, učinjeno je po uzoru na veći broj različitih istraživanja (**Chen i sar., 2003**; **Holm i sar., 2004**; **Ehlers i sar., 2005**; **Luković, 2006**; **Luković i sar., 2006 i 2007**; **Tvrđon i Humpolicek, 2010**; **Humpoliček i sar., 2013**; **Urankar i sar., 2013**; **Savić, 2015**) u kojima je prepoznat značaj ovog uticaja u objašnjenju varijabilnosti BŽP kod krmača.

Analizirani uticaj starosti krmače pri prašenju ugnježđen u okviru redosleda prašenja i definisan kao kvadratna regresija, pokazao je statistički vrlo visoko značajan uticaj na variranje BŽP, pri čemu su i linearni i kvadratni član bili vrlo visoko značajni ($P < 0,001$). Prikazani rezultati su u skladu sa rezultatima većeg broja istraživača (**Chen i sar., 2003**; **Vuković, 2003**; **Holm i sar., 2004**; **Torres Filho i sar., 2005**; **Wolf i Wolfová, 2012**; **Urankar i sar., 2013**; **Sobczynska i sar., 2013**; **Popovac i sar., 2014**; **Radojković i sar., 2014**) koji su prepoznali opravdanost (neophodnost) uključivanja ovog uticaja u determinaciji varijabilnosti BŽP, bilo da je on definisan linearnom ili kvadratnom regresijom.

Dužina perioda od zalučenja prethodnog legla do sledeće uspešne oplodnje, definisana kao klasa prema prethodno objašnjenom kriterijumu, statistički je vrlo visoko značajno uticala ($P < 0,001$) na variranje BŽP kod ispitivanih krmača. Dobijeni rezultati u pogledu značajnosti ovog uticaja na BŽP saglasni su sa rezultatima koje su izneli **Petrović i sar. (2003)**, **Urankar i sar. (2004)**, **Luković (2006)**, **Luković i sar. (2006 i 2007)**, **Radojković (2007)** i **Radojković i sar. (2014)**, za razliku od istraživanja **Urankar i sar. (2013)** u kojima nije ustanovljen uticaj intervala zalučenje – oplodnja na variranje broja živorođene prasadi u narednom leglu. U rezultatima koje je izložio **Savić (2015)**, gde je ovaj uticaj ispitivan u nekoliko setova podataka formiranih po različitim kriterijumima, dužina perioda zalučenje – oplodnja negde je ispoljila, a negde ne, značajno delovanje na varijabilnost BŽP.

BŽP kod krmača drugog i viših pariteta, vrlo visoko značajno je varirao ($P < 0,001$) u zavisnosti od dužine trajanja prethodne laktacije. Na ovaj način dobijeni rezultati u pogledu uticaja dužine prethodne laktacije potvrđuju rezultate koje su prikazali **Urankar i sar. (2004)**, **Luković (2006)**, **Luković i sar. (2007)**, **Radojković (2007)** i **Radojković i sar. (2014)**, dok protivreče rezultatima koje su izneli **Urankar i sar. (2013)**.

U Tabeli 25 prikazana je prosečna vrednost za BŽP u prvom, drugom i trećem i ostalim prašenjima u ispitivanoj populaciji krmača.

Tabela 25. Prosečna vrednost i standardna devijacija (\pm) BŽP u prvom, drugom i trećem i ostalim prašenjima

Osobina	Prašenje po redu		
	Prvo	Drugo	Treće i ostala
Broj legala (N)	4768	3897	16285
BŽP	9,36 \pm 2,78	10,04 \pm 3,17	10,66 \pm 3,30

Na osnovu rezultata prikazanih u Tabeli 25 vidi se da su najmanje leglo iskazano brojem živorođene prasadi imale prvopraskinje (9,36), zatim drugopraskinje (10,04) i najveće leglo imale su krmače trećeg i ostalih pariteta (10,66). Na osnovu prikazanih rezultata jasno se uočava trend povećanja BŽP od prvog ka višim paritetima, međutim, ne može se sa sigurnošću utvrditi do kog tačno pariteta se veličina legla povećavala, jer su treće i ostala prašenja bili predstavljani kao jedna klasa. Predstavljani rezultati u pogledu veličine prvog, drugog i ostalih legla su bliski rezultatima koje su utvrdili: **Radojković (2007)**, **Dube i sar. (2012)** i **Lukač i sar. (2014)**, dok su prikazane vrednosti u Tabeli 25 veće za više od jednog živorođenog praseta po paritetu u odnosu na vrednosti koje su prikazali **González i sar. (2011)**; **1.** – 8,30, **2.** – 8,97, **3.** – 9,59. Takođe, sve predstavljene grupe istraživača su utvrdile tendenciju povećanja BŽP od prvog do trećeg i ostalih prašenja.

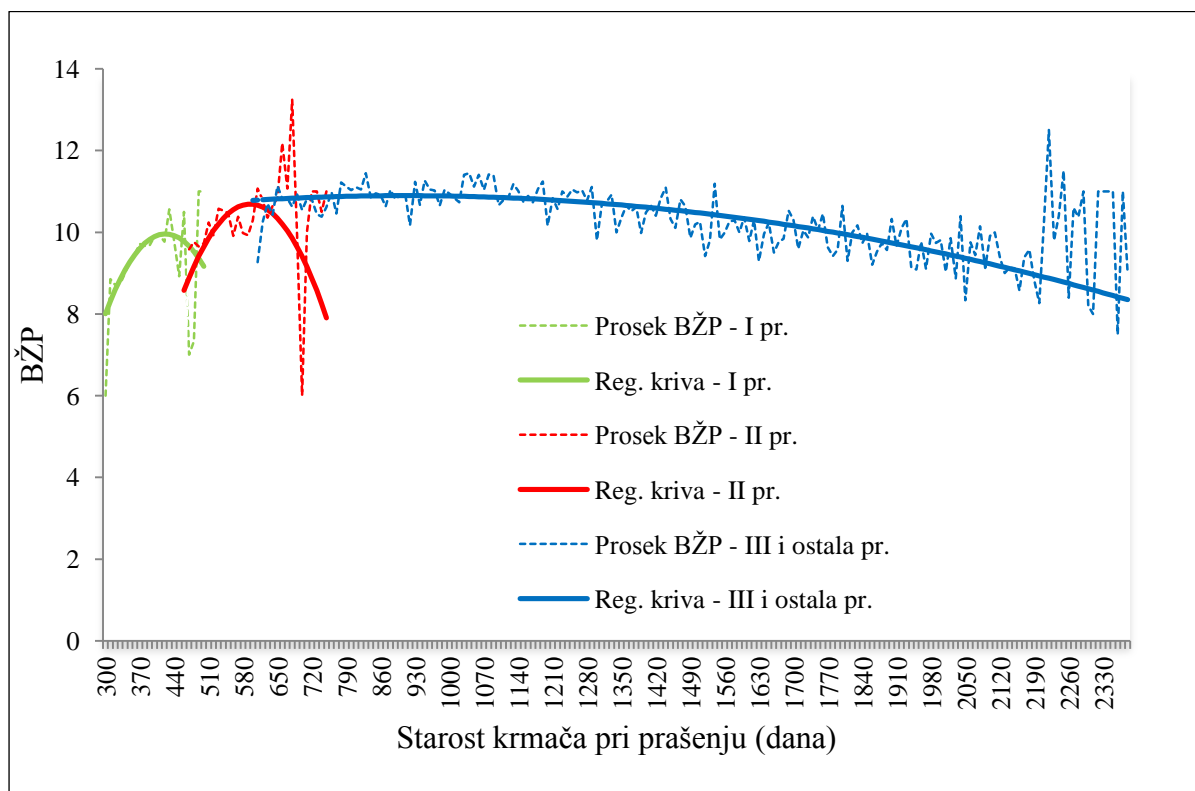
Prosečna ispoljenost broja živorođene prasadi u leglu kod krmača švedskog landrasa i krmača F1 meleza švedskog landrasa i velikog jorkšira prikazana je u Tabeli 26.

Tabela 26. Prosečna vrednost i (\pm) standardna devijacija BŽP kod krmača švedskog landrasa i F1 meleza

Osobina	Genotip krmača	
	Švedski landras	F1 melezi
Broj legala (N)	14359	10591
BŽP	10,08 \pm 3,20	10,64 \pm 3,25

Plotkinje F1 melezi nastale kao rezultat ukrštanja krmača švedskog landrasa i nerasta velikog jorkšira ostvarile su bolju plodnost u pogledu BŽP (10,08) u odnosu na čistorasne plotkinje švedskog landrasa (10,64). Obzirom na navode nekih istraživača (**Chen i sar., 2003; Đedović, 2015**) da se kod osobina sa niskim heritabilitetom može ostvariti relativno visok heterozis efekat, veći BŽP utvrđen kod krmača F1 meleza može biti upravo posledica ispoljavanja heterozis efekta kod ovih životinja. Međutim, kako istraživanja nisu obuhvatila obe roditeljske rase, ne može se utvrditi da li je bolja plodnost F1 meleza rezultat ostvarenog heterozis efekta ili samo intermedijarnog nasleđivanja. Prikazani rezultati su u skladu sa rezultatima koje su izneli **Tretinjak i sar. (2009)**, a koji su utvrdili da krmače melezi imaju veće leglo za oko 0,5 živorođene prasadi u odnosu na krmače tzv. majčinskih rasa (velikog jorkšira, švedskog i nemačkog landrasa) i objasnili to ispoljavanjem heterozis efekta kod ove osobine. Takođe, slične zaključke su izneli i **Luković i sar. (2007)**, ispitujući broj živorođene prasadi u leglu kod čistorasnih krmača švedskog landrasa (ŠL), velikog jorkšira (VJ), nemačkog landrasa (NL) i krmača F1 meleza ovih rasa autori su ustanovili da krmače čistih rasa imaju manje leglo mereno brojem živorođene prasadi (9,70; 9,52; 9,32) u odnosu na krmače F1 meleze ovih rasa (VJxSL 9,96; ŠLxVJ 9,94; NLxVJ 9,75). Sa druge strane, **Lukač i sar. (2014)** su ispitujući varijabilnost BŽP utvrdili da najmanje živorođene prasadi u leglu imaju krmače rase veliki jorkšir (9,44), a najviše krmače rase švedski landras (10,12), dok su krmače F1 melezi ove dve rase imale 9,78 odnosno 9,72 živorođene prasadi u svojim leglima, što su samo približne vrednosti zajedničkom proseku obe roditeljske rase. U Grafikonu 1 prikazana je prosečna ispoljenost BŽP u zavisnosti od starosti krmače pri prašenju i utvrđene regresione krive po redosledu prašenja. Na osnovu oblika krivih kvadratne regresije prikazanih u narednom grafikonu jasno se može uvideti značaj definisanja uticaja starosti krmače pri prašenju kao kvadratne regresije, jer oblik ovih krivih ukazuje da se do određene starosti krmače BŽP povećavao, a zatim postepeno opadao bez obzira na redosled prašenja, pri čemu samo linearni regresioni član ovog uticaja ne bi mogao na pravi način da da realnu sliku dinamike promene ove osobine. Takođe, ono što se može zaključiti na osnovu prelomnih (dodirnih) tačaka regresionih krivih za drugo i treće i ostala prašenja, jeste to da je starost pri prašenju krmača bila značajnija za veličinu legla merenu BŽP, nego sam redosled prašenja, jer su se ove tačke nalazile na istom nivou pri određenoj starosti krmača (oko 600. dana), bez obzira da li se radi o drugom ili trećem i ostalim prašenjima. Sve ovo ukazuje na biološku utemeljenost i opravdanost ovako definisanog uticaja starost pri prašenju u analizi varijabilnosti osobina veličine legla kod krmača.

Grafikon 1. Prosečan BŽP u zavisnosti od starosti krmače pri prašenju (klase u intervalima od po 10 dana) i utvrđene regresione krive po redosledu prašenja



U Tabeli 27 prikazana je prosečna vrednost BŽP u zavisnosti od klase trajanja intervala zalučenje – oplodnja koji je prethodio prašenju (kriterijum po kome su formirane klase prikazan u poglavlju „Materijal i metod“).

Tabela 27. Prosečna vrednost i (\pm) standardna devijacija BŽP po klasama trajanja intervala zalučenje – oplodnja

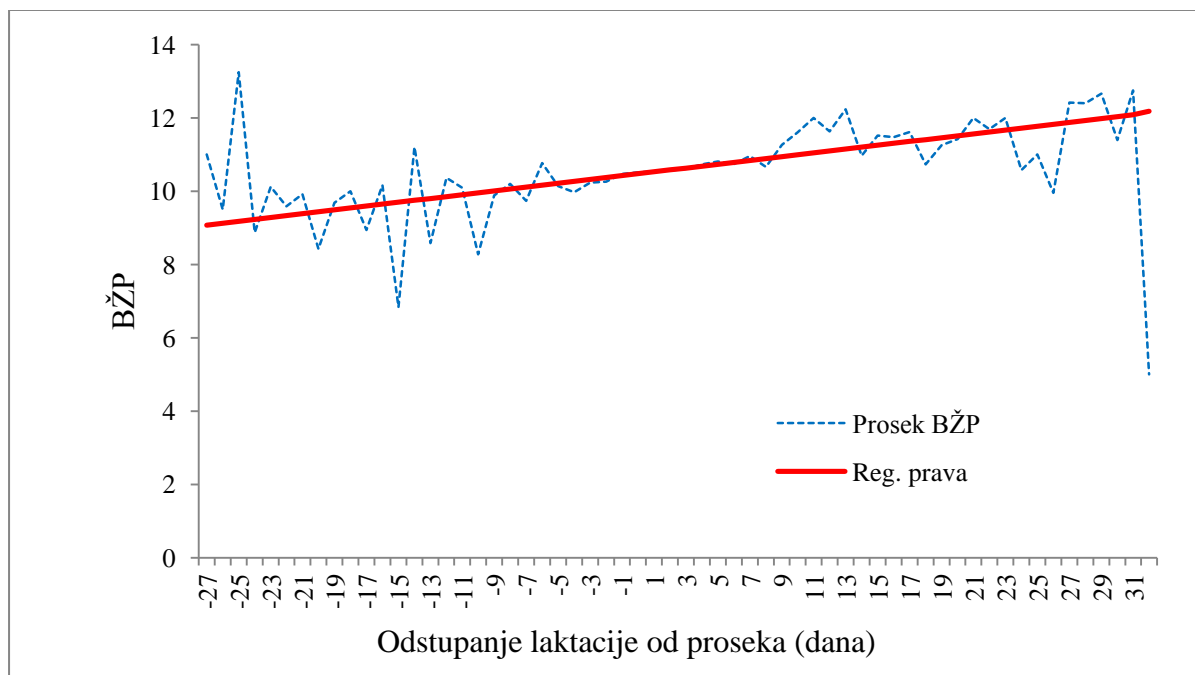
Osobina	Klasa intervala zalučenje – oplodnja									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Broj legala (N)	152	5012	6119	2208	747	343	180	1343	1811	2267
BŽP	10,57	10,87	10,60	9,99	9,72	9,71	9,51	10,62	10,88	10,35
	\pm	\pm	\pm	\pm	\pm	\pm	\pm	\pm	\pm	\pm
	3,30	3,21	3,16	3,13	3,44	3,40	3,71	3,51	3,44	3,42

Na osnovu podataka prikazanih u Tabeli 27 može se zaključiti da su najveće leglo (10,87) imale krmače koje su uspešno oplodene četvrtog dana po zalučenju prethodnog legla (klasa 2) i krmače uspešno oplodene u periodu od 24 do 32 dana po zalučenju legla (10,88, klasa 9). Takođe, jasno se uočava i tendencija povećanja legla do četvrtog dana trajanja navedenog perioda, nakon čega se sa produženim trajanjem ovog intervala do devetog dana

(klasa 7) kontinuirano smanjivala vrednost ove osobine. Klase 8, 9 i 10 intervala zalučenje – oplodnja imaju nešto veći prosečan BŽP u odnosu na ostale, pri čemu ove klase obuhvataju periode od po nekoliko dana i ukazuju na to da je vrlo moguće, kod krmača oprušenih u okviru ovih klasa, došlo do povuđanja ili tzv. tihog estrusa. Sa druge strane, veće vrednosti BŽP kod krmača sa dužim trajanjem perioda zalučenje – oplodnja (poslednje tri klase) imaju i biološko objašnjenje u tome da je ovo dovoljno dug period da se popravi telesna kondicija krmača, koja je rezultirala većim brojem živoruđene prasadi u narednom leglu. Međutim, produženo trajanje navedenog intervala utiče na povećanje broja neproduktivnih dana u toku reproduktionog ciklusa i smanjenu ekonomičnost proizvodnje, što svakako ne može kompenzovati nešto veći broj živoruđene prasadi koji se dobije kod dužeg trajanja ovog intervala. Na osnovu svega ovoga, može se izvesti zaključak da je optimalno trajanje intervala zalučenje – oplodnja sa aspekta broja živoruđene prasadi u narednom leglu u okvirima prvih pet dana od zalučenja, što je isti zaključak koji su izveli **Luković (2006)**, **Radojković (2007)** i **Savić (2015)**.

U Grafikonu 2 prikazana je prosečna veličina legla merena brojem živoruđene prasadi u zavisnosti od trajanja prethodne laktacije.

Grafikon 2. Prosečna vrednost BŽP u zavisnosti od odstupanja prethodne laktacije od proseka



Na osnovu izgleda prethodnog grafikona i uzlaznog pravca prave linearne regresije može se zaključiti, da iako postoje određena odstupanja, BŽP se povećavao kada su prašenju

prethodile duže laktacije, što je u skladu sa rezultatima **Luković i sar. (2006)**, ali odstupa od rezultata **Smith i sar. (2004)**.

Na osnovu rezultata iznetih u ovom potpoglavlju u formi opšteg zaključka može se zaključiti sledeće:

- Prosečna ispoljenost BŽP je uglavnom u manjoj meri odstupala od većine prosečnih vrednosti prikazanih u literaturi i bila je gotovo na sredini svih vrednosti prikazanih u različitim istraživanjima.
- Broj živorođene prasadi u leglu je statistički značajno varirao pod uticajem svih fiksnih i regresijskih uticaja uključenih u sistematski deo modela.
- U pogledu statističke značajnosti i specifičnosti delovanja fiksnih i regresijskih uticaja na varijabilnost BŽP, dobijeni rezultati su u najvećoj meri u saglasnosti sa rezultatima prikazanim u dostupnoj literaturi, mada u manjoj meri postoji i određeni broj odstupanja.

4. 3. Analiza sistematskog dela modela za osobine dugovečnosti krmača (*Linearni metod*)

U Tabeli 28 prikazane su prosečne vrednosti i mere varijacije (deskriptivni statistički pokazatelji) za osobine dugovečnosti kod ispitivanih krmača.

Tabela 28. Deskriptivni statistički pokazatelji za osobine dugovečnosti krmača

Osobine	N	\bar{X}	SD	Min	Max	CV
DPŽ (dan)	4501	739,92	554,77	1	2464	74,98
UBP (prašenje)	4501	5,14	3,57	1	17	69,58
UBŽP (ž. prase)	4501	52,85	40,51	0	205	76,65

Prosečna ispoljenost dužine produktivnog života kod ispitivanih krmača iznosila je 739,92 dana, što ovaj rezultat čini bliskim sa jednim delom rezultata **Heusing i sar. (2005)**, dok odstupa od rezultata **Yazdi i sar. (2000)**, **Serenius i Stalder (2004 i 2007)**, **Serenius i sar. (2006)**, **Engblom i sar. (2009)**, **Meszaros i sar. (2010)**, **Hoge i Bates (2011)**, **Nikkilä i sar. (2013)**, **Sevon – Aimonen i Uimari (2013)** i **Sobczynska i sar. (2013)**, koji su ustanovili kraći produktivni život krmača i rezultata **Apostolov i sar. (2013)**, koji su ustanovili duže trajanje produktivnog života plotkinja ove vrste. Utvrđeno odstupanje dužine produktivnog života u ovom istraživanju u odnosu na veći broj istraživanja moglo bi se objasniti time da su ispitivane krmače bile u reprodukciji sve dotle dok su bile biološki sposobne za to, dok su u većini predstavljenih istraživanja krmače najčešće isključivane posle

određene starosti iako su i dalje bile reproduktivno sposobne, a sve sa ciljem kako bi se skratio generacijski interval i ostavario bolji intenzitet selekcije u datim populacijama svinja.

Krmače koje su bile obuhvaćene ovim istraživanjem u proseku su ostvarile 5,14 prašenja u toku produktivnog života, što je u skladu sa rezultatom koji je utvrdio **Radivojević (1992)**, ali odstupa od rezultata većeg broja istraživanja (**Serenius i Stalder, 2007; Meszaros i sar., 2010; Hoge i Bates, 2011; Nikkilä i sar., 2013; Sevon – Aimonen i Uimari, 2013; i Sobczynska i sar., 2013**) u kojima su utvrđene manje vrednosti ove osobine dugovečnosti krmača.

Prosečna dugovečnost krmača merena brojem živorođene prasadi iznosila je 52,85 živorođena praseta. Dobijeni rezultat je u skladu sa rezultatima koje je predstavio **Radivojević (1992)**, dok odstupa od rezultata **Serenius i Stalder (2004), Hoge i Bates (2011), Nikkilä i sar. (2013)** i **Sevon – Aimonen i Uimari (2013)**, u kojima su utvrđene niže vrednosti ove osobine.

Statistička značajnost uticaja koji su bili uključeni u sistematski deo modela na osnovu kojih je ispitivana varijabilnost osobina dugovečnosti prikazana je u Tabeli 29 (Prilozi 8, 9, 10).

Tabela 29. Statistička značajnost fiksnih i regresijskih uticaja uključenih u modele za analizu varijabilnosti osobina dugovečnosti i koeficijenti determinacije

Osobina	Uticaji						R ²
	Genotip	Sezona 1. uspešnog pripusta	Broj živor. prasadi u 1. Leglu	Uzrast na kraju testa masa100kg	Debljina sl. na kraju testa masa100kg	Starost pri 1. Prašenju	
DPŽ	***	***	***	***	***	***	0,11
UBP	***	***	***	***	***	***	0,11
UBŽP	***	***	***	***	***	***	0,13

❖ $P < 0,001$ ***; $P < 0,01$ **; $P < 0,05$ *; $P > 0,05$ ns;

Kod osobina dugovečnosti krmača fiksnim i regresijskim uticajima uključenim u modele objašnjeno je 11% od ukupne varijabilnosti DPŽ i UBŽ, odnosno 13% od ukupne varijabilnosti UBŽP.

Dužina produktivnog života statistički vrlo visoko značajno ($P < 0,001$) je varirala između krmača švedskog landrasa i krmača F1 meleza švedskog landrasa i velikog jorkšira. Prikazani rezultati su saglasni sa rezultatima koje su utvrdili **Hall i sar. (2002), Apostolov i**

sar. (2013) i **Nikkilä i sar. (2013)**, koji takođe navode značajnu varijabilnost DPŽ prouzrokovanu genotipom krmače.

Sezona prve uspešne oplodnje definisana kao kombinacija godine i meseca vrlo visoko značajno ($P < 0,001$) je uticala na dužinu DPŽ. Kako nisu pronađene literaturne reference u kojima je ispitan uticaj sezone oplodnje definisane na prethodno navedeni način, dobijeni rezultati u pogledu ovog uticaja su upoređeni sa istraživanjima koja su ispitivala slične uticaje, odnosno uticaje koji podrazumevaju sličan biološki princip delovanja. **Guo i sar. (2001)** navode da je sezona prve oplodnje definisana interakcijom godine i godišnjeg doba statistički značajno uticala na dužinu produktivnog života krmača landras rase. **Wongsakajornkit i Imboonta (2015)** su ustanovili da interakcija godine i četvoromesečnog perioda prve oplodnje ispoljava statistički značajno dejstvo na dužinu produktivnog života krmača jorkšir i landras rase. U istraživanjima **Sobczynska i sar. (2013)** ispitan je uticaj sezone prvog prašenja definisan interakcijom godine i meseca na dužinu produktivnog života krmača poljskog landrasa i poljske velike bele rase i ustanovljen je statistički značajan efekat ovog uticaja, dok su **Stalder i sar. (2005)** ustanovili da godina prvog prašenja ispoljava značajan efekat na dužinu produktivnog života krmača.

Statistički vrlo visoko značajan uticaj ($P < 0,001$) na variranje DPŽ krmača ispoljila je i veličina prvog legla merena brojem živorođene prasadi. Dobijeni rezultati potvrđuju rezultate većeg broja istraživanja u pogledu ovog uticaja (**Yazdi i sar., 2000; Serenius i Stalder, 2007; Hoge i Bates, 2011; Sobczynska i sar., 2013**).

Uzrast na kraju testa korigovan na masu od 100 kg i uključen u model kao linearni regresijski uticaj dovođio je statistički vrlo visoko značajno ($P < 0,001$) do variranja DPŽ. To je u saglasnosti sa rezultatima koje su izložili **Serenius i Stalder (2007)** i **Hoge i Bates (2011)**, ali nije saglasno sa rezultatima **Stalder i sar. (2005)**, gde nije utvrđen značajan efekat uzrasta na kraju performans testa nazimica na dužinu njihovog produktivnog života kao krmača.

Takođe i prosečna debljina slanice nazimica na kraju performans testa korigovana na masu od 100 kg i uključena u analizu kao linearna regresija, uticala je statistički vrlo visoko značajno ($P < 0,001$) na ostvarene vrednosti dužine produktivnog života krmača. Predstavljeni rezultati su u skladu sa rezultatima **Hoge i Bates (2011)**, ali se razlikuju u odnosu na rezultate istraživanja **Yazdi i sar. (2000)**, **Stalder i sar. (2005)** i **Serenius i Stalder (2007)**, u kojima nije ustanovljen statistički značajan uticaj ovog faktora na DPŽ krmača.

Linearni regresijski uticaj starosti pri prvom prašenju je statistički vrlo visoko značajno ($P < 0,001$) dovođio do variranja dužine produktivnog života ispitivanih krmača.

Prikazani rezultati u pogledu ovog uticaja potvrđuju rezultate većeg broja istraživača (**Yazdi i sar., 2000; Serenius i Stalder, 2004 i 2007; Stalder i sar., 2005; Engblom i sar., 2008 i 2016; Meszaros i sar., 2010; Hoge i Bates, 2011; Sobczynska i sar., 2013; Wongsakajornkit i Imboonta, 2015**), bilo da su oni ovaj uticaj definisali kao uzrast pri prvom prašenju ili pri prvoj oplodnji, jer zbog male varijabilnosti trajanja bremenitosti ovi uticaji imaju isto ili vrlo slično dejstvo.

Ukupan broj legala koje su krmače proizvele u toku produktivnog života statistički vrlo visoko značajno ($P < 0,001$) je varirao u zavisnosti od genotipa krmače. Na ovaj način dobijeni rezultati su u saglasnosti sa rezultatima koje su prikazali **Sehested i Schjerve (1996), Jorgensen (2000), Rodriguez – Zas i sar. (2003) i Nikkilä i sar. (2013)**.

Kombinacija godine i meseca prve uspešne oplodnje uticala je vrlo visoko značajno ($P < 0,001$) na varijabilnost TL, što je u skladu sa rezultatima gupa istraživača koji su ispitivali slične uticaje. **Sobczynska i sar. (2013)** navode da interakcija godine i meseca prvog prašenja statistički značajno utiče na ukupan broj prašenja krmača poljskog landrasa. **Engblom i sar. (2016)** su došli do identičnih rezultata kao i prethodna grupa istraživača, samo što je u tom istraživanju ispitivana dugovečnost krmača F1 meleza velikog jorkšira i švedskog landrasa. Takođe, **Crump (2001)** je utvrdio značajan uticaj interakcije godine i kvartala prvog prašenja na ukupan broj prašenja krmača. Sa druge strane, dobijeni rezultati u ovom istraživanju jednim delom protivreče rezultatima **Sobczynska i sar. (2013)**, koji nisu utvrdili značajno delovanje interakcije godine i meseca prvog prašenja na TL krmača poljske velike bele rase.

Broj živorođene prasadi u prvom leglu uticao je statistički vrlo visoko značajno ($P < 0,001$) na broj prašenja u toku proizvodnog života krmača, što je saglasno sa rezultatima do kojih su došli **Sobczynska i sar. (2013)**. Utvrđeni rezultati u ovom istraživanju sa jedne strane potvrđuju rezultate **Hoge i Bates (2011)**, koji iznose da je u jednoj od dve ispitivane populacije krmača bio značajan uticaj veličine prvog legla na ukupan broj legala, dok sa druge strane, u drugoj populaciji krmača ovaj uticaj nije ispoljio značajno delovanje na ovu osobinu.

Korigovani uzrast na kraju performans testa nazimica ispoljio je vrlo visoko značajno delovanje ($P < 0,001$) na ukupan broj prašenja koje su krmače ostvarile u toku života. Utvrđeni rezultati u pogledu statističke značajnosti delovanja ovog uticaja su u skladu sa rezultatima koje su prikazali **Hoge i Bates (2011)**, ali protivreče rezultatima koje su utvrdili **Stalder i sar. (2005)**.

Prosečna debljina slanine pri masi od 100 kg uticala je vrlo visoko značajno ($P < 0,001$) na životnu produktivnost krmača iskazanu brojem prašenja, što je u skladu sa rezultatima koje su prikazali **Stalder i sar. (2005)** i **Hoge i Bates (2011)**.

Uzrast pri prvom prašenju krmače je statistički vrlo visoko značajno uticao ($P < 0,001$) na TL, što je saglasno sa rezultatima koje su prikazali **Crump (2001)**, **Stalder i sar. (2005)**, **Hoge i Bates (2011)**, **Sobczynska i sar. (2013)** i **Sasaki i sar. (2014)**.

Genotip krmače je kao i kod prethodne dve osobine dugovečnosti ispoljio vrlo visoko značajan uticaj ($P < 0,001$) na ukupan broj živorođene prasadi u toku života krmače, potvrđujući rezultate koje su u svojim istraživanjima utvrdili **Nikkilä i sar. (2013)**.

Sezona prve uspešne oplodnje definisana interakcijom godine i meseca uticala je vrlo visoko značajno ($P < 0,001$) na UBŽP krmača, što je u skladu sa rezultatima koje su ustanovili **Guo i sar (2001)** i **Engblom i sar. (2016)**, ispitujući uticaj sezone prve oplodnje definisane kao interakcija godine i godišnjeg doba, odnosno sezone prvog prašenja predstavljene interakcijom godine i meseca.

Ukupan broj živorođene prasadi u toku života krmače bio je vrlo visoko značajno uslovljen ($P < 0,001$) brojem živorođene prasadi u njenom prvom leglu. Upravo to je isti zaključak do koga su u svojim istraživanjima došli i **Hoge i Bates (2011)**.

Uzrast na kraju testa nazimica uticao je statistički vrlo visoko značajno ($P < 0,001$) na UBŽP krmača, potvrđujući rezultate koje su na osnovu svojih istraživanja predstavili **Hoge i Bates (2011)** i protivrećeći rezultatima **Stalder i sar. (2005)**.

Prosečna debljina slanine nazimica na kraju performans testa je uticala vrlo visoko značajno ($P < 0,001$) na ukupan broj živorođene prasadi u toku proizvodnog života krmača, što je u pogledu statističke značajnosti delovanja ovog uticaja u skladu sa rezultatima **Stalder i sar. (2005)** i **Hoge i Bates (2011)**.

Tabela 30. Prosečne vrednosti i (\pm) standardna devijacija za osobine dugovečnosti kod krmača švedskog landrasa i krmača F1 meleza

Osobina	Genotip krmače	
	Švedski landras	F1 melezi
Broj grla (N)	2701	1800
DPŽ (dan)	696,88 \pm 524,32	804,52 \pm 591,86
UBP (prašenje)	4,88 \pm 3,37	5,52 \pm 3,82
UBŽP (živorođeno prase)	49,02 \pm 37,52	58,61 \pm 44,01

Uzrast pri prvom prašenju ispoljio je vrlo visoko značajno delovanje ($P < 0,001$) na UBŽP krmača, što je u saglasnosti sa rezultatima koje su u svojim istraživanjima utvrdili **Guo i sar. (2001)**, **Stalder i sar. (2005)**, **Hoge i Bates (2011)** i **Sasaki i sar. (2014)**.

U Tabeli 30 prikazane su prosečne vrednosti za osobine dugovečnosti kod ispitivanih krmača švedskog landrasa i krmača F1 meleza. Rezultati prikazani u Tabeli 30 pokazuju da su krmače F1 melezi švedskog landrasa i velikog jorkšira imale značajno duži produktivni život (804,52 dana) u odnosu na krmače čiste rase (696,88 dana). Jedno od objašnjenja za bolju dugovečnost krmača F1 meleza moglo bi biti u tome da se kod ovih životinja ispoljio heterozis efekat kod DPŽ, međutim, kako nije analizirana dugovečnost i druge roditeljske rase ovo može biti samo jedna od pretpostavki. Drugo objašnjenje moglo bi da bude u tome da je kraći produktivni život krmača čiste rase posledica selekcijskog rada, odnosno toga da su ove krmače isključivane ranije kako bi se smanjio generacijski interval i pospešio intenzitet selekcije, iako je relativno visok procenat njih imao dobru i očuvanu reproduktivnu sposobnost u momentu isključivanja. Prikazane prosečne vrednosti ove osobine kod dva ispitivana genotipa uglavnom su približne vrednostima koje su kod različitih genotipova utvrdili **Hall i sar. (2002)** i **Heusing i sar. (2005)**, dok su veće u odnosu na vrednosti koje su prikazali **Meszaros i sar. (2010)**, ispitujući dugovečnost krmača velike bele i landras rase. Duži produktivni život kod krmača meleza ustanovljen u ovom istraživanju je u skladu sa rezultatima dve naredne grupe autora. Analizirajući varijabilnost dužine produktivnog života krmača finskog landrasa, velike bele rase i njihovih F1 meleza, **Serenius i sar. (2006)** su utvrdili sledeće vrednosti ove osobine po navedenim genotipovima: 466, 438 i 539 dana, pri čemu su, krmače F1 melezi bile najdugovečnije. **Apostolov i sar. (2013)** su takođe ustanovili da krmače domaće velike bele rase (Bugarska) imaju statistički značajno kraći produktivni život (932 dana) u odnosu na krmače meleze plodnih mesnatih rasa (971 dan).

Kao i kod prethodne osobine i kod ukupnog broja prašenja u toku života, krmače F1 melezi su imale veću dugovečnost (5,52 prašenja) u odnosu na krmače švedskog landrasa (4,88 prašenja). Prikazani rezultati u pogledu bolje dugovečnosti krmača meleza su u skladu sa rezultatima **Jorgensen (2000)** gde se navodi da su krmače jorkšir rase imale značajno manji broj prašenja – legala u toku života, u odnosu na krmače meleze ove i srodnih rasa. Takođe, **Sehested i Schjerve (1996)** su ustanovili da krmače melezi imaju značajno više legala (3,61) u odnosu na krmače čistih rasa (3,01).

Ukupan broj živorođene prasadi u toku života krmača bio je takođe značajno veći kod krmača F1 meleza (58,81) u odnosu na krmače čiste rase (49,02). Veća životna plodnost krmača meleza je upravo pokazatelj opravdanosti opšte prihvaćenog postupka ukrštanja

između plodnih mesnatih rasa svinja, kako bi se dobile plodnije priplodne krmače za proizvodnju prasadi za tov.

U Tabeli 31 prikazane su prosečne vrednosti i standardne devijacije za osobine dugovečnosti po broju živorođene prasadi u prvom leglu.

Tabela 31. Prosečne vrednosti i (\pm) standardne devijacije za osobine dugovečnosti po broju živorođene prasadi u prvom leglu

Broj živor. prasadi u prvom leglu	Broj grla (N)	Osobina		
		DPŽ (dan)	UBP (prašenje)	UBŽP (živorođeno prase)
0	14	379,21 ± 545,91	2,86 ± 2,96	18,93 ± 29,79
1	13	379,00 ± 424,93	2,85 ± 2,61	18,92 ± 25,38
2	40	563,65 ± 625,42	4,13 ± 4,10	34,30 ± 45,56
3	75	670,87 ± 602,35	4,79 ± 3,88	41,24 ± 42,95
4	121	540,12 ± 508,02	3,99 ± 3,24	33,40 ± 34,35
5	175	714,72 ± 547,24	5,01 ± 3,58	45,59 ± 39,48
6	278	607,11 ± 548,91	4,35 ± 3,51	38,89 ± 38,47
7	341	751,65 ± 559,34	5,24 ± 3,63	49,81 ± 39,45
8	467	694,93 ± 531,34	4,85 ± 3,42	47,42 ± 37,29
9	645	760,30 ± 550,93	5,28 ± 3,56	52,76 ± 38,52
10	727	763,17 ± 547,18	5,26 ± 3,55	54,52 ± 39,96
11	636	789,84 ± 569,76	5,43 ± 3,69	58,65 ± 41,82
12	468	780,85 ± 526,25	5,37 ± 3,38	59,97 ± 39,09
13	296	769,94 ± 557,89	5,30 ± 3,58	61,69 ± 42,05
14	122	838,94 ± 596,53	5,77 ± 3,73	68,56 ± 43,71
15	58	818,21 ± 608,99	5,55 ± 3,83	67,91 ± 46,05
16	18	656,78 ± 568,35	4,33 ± 3,36	52,61 ± 38,11
17	5	734,60 ± 618,70	4,60 ± 4,62	65,20 ± 63,51
18	2	562,00 ± 117,38	3,00 ± 1,41	45,00 ± 21,21

Posmatrajući prosečne vrednosti iz prethodne tabele, može se zaključiti da su najduži produktivni život (838,94 dana) imale krmače koje su imale 14 živorođene prasadi u prvom leglu, dok su najmanje dugovečne (379,00 dana) bile krmače sa jednim živorođenim prasetom prilikom prvog prašenja. Međutim, izuzimajući prve i poslednje 4 klase zbog relativno malog broja krmača (manje od 100 grla) unutar njih, može se izvesti zaključak da se sa izvesnim oscilacijama povećavala dužina produktivnog života krmača sa povećanjem

njihovog prvog legla. Ovaj zaključak ima biološko utemeljenje u tome da je veličina prvog legla u određenoj meri indikator životne produktivnosti krmača, pa samim tim, dugovečnost koja direktno zavisi od reproduktivne efikasnosti krmača visoko je uslovljena plodnošću ovih životinja. Prikazanim rezultatima idu u prilog rezultati koje su u svojim istraživanjima utvrdili **Serenius i Stalder (2007)** i **Hoge i Bates (2011)** koji navode značajno povećanje dužine produktivnog života krmača sa većim brojem živorođene prasadi u prvom leglu, objašnjavajući da prvopraskinje sa većim leglom imaju manji rizik od isključenja.

Kao i kod prethodne osobine dugovečnosti, najveći broj prašenja (5,77) su imale krmače sa 14 živorođene prasadi u prvom leglu, a najmanje krmače sa jednim živorođenim prasetom (2,85). Izuzimajući nekoliko prvih i poslednjih klasa zbog malog broja grla u okviru njih, može se uočiti, sa izvesnim odstupanjem, trend povećanja broja prašenja u toku života sa povećanjem veličine prvog legla merene brojem živorođene prasadi u njemu. Prikazani rezultati su u skladu sa rezultatima koje je u svojim istraživanjima navode **Hoge i Bates (2011)** koji iznose da je u jednoj populaciji bio značajno manji rizik da krmače imaju manji broj legala u toku života ako su imale veći broj živorođene prasadi u prvom leglu.

Ukupan broj živorođene prasadi u toku života bio je najveći (68,56) kod krmača koje su u prvom leglu imale 14 živorođene prasadi, dok su najslabiju dugovečnost (18,92) iskazanu na ovaj način, imale krmače sa jednim živorođenim prasetom u prvom leglu. Ako se zanemare krmače iz prvih i poslednjih nekoliko klasa razvrstane prema veličini prvog legala, uočava se tendencija sa manjim odstupanjima povećanja UBŽP krmača sa povećanjem veličine njihovog prvog legla, što je u saglasnost sa rezultatima **Hoge i Bates (2011)**.

Tabela 32. Koeficijenti linearne regresije, njihova statistička značajnost i (\pm) standardna greška za osobine dugovečnosti u zavisnosti od uzrasta na kraju testa, debljine slanine na kraju testa i uzrasta pri prvom prašenju

Uticaji	Koeficijenti linearne regresije \pm Standardna greška		
	DPŽ	UBP	UBŽP
Uzrast kraj testa	2,22*** \pm 0,52	0,02*** \pm 0,003	0,14*** \pm 0,04
Debljina sl. kraj testa	20,05*** \pm 2,45	0,13*** \pm 0,02	1,41*** \pm 0,18
Starost pri 1. Prašenju	-0,88** \pm 0,33	-0,01** \pm 0,002	-0,05* \pm 0,02

❖ $P < 0,001$ ***; $P < 0,01$ **; $P < 0,05$ *; $P > 0,05$ ns;

Koeficijenti linearne regresija, njihova statistička značajnost (Prilozi 11, 12, 13) i standardna greška za osobine dugovečnosti u zavisnosti od uzrasta na kraju testa, debljine

slanine na kraju testa i uzrasta pri prvom prašenju, koji interpretiraju dinamiku promena DPŽ, UBŽP i UBŽP prikazani su u Tabeli 32.

Sa povećanjem uzrasta nazimica za 1 dan pri telesnoj masi od 100 kg, dužina njihovog produktivnog života kao krmača se u proseku povećavala za 2,22 dana. Ovakvi rezultati su u skladu sa rezultatima **Serenius i Stalder (2007)** i **Hoge i Bates (2011)**, koji takođe navode da se sa povećanjem uzrasta na kraju testa nazimica povećavala i dužina njihovog produktivnog života, pri čemu su obe navedene grupe autora promenu ove osobine u zavisnosti od navedenog uticaja posmatrale kroz funkciju rizika.

Broj dana produktivnog života krmača čija je dugovečnost bila analizirana, povećavala se sa povećanjem debljine njihove slanine na kraju performans testa, na šta ukazuje vrednost regresionog koeficijenta prikazana u prethodnoj tabeli ($b = 20,05$ dan/mm). Dobijeni rezultat u pogledu ovog uticaja potvrđuje rezultate **Hoge i Bates (2011)**, koji su takođe ustanovili da veće vrednosti debljine slanine performans testiranih nazimica doprinose dužem produktivnom životu krmača.

Vrednost regresionog koeficijenta od $b = -0,88$ dan/dan prikazanog u Tabeli 32 pokazuje da su mlađe prvopraskinje imale duži produktivni život u odnosu na one starije, što je isti zaključak do koga je došla veća grupa istraživača: **Yazdi i sar. (2000)**, **Serenius i Stalder (2007)**, **Engblom i sar. (2008 i 2016)**, **Meszaros i sar. (2010)**, **Hoge i Bates (2011)** i **Sobczynska i sar. (2013)**.

Ukupan broj prašenja krmača u toku života povećavao se sa povećanjem njihovog uzrasta pri masi od 100 kg, na šta ukazuje pozitivan predznak regresionog koeficijenta između ove dve promenljive ($b = 0,02$). Dobijeni rezultat je u skladu sa rezultatima koje su u svojim istraživanjima utvrdili **Hoge i Bates (2011)**, koji navode da nazimice sa većim vrednostima uzrasta na kraju testa imaju veći broj prašenja u toku života.

Deblja slanina kod nazimica na kraju performans testa uticala je na veći broj prašenja kod krmača ($b = 0,13$), što su rezultati koji potvrđuju rezultate **Stalder i sar. (2005)**, koji su razvrstavši nazimice u 6 grupa prema debljini slanine ustanovili da krmače koje su bile kao nazimice u prvoj grupi debljine slanine (9mm i manje) dale najmanji broj legala u toku života (2,3) u odnosu na nazimice iz poslednje grupe (25mm i više) koje su u proseku imale 3,1 leglo.

Na osnovu vrednosti regresionog koeficijenta ($b = -0,01$) između uzrasta pri prvom prašenju i ukupnog broja prašenja, može se zaključiti da su krmače koje su bile mlađe prilikom prvog prašenja imale veći broj legala u toku života. Ovakav zaključak potvrđuje rezultate istraživanja **Hoge i Bates (2011)**, **Sobczynska i sar. (2013)** i **Sasaki i sar. (2014)**.

Mlađe nazimice pri ostvarenoj telesnoj masi od 100 kg imale su manji broj živorođene prasadi u toku svog produktivnog života, na šta ukazuje vrednost regresionog koeficijenta od $b = 0,14$, pri čemu dobijeni rezultat potvrđuje rezultate koje su u pogledu ovog uticaja ustanovili **Hoge i Bates (2011)**.

Debljina slanine na kraju performans testa uticala je na ukupan broj živorođene prasadi u toku života krmača, tako što je povećanje debljine slanine dovodilo do povećanja ukupnog broja živorođene prasadi u toku produktivnog veka ovih životinja, na šta ukazuje pozitivna vrednost regresionog koeficijenta ($b = 1,41$). Prikazani rezultati potvrđuju rezultate **Hoge i Bates (2011)** i jednim delom rezultate **Stalder i sar. (2005)** koji navode da grupa nazimca sa najtanjom slaninom ima statistički značajno manje vrednosti ove osobine (20,1 živorođene prasadi) u odnosu na nazimice iz grupe sa najdebljom slaninom (27,6 živorođene prasadi). Međutim, poslednja grupa autora takođe navodi da su dve grupe krmača sa tanjom slaninom od proseka u performans testu imale ukupno više živorođene prasadi u toku života u odnosu na dve grupe krmača sa debljom slaninom od proseka.

Starost pri prvom prašenju uticala je na ukupan broj živorođene prasadi u toku života krmača tako da se sa povećanjem starosti prilikom prvog prašenja za 1 dan ukupan broj živorođene prasadi smanjivao za 0,05. Prikazani rezultati u pogledu smanjena ukupnog broja živorođene prasadi sa povećanjem uzrasta prilikom prvog prašenja u saglasnosti su rezultatima **Stalder i sar. (2005)**, **Hoge i Bates (2011)** i **Sasaki i sar. (2014)**.

Na osnovu rezultata predstavljenih u ovom potpoglavlju u formi opšteg zaključka može se izneti sledeće:

- Prosečna ispoljenost osobina dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP) utvrđena u ovom istraživanju, bila je veća u odnosu na gotovo sve rezultate prikazane u dostupnoj literaturi.
- U pogledu statističke značajnosti delovanja fiksnih i regresijskih uticaja uključenih u sistematski deo modela na osnovu koga je ispitivana varijabilnost ovih osobina, svi ispitivani uticaji su ispoljili značajno delovanje na varijabilnost sve tri osobine dugovečnosti.
- U poređenju sa rezultatima iz literature kada je u pitanju specifičnost delovanja ispitivanih faktora varijabilnosti, dobijeni rezultati su u većoj meri saglasni sa rezultatima iz literature, ali postoji i izvestan broj odstupanja.

4. 4. Analiza sistematskog dela modela za osobine dugovečnosti krmača (Analiza preživljavanja)

U ovom potpoglavlju prikazani su rezultati koji pokazuju značajnost i specifičnost delovanja fiksnih i regresijskih uticaja koji su analizirani metodom analize preživljavanja na osobine dugovečnosti krmača. Tako dobijeni rezultati, na osnovu ovog metodološkog postupka, upoređivani su u najvećoj meri samo sa rezultatima takođe dobijenim analizom preživljavanja i predstavljenim u literaturi.

U Tabeli 33 prikazana je statistička značajnost rizika izlučenja po fiksnim i regresijskim uticajima za osobine dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP) utvrđena analizom preživljavanja, gde je prilikom utvrđivanja značajnosti rizika po svakom faktoru uzet u obzir i rizik svih ostalih faktora uključenih u model.

Tabela 33. Statistička značajnost rizika izlučenja po fiksnim i regresijskim uticajima za osobine dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP) utvrđena analizom preživljavanja

Osob.	Uticaji							
	Genotip	Sezona uspešnog pripusta	Broj živor. prasadi u leglu	Klasa interval zalučenje-oplodnja	Uzrast kraj testa masa100kg	Debljina sl. kraj testa masa100kg	Starost pri 1. Prašenju	Traj. lakt.
DPŽ	***	***	***	***	***	***	***	ns
UBP	***	***	***	***	***	***	***	***
UBŽP	***	***	***	***	***	***	***	***

❖ $P < 0,001$ ***; $P < 0,01$ **; $P < 0,05$ *; $P > 0,05$ ns;

Genotip krmače je statistički vrlo visoko značajno uticao ($P < 0,001$) na dužinu produktivnog života krmača.

Takođe i rizik izlučenja sezone uspešnog pripusta definisane kao vremenski zavisne varijable i to kao kombinacija godine i meseca bio je statistički vrlo visoko značajan ($P < 0,001$) za DPŽ krmača, što ovaj rezultat čini saglasnim sa rezultatima **Engbolm i sar. (2008 i 2009)**, sa tom razlikom što su navedeni istraživači posmatrali sličan uticaj, odnosno mesec prašenja krmača.

Broj živorođene prasadi u leglu definisan kao vremenski zavisna varijabla statistički je vrlo visoko značajno uticao ($P < 0,001$) na DPŽ krmača.

Statistički vrlo visoko značajno delovanje ($P < 0,001$) na DPŽ krmača ispoljila je i dužina trajanja intervala od zalučenja legla do naredne uspešne oplodnje, pri čemu je ovaj uticaj definisan kao vremenski zavisna varijabla. Dobijeni rezultat je saglasan sa rezultatima koje su predstavili **Engbolm i sar. (2008)**.

Uzrast nazimica pri masi od 100 kg ispoljio je statistički vrlo visoko značajan efekat na rizik izlučenja ($P < 0,001$) za DPŽ krmača, što je u skladu sa rezultatima koje su prikazali **Serenius i Stalder (2007)** i **Hoge i Bates (2011)**, dok odstupa od rezultata **Stalder i sar. (2005)**.

Prosečna debljina slanine nazimica pri masi od 100 kg statistički vrlo visoko značajno je uticala ($P < 0,001$) na rizik izlučenja za DPŽ kod krmača. Dobijeni rezultat u pogledu statističke značajnosti uticaja debljine slanine na DPŽ saglasan je sa rezultatima **Yazdi i sar. (2000)**, **Stalder i sar. (2005)**, **Serenius i Stalder (2007)** i **Hoge i Bates (2011)**, koji su takođe koristili analizu preživljavanja u svojim istraživanjima.

Regresijski uticaj uzrasta pri prvom prašenju krmače uticao je statistički vrlo visoko značajno ($P < 0,001$) na rizik izlučenja za DPŽ krmača. Predstavljeni rezultat je u skladu sa rezultatima **Yazdi i sar. (2000)**, **Serenius i Stalder (2004 i 2007)**, **Engblom i sar. (2008)** i **Hoge i Bates (2011)**.

Dužina laktacije definisana kao linearna regresija i vremenski zavisna varijabla nije ispoljila značajn efekat ($P > 0,05$) na rizik izlučenja za dužinu produktivnog života krmača, što je u određenoj meri u skladu sa rezultatima **Hoge i Bates (2011)**, koji su ispitivali uticaj samo prve laktacije na nivo rizika izlučenja za dužinu DPŽ krmača.

Kao i kod prethodne osobine dugovečnosti, genotip krmača je statistički vrlo visoko značajno uticao ($P < 0,001$) na rizik izlučenja za UBP.

Nivo rizika izlučenja za UBP krmača je bio vrlo visoko značajno ($P < 0,001$) uslovljen sezonom uspešnog pripusta, što je u skladu sa rezultatima do kojih je došao **Crump (2001)**, s tim što je navedeni autor ovaj vremenski zavisni uticaj definisao kao interakciju godine i tromesečnog perioda prašenja.

Broj živorođene prasadi u leglu kao vremenski zavisna varijabla, statistički vrlo visoko značajno je uticao ($P < 0,001$) na rizik izlučenja za dugovečnost krmača, iskazanu kao UBP. Dobijeni rezultat potvrđuje jedan deo rezultata **Hoge i Bates (2011)**, dok odstupa od drugog dela u kome nije utvrđen značajan rizik izlučenja zavisno od broja živorođene prasadi u prvom leglu na rizik izlučenja za UBP krmača.

Utvrđeno je da je rizik izlučenja za UBP bio statistički vrlo visoko značajno uslovljen ($P < 0,001$) klasom trajanja interval zalučenja – oplodnja.

Uzrast nazimica pri masi od 100 kg ispoljio je statistički vrlo visoko značajan uticaj ($P < 0,001$) na rizik izlučenja za UBP, čineći dobijeni rezultat saglasnim sa rezultatima **Hoge i Bates (2011)**.

Debljina slanine nazimica pri masi od 100 kg je takođe statistički vrlo visoko značajno uticala ($P < 0,001$) na nivo rizika izlučenja za UBP krmača, što ovaj rezultat čini saglasnim sa rezultatima **Stalder i sar. (2005)** i **Hoge i Bates (2011)**.

Starost krmače pri prvom prašenju vrlo visoko značajno je uticala ($P < 0,001$) na rizik izlučenja za UBP krmača, što je u skladu sa rezultatima koje su na osnovu svojih istraživanja predstavili **Crump (2001)** i **Hoge i Bates (2011)**.

Trajanje laktacije kod krmača vrlo visoko značajno je uticalo ($P < 0,001$) na nivo rizika izlučenja za UBP.

Na osnovu rezultata predstavljenih u Tabeli 33, uočava se da je genotip krmače statistički vrlo visoko značajno uticao ($P < 0,001$) na ukupan broj živorođene prasadi u toku proizvodnog života krmača.

Uticaj sezone pripusta uključene u analizu preživljavanja kao vremenski zavisna varijabla statistički je vrlo visoko značajno uticao ($P < 0,001$) na rizik izlučenja za UBŽP krmača.

Veličina legla merena brojem živorođene prasadi ispoljila je vrlo visoko značajan efekat na nivo rizika izlučenja za UBŽP, što ovaj rezultat čini saglasnim sa rezultatom koji su predstavili **Hoge i Bates (2011)**, s tim što je navedena grupa istraživača ispitivala samo uticaj veličine prvog legla na UBŽP krmača.

Rizik izlučenja koji je nosio interval zalučenje – oplodnja bio je statistički vrlo visoko značajan ($P < 0,001$) za UBŽP krmača.

Uzrast nazimica na kraju testa korigovan na masu od 100 kg statistički je vrlo visoko značajno uticao ($P < 0,001$) na riziki izlučenja za UBŽP krmača, što ovaj rezultat čini saglasnim sa rezultatima **Hoge i Bates (2011)**, dok protivreči rezultataima **Stalder i sar. (2005)**.

Prosečna debljina slanine nazimica na kraju testa statistički je vrlo visoko značajno uticala ($P < 0,001$) na rizik izlučenja za UBŽP krmača, što je saglasno sa rezultatima **Stalder i sar. (2005)** i **Hoge i Bates (2011)**.

Uzrast pri prvom prašenju krmače ispoljio je vrlo visoko značajno delovanje ($P < 0,001$) na rizik izlučenja za UBŽP, čineći ovaj rezultat saglasnim sa rezultatom **Stalder i sar. (2005)** i **Hoge i Bates (2011)**.

Trajanje laktacije statistički vrlo visoko značajno je uticalo ($P < 0,001$) na rizik izlučenja za UBŽP krmača, što je u skladu sa zaključkom do koga su došli Hoge i Bates (2011).

U Tabeli 34 prikazani su Vejbul regresioni parametri (hazardni koeficijent, standardna greška i nivo rizika izlučenja) za osobine dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP) za ispitivane genotipve krmača.

Tabela 34. Vejbul regresioni parametri (hazardni koeficijent, (\pm) standardna greška i nivo rizika za izlučenja) za osobine dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP) za ispitivane genotipve krmača

Osobine	Genotip krmače			
	Švedski landras		F1 melezi	
	Hazardni koeficijent \pm Standardna greška	Nivo rizika	Hazardni koeficijent \pm Standardna greška	Nivo rizika
Broj grla (N)	2701		1800	
DPŽ	0,00 \pm 0,00	1,00	-0,11*** \pm 0,03	0,89
UBP	0,00 \pm 0,00	1,00	-0,14*** \pm 0,03	0,87
UBŽP	0,00 \pm 0,00	1,00	-0,14*** \pm 0,04	0,87

❖ $P < 0,001$ ***; $P < 0,01$ **; $P < 0,05$ *; $P > 0,05$ ns;

Na osnovu rezultata prikazanih u prethodnoj tabeli, može se zaključiti da su krmače švedskog landrasa imale za oko 11 % veći rizik od isključenja, a samim tim i veći rizik za kraće trajanje DPŽ u odnosu na krmače F1 meleze švedskog landrasa i velikog jorkšira.

Kao i kod prethodne osobine dugovečnosti, i kod UBP, veći rizik izlučenja za oko 13 % za isključenje utvrđen na osnovu UBP imale su ispitivane krmače čiste rase u odnosu na krmače F1 meleze.

Rezultati u Tabeli 34 pokazuju da su krmače rase švedski landras imale za oko 13 % veći rizik da u toku proizvodnog života proizvedu manje živorođene prasadi u odnosu na ispitivane krmače F1 meleze. Ako se uzme u obzir da osobine dugovečnosti imaju nisku naslednost i da bi samim tim heterozis efekat trebalo da bude izražen kod ove grupe osobina, onda manji rizik isključenja koji je ustanovljen kod sve tri analizirane osobine dugovečnosti kod krmača F1 meleza može biti upravo posledica ispoljavanja heterozis efekta kod ovih životinja.

U Tabeli 35 prikazani su Vejbul regresioni parametri (hazardni koeficijent, (\pm) standardna greška i nivo rizika za ispoljavanje osobina) za osobine dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP) u zavisnosti od broja živorođene prasadi u leglu.

Tabela 35. Vejbul regresioni parametri (hazardni koeficijent, (\pm) standardna greška i nivo rizika izlučenja) za osobine dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP) u zavisnosti od broja živorođene prasadi u leglu

Broj živorođene prasadi u leglu	Broj grla (N)	Osobina					
		DPŽ		UBP		UBŽP	
		Hazardni koeficijent \pm St. greška	Nivo rizika	Hazardni koeficijent \pm St. greška	Nivo rizika	Hazardni koeficijent \pm St. greška	Nivo rizika
0	313	1,76*** \pm 0,07	5,80	1,51*** \pm 0,07	4,54	0,40 ^{ns} \pm 0,35	1,49
1	24	0,15 ^{ns} \pm 0,33	1,17	0,99*** \pm 0,21	2,69	0,42 ^{ns} \pm 0,83	1,52
2	63	0,38* \pm 0,18	1,46	0,87*** \pm 0,13	2,40	0,98*** \pm 0,26	2,67
3	73	0,27 ^{ns} \pm 0,14	1,31	0,65*** \pm 0,13	1,91	1,07*** \pm 0,19	2,92
4	129	0,50*** \pm 0,10	1,64	0,77*** \pm 0,10	2,16	1,47*** \pm 0,11	4,35
5	209	0,59*** \pm 0,08	1,81	0,71*** \pm 0,08	2,03	1,44*** \pm 0,08	4,21
6	257	0,42*** \pm 0,07	1,52	0,52*** \pm 0,08	1,68	1,07*** \pm 0,07	2,90
7	286	0,18** \pm 0,07	1,20	0,37*** \pm 0,07	1,44	0,69*** \pm 0,07	2,00
8	404	0,12 ^{ns} \pm 0,06	1,13	0,31*** \pm 0,07	1,36	0,48*** \pm 0,06	1,62
9	471	-0,12* \pm 0,06	0,89	0,13* \pm 0,06	1,13	0,15* \pm 0,06	1,16
10	550	-0,21*** \pm 0,06	0,80	0,02 ^{ns} \pm 0,06	1,02	-0,09 ^{ns} \pm 0,06	0,92
11	551	0,00 \pm 0,00	1,00	0,00 \pm 0,00	1,00	0,00 \pm 0,00	1,00

Nastavak Tabele 35. *Vejbul regresioni parametri (hazardni koeficijent, (\pm) standardna greška i nivo rizika izlučenja) za osobine dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP) u zavisnosti od broja živorođene prasadi u leglu*

Broj živorođene prasadi u leglu	Broj grla (N)	Osobina					
		DPŽ		UBP		UBŽP	
		Hazardni koeficijent \pm St. greška	Nivo rizika	Hazardni koeficijent \pm St. greška	Nivo rizika	Hazardni koeficijent \pm St. greška	Nivo rizika
12	431	-0,50*** \pm 0,06	0,60	-0,14* \pm 0,06	0,87	0,46*** \pm 0,06	0,63
13	319	-0,58*** \pm 0,07	0,56	-0,19** \pm 0,07	0,83	-0,60*** \pm 0,07	0,55
14	209	-0,56*** \pm 0,08	0,57	-0,19* \pm 0,08	0,83	0,69*** \pm 0,08	0,50
15	110	-0,48*** \pm 0,10	0,62	-0,24* \pm 0,11	0,79	-0,82*** \pm 0,10	0,44
16	59	-0,32** \pm 0,12	0,72	-0,31* \pm 0,14	0,73	-0,78*** \pm 0,12	0,46
17	28	-0,17 ^{ns} \pm 0,16	0,85	-0,25 ^{ns} \pm 0,19	0,78	-0,57*** \pm 0,15	0,56
18	10	-0,12 ^{ns} \pm 0,22	0,89	-0,52 ^{ns} 0,32	0,59	-0,45* \pm 0,20	0,64
19	3	-0,02 ^{ns} \pm 0,41	0,97	-0,73 ^{ns} \pm 0,58	0,48	-0,18 ^{ns} \pm 0,31	0,83
20	1	-0,01 ^{ns} \pm 0,69	0,99	-0,40 ^{ns} \pm 1,07	0,67	-0,06 ^{ns} \pm 0,51	0,94
22	1	0,01 ^{ns} \pm 2,40	1,01	1,99 ^{ns} \pm 1,10	7,31	0,01 ^{ns} \pm 1,67	1,01

❖ $P < 0,001$ ***; $P < 0,01$ **; $P < 0,05$ *; $P > 0,05$ ns;

Na osnovu rezultata prikazanih u prethodnoj tabeli, može se zaključiti da najveći rizik izlučenja (5,80) za kraći produktivni život imaju krmače koje nisu imale uopšte živorođene prasadi u leglu, dok najmanji rizik (0,56) za isključenje, odnosno trajanje DPŽ, imaju krmače sa 13 živorođene prasadi u leglu. Na osnovu nivoa rizika izlučenja prikazanih u Tabeli 35, u zavisnosti od broja živorođene prasadi, a sa izvesnim brojem odstupanja, uočava se tendencija smanjenja rizika izlučenja sa povećanjem veličine legla iskazane brojem

živorodne prasadi od 0 do 13 BŽP, da bi se sa daljim povećanjem veličine legla povećavo rizik izlučenja za dužinu DPŽ. Dobijeni rezultat je u skladu sa rezultatima **Serenius i Stalder (2007)**, **Meszaros i sar. (2010)** i **Hoge i Bates (2011)**, koji su ustanovili da se sa povećanjem veličine legla smanjivao rizik izlučenja za DPŽ krmača. Utvrđeni rezultat u pogledu rizika izlučenja za DPŽ koji je uslovljen BŽP, može se objasniti time da je dugovečnost krmača visoko uslovljena njihovom reproduktivnom efikasnošću, pa samim tim krmače koje su imale manje leglo bivale su češće isključivane iz proizvodnje, zbog slabije produktivnosti, što je uticalo na dužinu njihovog DPŽ, odnosno nivoa rizika za isključenje iz zapata.

Rezultati prikazani u Tabeli 35 sa izuzetkom krmača koje su imale od 19-22 živorodena praseta u leglu, zbog malog broja grla u okviru ovih klasa da bi se mogo doneti biološki utemejen zaključak, pokazuju da su najmanji rizik izlučenja (0,59) za UBP imale krmače kada su u leglu imale 18 živorodne prasadi, a najveći rizik izlučenja (4,54) za UBP imale su krmače sa 0 živorodne prasadi u leglu. Takođe, ono što se može zaključiti na osnovu nivoa rizika izlučenja za UBP prikazanih u prethodnoj tabeli, je to da se jasno uočava tendencija smanjenja rizika izlučenja za UBP sa povećanjem broja živorodne prasadi u leglu, što je u skladu sa delom rezultata koje su izložili **Hoge i Bates**.

Najmanji rizik izlučenja (0,44) za UBŽP imale su krmače kada su u leglu imale 15 živorodne prasadi, dok su najveći rizik (4,35) imale krmače kada su u leglu imale četiri živorodena praseta. Takođe, na osnovu rezultata prikazanih u Tabeli 35, može se uočiti sa izvesnim odstupanjima da se nivo rizika izlučenja za UBŽP smanjivao sa povećanjem veličine legla do 15 živorodne prasadi u leglu, da bi se sa daljim povećanjem legla povećavao i nivo rizika izlučenja, odnosno, smanjivala dugovečnost krmača iskazana kao UBŽP. Prikazani rezultati su u skladu sa rezultatima **Hoge i Bates (2011)**, koji navode da je veći broj živorodne prasadi u prvom leglu bio indikator veće dugovečnosti krmača iskazane na ovaj način.

U Tabeli 36 prikazani su Vejbul regresioni parametri (hazardni koeficijent, standardna greška i nivo rizika izlučenja) za osobine dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP) u zavisnosti od klase trajanja interval zalučenje – oplodnja.

Najmanji nivo rizika izlučenja (0,89) za DPŽ u zavisnosti od dužine trajanja intervala zalučenje – oplodnja, imale su krmače kada je ovaj interval trajao 4 dana (klasa 2), dok su najveći rizik izlučenja (1,12) za DPŽ imale krmače kada je ovaj interval trajao više od 32 dana (klasa 10). Iako postoje određena odstupanja, na osnovu vrednosti parametra koji pokazuju rizik izlučenja za DPŽ u Tabeli 36, može se uočiti tendencija povećanja nivoa rizika izlučenja sa povećanjem vrednosti (klase) trajanja intervala zalučenje – oplodnja. Ovo

se može objasniti time da produženo trajanje ovog intervala predstavlja indikator nekih reproduktivnih poremećaja koji uslovljavaju dugovečnost krmača. Prikazani rezultati su u velikoj meri saglasni sa rezultatima **Engbolm i sar. (2009)**, koji navode da najmanji rizik od izlučenja odnosno kraćeg produktivnog života, imaju krmače kod kojih je ovaj interval trajao od 5 do 7 dana u odnosu na krmače sa kraćim od 5 i dužim od 7 dana intervalom zalučenje – oplodnja.

Tabela 36. *Vejbul regresioni parametri (hazardni koeficijent, (\pm) standardna greška i nivo rizika izlučenja) za osobine dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP) u zavisnosti od klase trajanja interval zalučenje – oplodnja*

Klasa interval zalučenje - oplodnja	Broj grla (N)	Osobina					
		DPŽ		UBP		UBŽP	
		Hazar. koef. \pm St. greška	Nivo rizika	Hazar. koef. \pm St. greška	Nivo rizika	Hazar. koef. \pm St. greška	Nivo rizika
1	29	0,00 \pm 0,00	1,00	-0,14 ^{ns} \pm 0,19	0,87	-0,05 ^{ns} \pm 0,18	0,95
2	840	-0,12 ^{**} \pm 0,05	0,89	-0,14 ^{**} \pm 0,05	0,87	-0,23 ^{ns} \pm 0,05	0,79
3	1082	0,00 \pm 0,00	1,00	0,00 \pm 0,00	1,00	0,00 \pm 0,00	1,00
4	394	-0,09 ^{ns} \pm 0,06	0,92	0,08 ^{ns} \pm 0,06	1,08	-0,17 ^{ns} \pm 0,06	0,85
5	136	-0,05 ^{ns} \pm 0,09	0,95	0,05 ^{ns} \pm 0,09	1,05	-0,12 ^{ns} \pm 0,09	0,88
6	67	-0,01 ^{ns} \pm 0,13	0,99	0,17 ^{ns} \pm 0,13	1,19	-0,05 ^{ns} \pm 0,13	0,96
7	34	-0,01 ^{ns} \pm 0,17	0,99	0,13 ^{ns} \pm 0,18	1,13	-0,05 ^{ns} \pm 0,17	0,95
8	213	-0,08 ^{ns} \pm 0,07	0,92	0,09 ^{ns} \pm 0,08	1,10	-0,18 ^{ns} \pm 0,08	0,83
9	354	0,06 ^{ns} \pm 0,06	1,06	0,43 ^{**} \pm 0,06	1,53	0,09 ^{ns} \pm 0,06	1,10
10	481	0,11 ^{ns} \pm 0,06	1,12	0,50 ^{**} \pm 0,06	1,64	0,17 ^{ns} \pm 0,06	1,18

❖ $P < 0,001$ ***; $P < 0,01$ **; $P < 0,05$ *; $P > 0,05$ ns;

Dužina trajanja interval od zalučenja legla do naredne uspešne oplodnje krmače uticala je tako, da su krmače koje su uspešno oplodene u prva četiri dana po zalučenju legla imale najmanji rizik izlučenja (0,87) za UBP, dok su najveći rizik izlučenja (1,64) za UBP imale krmače kada su bile oplodene posle 32 dana po zalučenju prethodnog legla. Iako postoji manji broj odstupanja, ono što se može izvesti kao zaključak na osnovu rezultata prikazanih u Tabeli 36 je to, da se sa produženim trajanjem interval zalučenje – oplodnja povećavao nivo rizika izlučenja za UBP.

Na osnovu nivoa rizika za UBŽP prikazanih u Tabeli 36, vidi se da su najmanji rizik izlučenja (0,79) koji je ustanovljen na osnovu vrednosti UBŽP imale krmače kod kojih je interval zalučenje – oplodnja trajao 4 dana (klasa 2), dok su najveći rizik izlučenja (1,18) za UBŽP imale krmače kada im je ovaj interval bio u okviru klase 10 (>32 dana).

Tabela 37. *Vejbul regresioni parametri (hazardni koeficijent, (\pm) standardna greška i nivo rizika izlučenja) za osobine dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP) u zavisnosti od debljine prosečne leđne slanine nazimica pri masi od 100kg*

Debljina sl. kraj testa masa100kg	Broj grla (N)	Osobina					
		DPŽ		UBP		UBŽP	
		Hazar. koef. \pm St. greška	Nivo rizika	Hazar. koef. \pm St. greška	Nivo rizika	Hazar. koef. \pm St. greška	Nivo rizika
7	15	0,09 ^{ns} \pm 0,27	1,01	0,24 ^{ns} \pm 0,27	1,27	0,05 ^{ns} \pm 0,30	1,05
8	78	0,10 ^{ns} \pm 0,13	1,10	0,29* \pm 0,12	1,34	0,27 ^{ns} \pm 0,13	1,30
9	210	0,08 ^{ns} \pm 0,08	1,08	0,17* \pm 0,08	1,18	0,17 ^{ns} \pm 0,09	1,18
10	368	0,00 \pm 0,00	1,00	0,12 ^{ns} \pm 0,07	1,13	0,07 ^{ns} \pm 0,08	1,07
11	493	-0,06 ^{ns} \pm 0,06	0,94	-0,01 ^{ns} \pm 0,06	0,99	-0,03 ^{ns} \pm 0,07	0,97
12	542	-0,11 ^{ns} \pm 0,06	0,90	-0,07 ^{ns} \pm 0,06	0,94	-0,07 ^{ns} \pm 0,07	0,93
13	545	0,00 \pm 0,00	1,00	0,00 \pm 0,00	1,00	0,00 \pm 0,00	1,00
14	530	-0,06 ^{ns} \pm 0,06	0,94	-0,08 ^{ns} \pm 0,06	0,92	0,00 \pm 0,00	1,00

Nastavak Tabele 37. *Vejbul regresioni parametri (hazardni koeficijent, (\pm) standardna greška i nivo rizika izlučenja) za osobine dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP) u zavisnosti od debljine prosečne leđne slanine nazimica pri masi od 100kg*

Debljina sl. kraj testa masa100kg	Broj grla (N)	Osobina					
		DPŽ		UBP		UBŽP	
		Hazar. koef. \pm St. greška	Nivo rizika	Hazar. koef. \pm St. greška	Nivo rizika	Hazar. koef. \pm St. greška	Nivo rizika
15	397	-0,03 ^{ns} \pm 0,07	0,97	-0,07 ^{ns} \pm 0,07	0,93	0,05 ^{ns} \pm 0,08	1,02
16	336	-0,10 ^{ns} \pm 0,07	0,90	-0,28*** \pm 0,07	0,75	-0,08 ^{ns} \pm 0,08	0,92
17	288	-0,07 ^{ns} \pm 0,08	0,93	-0,28*** \pm 0,08	0,76	-0,04 ^{ns} \pm 0,09	0,96
18	227	-0,04 ^{ns} \pm 0,08	0,96	-0,32*** \pm 0,08	0,73	0,00 \pm 0,00	1,00
19	154	-0,13 ^{ns} \pm 0,09	0,88	-0,40*** \pm 0,09	0,67	-0,11 ^{ns} \pm 0,11	0,89
20	135	-0,12 ^{ns} \pm 0,10	0,89	-0,40*** \pm 0,10	0,67	-0,10 ^{ns} \pm 0,11	0,91
21	73	0,00 \pm 0,00	1,00	-0,27* \pm 0,13	0,76	0,02 ^{ns} \pm 0,15	1,02
22	50	-0,01 ^{ns} \pm 0,15	0,99	-0,35* \pm 0,15	0,70	-0,04 ^{ns} \pm 0,17	0,96
23	38	-0,09 ^{ns} \pm 0,16	0,91	-0,65*** \pm 0,17	0,52	-0,22 ^{ns} \pm 0,19	0,80
24	12	-0,01 ^{ns} \pm 0,29	0,99	-0,50 ^{ns} \pm 0,30	0,60	-0,03 ^{ns} \pm 0,32	0,97
25	2	-0,02 ^{ns} \pm 0,56	0,98	-0,80 ^{ns} \pm 0,69	0,45	-0,06 ^{ns} \pm 0,62	0,94
26	4	-0,01 ^{ns} \pm 0,46	0,99	-0,76 ^{ns} \pm 0,51	0,47	-0,04 ^{ns} \pm 0,54	0,96
27	3	0,02 ^{ns} \pm 1,02	1,02	1,08 ^{ns} \pm 0,60	2,95	0,08 ^{ns} \pm 1,12	1,08
28	1	-0,03 ^{ns} \pm 0,57	0,97	-1,73 ^{ns} \pm 0,95	0,18	-0,14 ^{ns} \pm 0,61	0,87

❖ $P < 0,001$ ***; $P < 0,01$ **; $P < 0,05$ *; $P > 0,05$ ns;

U Tabeli 37 prikazani su Vejbul regresioni parametri (hazardni koeficijent, standardna greška i nivo rizika izlučenja) za osobine dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP) u zavisnosti od debljine prosečne leđne slanine nazimica pri masi od 100 kg.

Prikazani rezultati u prethodnoj tabeli ukazuju da su najmanji rizik izlučenja (0,88) za DPŽ imale krmače koje su kao nazimice pri masi od 100 kg imale prosečnu debljinu slanine od 19 mm, dok su najveći rizik izlučenja (1,10) za DPŽ imale krmače koje su kao nazimice imale prosečnu debljinu slanine od 8 mm. Iako se na osnovu prikazanih nivoa rizika za DPŽ u zavisnosti od prosečne debljine slanine ne može uočiti jasna tendencija smanjenja rizika izlučenja sa povećanjem vrednosti ove osobine kvaliteta trupa, ono što se kao zaključak može izvesti je to da nazimice sa tanjom slaninom od proseka (≤ 14 mm) imaju u proseku veći rizik za isključenje ustanovljen na osnovu DPŽ, u odnosu na nazimice sa debljom slaninom od proseka. Dobijeni rezultati u pogledu nivoa rizika izlučenja za DPŽ u zavisnosti od debljine slanine u saglasnosti su sa rezultatima koje su u svojim istraživanjima utvrdili **Hoge i Bates (2011)**.

Ako se izuzmu krmače koje su kao nazimice imale debljinu slanine od 25 do 28 mm zbog malog broja grla da bi se na osnovu njih izveo referentan zaključak, onda se može uvideti da su najmanji rizik izlučenja (0,52) za UBP imale nazimice kod kojih je debljina slanine pri masi od 100 kg bila 24 mm, dok su najveći rizik izlučenja (1,34) za UBP imale nazimice sa debljinom slanine od 8 mm. Takođe, ono što se još može reći na osnovu rezultata prikazanih u Tabeli 37, jeste to da se sa manjim odstupanjima nivo rizika izlučenja za UBP krmača smanjivao sa povećanjem vrednosti prosečne debljine slanine nazimica pri masi od 100 kg, što je u skladu sa rezultatima koje su utvrdili **Hoge i Bates (2011)**.

Najmanji nivo rizika izlučenja (0,80) za UBŽP imale su krmače koje su kao nazimice imale debljinu prosečne slanine od 23 mm, a najveći rizik izlučenja (1,30) su imale one životinje sa prosečnom debljinom slanine od 8 mm. Ono što se na osnovu nivoa rizika izlučenja za UBŽP prikazanih u Tabeli 37 može zaključiti, je to da nazimice sa tanjom slaninom od proseka imaju veći rizik da kao krmače proizvedu manji broj živorođene prasadi u toku života u odnosu na nazimice sa debljom slaninom od proseka. Predstavljeni rezultat je u skladu sa rezultatima **Hoge i Bates (2011)**.

U Tabeli 38 prikazani su Vejbul regresioni parametri (hazardni koeficijent i standardna greška) procene rizika izlučenja za osobine dugovečnosti (DPŽ, UBP, UBŽP) krmača za uticaje koji su u model uključeni kao linearno regresijski (uzrast pri masi od 100 kg, starost pri prvom prašenju, trajanje laktacije).

Tabela 38. *Vejbul regresioni parametri (hazardni koeficijent i (±) standardna greška) procene rizika izlučenja za osobine dugovečnosti (DPŽ, UBP, UBŽP) krmača za uticaje koji su u model uključeni kao linearno regresijski*

Osobine	Broj grla (N)	Uticaji		
		DPŽ	UBP	UBŽP
Uzrast kraj testa <i>masa100kg</i>	4501	-0,003** ± 0,001	-0,007*** ± 0,001	-0,004*** ± 0,001
Starost pri 1. Prašenju	4501	0,002** ± 0,001	0,003*** ± 0,001	0,002*** ± 0,001
Trajanje laktacije	4501	-0,009* ± 0,004	0,006 ^{ns} ± 0,004	-0,003 ^{ns} ± 0,004

❖ $P < 0,001$ ***; $P < 0,01$ **; $P < 0,05$ *; $P > 0,05$ ns;

Rezultati prikazani u Tabeli 38 pokazuju da se sa povećanjem uzrasta nazimica pri masi od 100 kg smanjivao rizik za ispoljenost DPŽ krmača, što znači da su krmače koje su kao nazimice bile starije pri masi od 100 kg imale duži produktivni život u odnosu na one mlađe pri istoj telesnoj masi. Na ovaj način predstavljeni rezultati su u saglasnosti sa rezultatima **Hoge i Bates (2011)** i **Serenius i Stalder (2007)**, koji su takođe u svojim istraživanjima utvrdili veći rizik za isključenje kod onih krmača koje su kao nazimice bile mlađe pri telesnoj masi od 100 kg.

Rizik izlučenja krmača utvrđen na osnovu DPŽ povećavao se sa povećanjem starosti krmače pri prvom prašenju, na šta ukazuje pozitivna vrednost hazardnog koeficijenta od 0,002, prikazanog u prethodnoj , što dobijeni rezultat čini saglasnim sa rezultatima veće grupe istraživača (**Yazdi i sar., 2000; Serenius i Stalder, 2007; Engblom i sar., 2008; Hoge i Bates, 2011**).

Rizik izlučenja u zavisnosti od trajanja laktacije iako nije bio statistički značajan za DPŽ, negativna vrednost hazardnog koeficijenta od -0,009 ukazuje da su krmače sa kraćim laktacijama ipak imale nešto veći rizik za DPŽ u odnosu na one sa dužim laktacijama. Negativan uticaj kraćih laktacija na rizik izlučenja za dužinu produktivnog života ustanovljen u ovom istraživanju u skladu je sa navodima koje su izneli **Xue i Dial (1995)** i **Stalder i sar. (2004)**.

Vrednost hazardnog koeficijenta od -0,007 ukazuje da se sa povećanjem uzrasta nazimica pri telesnoj masi od 100 kg smanjivao nivo rizika izlučenja za UBP, odnosno da krmače koje intenzivnije prirastaju kao nazimice imaju manji broj legala u toku svog života, što je u saglasnosti sa rezultatima do kojih su došli **Hoge i Bates (2011)**.

Hazardni koeficijent od 0,003 prikazan u prethodnoj tabeli ukazuje da se sa povećanjem starosti krmača prilikom prvog prašenja povećavao i njihov rizik izlučenja za UBP, odnosno da su starije prvopraskinje imale manju dugovečnost iskazanu kao UBP.

Za razliku od druge dve osobine dugovečnosti krmača (DPŽ, UBŽP), hazardni koeficijent koji pokazuje rizik izlučenja za UBP u zavisnosti od trajanja laktacije, imao je pozitivan predznak (0,006), ukazujući da su krmače kod kojih je bilo produženo trajanje laktacije imale manji rizik izlučenja za UBP, u odnosu na krmače sa kraćom laktacijom.

Povećanje uzrasta pri masi od 100 kg uticalo je na smanjenje rizika izlučenja za UBŽP, na šta ukazuje negativna vrednost hazardnog koeficijenta od -0,003, što znači da su krmače koje su imale slabiji intenzitet porasata imale veći broj živorođene prasadi u toku proizvodnog života. Dobijeni rezultat u pogledu specifičnosti delovanja uzrasta nazimice na kraju performans testa na rizik izlučenja UBŽP u potpunosti je u skladu sa rezultatima koje su na osnovu svojih istraživanja predstavili **Hoge i Bates (2011)**.

Pozitivna vrednost hazardnog koeficijenta od 0,002 ukazuje da je povećanje starosti krmače pri prvom prašenju povećavalo rizik izlučenja za njenu dugovečnost iskazanu UBŽP, odnosno da su starije prvopraskinje imale manji broj živorođene prasadi u toku života u odnosu na one mlađe. Prikazani rezultat koji objašnjava specifičnost delovanja starosti pri prvom prašenju na rizik izlučenja za UBŽP je u skladu sa rezultatima **Hoge i Bates (2011)**.

Produženo trajanje laktacije je uticalo na smanjenje nivoa rizika izlučenja za UBŽP pokazuje hazardni koeficijent (-0,003), što znači da su krmače, kada im je laktacija trajala duže, imale manji rizik da proizvedu manji broj živorođene prasadi u toku života.

Upoređujući kako statističku značajnost tako i specifičnost delovanja fiksnih i regresijskih uticaja (genotip, uzrast na kraju testa, prosečna debljina slanine, sezona prve odnosno sezona uspešne oplodnje, uzrast pri prvom prašenju, broj živorođene prasadi u prvom odnosno broj živorođene prasadi), koji su analizirani primenom linearnih metoda i primenom analize preživljavanja, može se reći da je statistička značajnost i specifičnost delovanja na varijabilnost, odnosno nivo rizika ovih faktora na osobine dugovečnosti bila identična ili vrlo bliska bez obzira na primenjeni metodološki postupak. Takođe se može reći i to da su varijable koje su u linearnim metodima bile definisane kao vremenski nezavisni uticaji (sezona prve oplodnje, broj živorođene prasadi u prvom leglu), a u analizi preživljavanja kao uticaji koji su se menjali kroz vreme (sezona oplodnje, broj živorođene prasadi u leglu), ispoljile značajno statističko delovanje na osobine dugovečnosti bez obzira kako su bile definisane. Na osnovu ovoga, kao zaključak se može izvesti da iako analiza preživljavanja neosporno ima prednosti (vremenski zavisne varijable) u analizi osobina

dugovečnosti, što je pokazalo i ovo istraživanje, sasvim zadovoljavajuće, veoma slične i reprezentativne rezultate daju i linearne metode kakav je metod najmanjih kvadrata.

U formi zaključka ovog potpoglavlja moglo bi se reći sledeće:

- Utvrđeni rizik izlučenja po svim analiziranim fiksnim i regresijskim uticajima utvrđen metodologijom analize preživljavanja bio je statistički vrlo visoko značajan za sve tri analizirane osobine dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP), sa izuzetkom uticaja trajanja laktacije na rizik izlučenja za DPŽ gde nije utvrđena statistička značajnost delovanja ovog faktora na nivo rizika za ovu osobinu.
- U pogledu statističke značajnosti i specifičnosti delovanja fiksnih i regresijskih uticaja na nivo rizika izlučenja za osobine dugovečnosti najveći deo prikazanih rezultata se podudara sa rezultatima iz dostupne literature, ali postoji i manji broj odstupanja.
- Efekti koji su bili uključeni u sistematski deo modela u oba korišćena metodološka postupka analize osobina dugovečnosti (linearni metodi i analiza preživljavanja), pokazali su gotovo identičnu statističku značajnost i specifičnost delovanja na navedene osobine bez obzira na korišćeni metodološki postupak.

4. 5. Analiza slučajnog dela modela za osobine porasta i kvaliteta trupa, broja živorođene prasadi u leglu i osobine dugovečnosti krmača – modeli sa jednom osobinom (Linearni metod analize - REML)

Nakon analize sistematskog dela modela, sledeći korak u oceni fenotipskih i genetskih parametara ispitivanih osobina bio je da se konstruišu mešoviti modeli koji su pored statistički značajnih fiksnih efekata sadržali i slučajne uticaje, a sve sa ciljem utvrđivanja njihovog relativnog učešća u ukupnoj fenotipskoj varijansi i što preciznijoj oceni genetskih parametara. Prethodno su slučajni efekti ocenjeni za svaku osobinu pojedinačno (*Single trait analysis*), a potom je odabrana po jedna osobina iz svake analizirane grupe osobina i konstruisani su mešoviti modeli sa više osobina (*Multiple trait analysis*). Osobine na osnovu kojih bi se vršila potencijalna procena priplodne vrednosti u višeosobinskim modelima su odabrane na osnovu dobijenih vrednosti slučajnih parametara u *Single trait* analizi koji su poređeni sa vrednostima iz dostupne literature. Na osnovu svega ovoga, formirana su tri višeosobinska modela, pri čemu je osnovni kriterijum pri njihovom formiranju bio da se može sprovesti selekcija ženskih priplodnih grla na svakom nivou njihovog odgajivanja. Tako je prvi model sadržao dve osobine iz performans testa, drugi model je pored dve

osobine ostvarene u performans testu sadržao i broj živorođene prasadi u leglu, dok je u trećem modelu sa više osobina, pored prethodno navedene tri osobine, bila dodata i jedna od osobina dugovečnosti.

Od slučajnih uticaja svi modeli na osnovu kojih su analizirane osobine sadržali su aditivni uticaj životinje (priplodnu vrednost), i uticaj legla u kome su nazimice/krmače rođene/gajene. Pored navedenih uticaja, model na osnovu koga je analizirana varijabilnost broja živorođene prasadi sadržao je i permanentni uticaj krmače, za koji se smatra da doprinosi tačnijoj oceni genetskih parametara kod ove osobine.

U Tabeli 39 prikazan je pojedinačno relativni udeo slučajnih uticaja u ukupnoj fenotipskoj varijansi osobina porasta i kvaliteta trupa, broja živorođene prasadi u leglu i osobina dugovečnosti (*model sa jednom osobinom*), dok su realne vrednosti ovih komponenti varijanse prikazane u Prilogu 14.

Tabela 39. Relativni udeo slučajnih uticaja u ukupnoj fenotipskoj varijansi osobina porasta i kvaliteta trupa, broja živorođene prasadi u leglu i osobina dugovečnosti (*model jedne osobine*)

Osobina	$h^2 \pm se (h^2)$	$l^2 \pm se (l^2)$	$p^2 \pm se (p^2)$	$e^2 \pm se (e^2)$
ŽDP	0,06 ± 0,03	0,45 ± 0,03	-	0,49 ± 0,03
UKT	0,24 ± 0,03	0,13 ± 0,02	-	0,63 ± 0,04
DS	0,52 ± 0,04	0,06 ± 0,02	-	0,41 ± 0,04
DM	0,06 ± 0,02	0,06 ± 0,03	-	0,88 ± 0,03
PM	0,51 ± 0,04	0,07 ± 0,02	-	0,42 ± 0,04
BŽP	0,07 ± 0,01	0,03 ± 0,01	0,07 ± 0,01	0,83 ± 0,01
DPŽ	0,10 ± 0,03	0,01 ± 0,03	-	0,89 ± 0,03
UBP	0,10 ± 0,03	0,01 ± 0,03	-	0,89 ± 0,04
UBŽP	0,11 ± 0,03	0,02 ± 0,03	-	0,87 ± 0,04

❖ h^2 – ocena heritabiliteta (koeficijent naslednosti); l^2 – ocena uticaja legla u kome su nazimice/krmače rođene/gajene; p^2 – ocena uticaja permanentne okoline krmače; e^2 – ocena greške (ostatak)

Ocena heritabiliteta za ŽDP od 6 % ukazuje na veoma nisku naslednost ove osobine u ispitivanoj populaciji svinja, što je vrednost koja je značajno manja u odnosu na sve vrednosti pronađene u dostupnoj literaturi, bez obzira na korišćeni metod za ocenu heritabiliteta (Brkić 1998 i 2002; Malovrh i Kovač, 1999; Crump, 2001; Vuković, 2003; Serenius i Stalder, 2004; Solanes i sar., 2004; Arango i sar., 2005; Nguyen i McPhee, 2005; Imboonta i sar.,

2007a i 2007b; Kasprzyk, 2007; Vukovic i sar., 2007; Cai i sar., 2008; Nagy i sar., 2008; Jones i sar., 2009; Szyndler – Nędza i sar., 2010; Wolf i Wolfová, 2012; Popovac i sar., 2014a i 2014b; Wongsakajornkit i Imboonta, 2015). Takođe, predstavljena vrednost heritabiliteta odstupa od opšte prihvaćenog stava koji je potvrdio najveći broj prethodno navedenih istraživanja, da ovu osobinu karakteriše srednja naslednost gde se koeficijenti naslednosti nalaze u intervalu vrednosti od 0,2 do 0,5.

Sa druge strane, relativno visoko učešće legla u kome su nazimice rođene/gajene od 49 % u ukupnoj fenotipskoj varijansi ŽDP, je značajno veće u odnosu na relativno učešće ove komponente varijanse koje su u svojim istraživanjima utvrdili **Malovrh i Kovač (1999)**, **Crump (2001)**, **Nguyen i McPhee (2005)**, **Cai i sar. (2008)***, **Nagy i sar. (2008)**, **Jones i sar. (2009)** i **Wolf i Wolfová (2012)**.

Iz prethodne tabele se vidi da je direktnim aditivnim genetskim uticajem bilo objašnjeno 24 % ukupne varijabilnosti UKT kod ispitivanih nazimica. Dobijena vrednost heritabiliteta za ovu osobinu je u okvirima vrednosti koje su u svojim istraživanjima utvrdili **Vincek i sar. (2003)**, **Vuković (2003)** i **Nagy i sar. (2008)**, dok je viša u odnosu na vrednost koju je predstavio **Brkić (2002)**, a niža u odnosu na vrednosti koje su izložili **Bizelis i sar. (2000)**.

Leglom u kome su nazimice rođene/gajene objašnjeno je 13 % ukupne varijanse UKT. Poredeći dobijenu vrednost u pogledu ovog uticaja sa vrednostima iz dostupne literature, ona se nalazi u okvirima vrednosti koje su u svojim istraživanjima utvrdili **Vincek i sar. (2003)**, koji ovim faktorom objašnjavaju od 6 do 40 % ukupne varijanse ove osobine, dok je značajno niža u odnosu na vrednosti koje su predstavili **Nagy i sar. (2008)**.

Koeficijent naslednosti od 52 % koji je utvrđen za DS nazimica, ukazuje da je ova osobina u ispitivanoj populaciji svinja u kategoriji visoko naslednih osobina, što je vrednost koja je bliska vrednostima (± 10 %) koje su u svojim istraživanjima ustanovili **Bizelis i sar. (2000)**, **Crump (2001)**, **Brkić (2002)**, **Vuković (2003)**, **Solanes i sar. (2004)**, **Imboonta i sar. (2007a i 2007b)** i **Wongsakajornkit i Imboonta (2015)**. Sa druge strane, prikazana vrednost heritabiliteta u ovom istraživanju za DS je manja u odnosu na vrednosti koje su prikazali **Brkić (1998)**, **Suzuki i sar. (2005)** i **Cai i sar. (2008)**, dok je veća u odnosu na vrednosti koje su ustanovili **Malovrh i Kovač (1999)**, **Vincek i sar. (2003)**, **Serenius i Stalder (2004)**, **Nguyen i McPhee (2005)**, **Kasprzyk (2007)**, **Vukovic i sar. (2007)**, **Jones i sar. (2009)**, **Szyndler – Nędza i sar. (2010)** i **Popovac i sar. (2014a i 2014b)**, koje su bile u opsegu od 1 do 38 %.

Leglo rođenja nazimica imalo je nekoliko puta manje učešće (6 %) u odnosu na genetsku aditivnu komponentu varijanse za DS u ukupnoj fenotipskoj varijansi ove osobine. Relativno učešće ovog uticaja u ukupnoj varijansi ispitivane osobine utvrđeno u ovom istraživanju, je blisko učešću (<10 %) koje su ustanovili **Crump (2,001), Solanes i sar. (2004), Nguyen i McPhee (2005), Suzuki i sar. (2005), Cai i sar. (2008), Jones i sar. (2009)** i delu rezultata u pogledu relativne vrednosti ove komponente varijanse u ukupnoj koje su utvrdili **Malovrh i Kovač (1999) i Vincek i sar. (2003)**, sa tim što su poslednje dve grupe autora utvrdile da ova komponenta varijanse kod nekih populacija svinja iznosi i 15 odnosno 19 %.

Kada je u pitanju naslednost DM – a, direktnim genetskim aditivnim uticajem objašnjeno je svega 6 % ukupne varijabilnosti ove osobine, što je veoma niska vrednost heritabiliteta, ako se uzme u obzir da osobine kvaliteta trupa generalno imaju srednju do visoku naslednost. Sa druge strane, utvrđenu vrednost heritabiliteta potvrđuju rezultati koje su utvrdili: **Brkić (1998 i 2002), Kasprzyk (2007) i Szyndler – Nędza i sar. (2010)**, koji takođe navode nisku naslednost ove osobine. Prikazani rezultati u pogledu naslednosti DM – a nisu u saglasnosti samo sa rezultatima koje su predstavili **Bizelis i sar. (2000)**, utvrdivši srednju, odnosno visoku naslednost ove osobine.

Leglom u kome su nazimice rođene/gajene pojašnjeno je takođe 6 % ukupne fenotipske varijanse DM – a nazimica kao i direktnim aditivnim uticajem.

Varijabilnost PM u trupu performans testiranih nazimica bila je uslovljena sa 51 % direktnim aditivnim genetskim uticajem životinje. Utvrđena vrednost heritabiliteta ukazuje na visoku naslednost ove osobine, što je u skladu sa rezultatima istraživanja **Brkić (1998 i 2002), Solanes i sar. (2004)** i sa delom rezultata **Kasprzyk (2007)**, pri čemu je prikazna vrednost heritabiliteta za PM u ovom istraživanju niža u odnosu na vrednosti koje su ustanovile prethodno navedene grupe istraživača. Sa druge strane, utvrđena naslednost ove osobine protivreči rezultatima **Nguyen i McPhee (2005), Nagy i sar. (2008), Wolf i Wolfová (2012) i Popovac i sar. (2014a)** koji su ustanovili srednju naslednost ove osobine i rezultatima **Szyndler – Nędza i sar. (2010)** i delu rezultata koje je prikazala **Kasprzyk (2007)**, a koji su ustanovili nisku naslednost PM u trupu performans testiranih svinja.

Ukupna fenotipska varijabilnost PM u trupu bila je uslovljena sa 7 % leglom u kome su nazimice rođene/gajene. To je bliska relativna vrednost ove komponente varijanse vrednostima koje su utvrdili **Wolf i Wolfová (2012)**, odstupajući od vrednosti koje su prikazali **Nguyen i McPhee (2005)** kod kojih je ova komponenta varijanse bila bliska nuli i

vrednostima prikazanim od strane **Nagy i sar. (2008)**, koji su ovim slučajnim faktorom objasnili 20 odnosno 25 % varijabilnosti ove osobine.

Udeo aditivne genetske komponente varijanse u ukupnoj varijansi BŽP bio je 7 %, ukazujući na veoma mali uticaj genetskih faktora u ispoljenosti ove osobine. Dobijeni rezultati u pogledu vrednosti heritabiliteta za ovu osobinu su bliski rezultatima ili delu rezultata veće grupe istraživača, koji su ustanovili koristeći različite metodološke postupke, vrednost koeficijenta naslednosti za BŽP do 10 %, (**Crump, 2001; Chen i sar., 2003; Vuković, 2003; Holm i sar., 2004; Urankar i sar., 2004; Radojković i sar., 2005; Luković, 2006; Luković i sar., 2007; Radojković, 2007; Dube i sar., 2012; Vidovic i sar., 2012c; Lukač, 2013; Nagyné – Kiszlinger i sar., 2013; Urankar i sar., 2013; Radojković i sar., 2014; Engblom i sar., 2016**). Niska naslednost ove osobine utvrđena u ovom istraživanju takođe je u saglasnosti sa rezultatima različitih grupa istraživača koje su ovu osobinu svrstali u grupu nisko naslednih osobina, sa tim što je ovde predstavljena vrednost heritabiliteta nešto niža u odnosu na vrednosti (11 – 20 %) koje su prikazali **Logar (2000), Crump (2001), Brkić (2002), Vuković (2003), Urankar i sar. (2004), Ehlers i sar. (2005), Heusing i sar. (2005), Radojković i sar. (2005), Luković (2006), Radojković (2007), Popovac i sar. (2012 i 2014b), Wolf i Wolfová (2012), Savić (2015) i Engblom i sar. (2016)**.

Učešće legla u kome su krmače rođene/gajene je 3 % u ukupnoj fenotipskoj varijansi BŽP, što je značajna vrednost ove komponente varijanse u determinaciji varijabilnosti ove osobine, ako se uzme u obzir da je svega 17 % ukupne varijabilnosti pojašnjeno slučajnim uticajima uključenim u model. Ustanovljeni relativni doprinos ove komponente varijanse u ukupnoj varijansi BŽP je približan i u okvirima udela ove komponente koji su utvrdili **Logar (2000), Vuković (2003), Urankar i sar. (2004), Luković (2006), Luković i sar. (2007), Radojković (2007), Urankar i sar. (2013), Radojković i sar. (2014) i Engblom i sar. (2016)**.

Permanentnim uticajem krmače u ovom istraživanju objašnjeno je 7 % ukupne varijabilnosti BŽP. Upoređujući relativnu vrednost ove komponente varijanse i vrednost heritabiliteta ove osobine, može se zaključiti da je njihovo učešće u ukupnoj varijabilnosti ispitivane osobine podjednako, kao i to da ovaj uticaj doprinosi značajnoj determinaciji varijabilnosti BŽP, koja je i onako mala, što je inače karakteristično za reproduktivne osobine. Predstavljena relativna vrednost ove komponente varijanse u ovom istraživanju je u okvirima relativnih vrednosti koje su ustanovili **Chen i sar. (2003), Urankar i sar. (2004), Luković i sar. (2007), Radojković (2007) i Radojković i sar. (2014)**, dok je viša u odnosu na njeno relativno učešće koje su utvrdili **Ehlers i sar. (2005), Luković (2006), Wolf i Wolfová**

(2012) i Nagyné – Kiszlinger i sar. (2013). Ocenjena relativna vrednost permanetnog uticaja u ovom radu niža je u odnosu na relativnu vrednost koju su ustanovili **Urankar i sar. (2013)**.

Aditivna genetska varijansa za DPŽ učestvovala je sa 10 % u ukupnoj fenotipskoj varijansi ove osobine. Ovako niska naslednost ove i drugih osobina dugovečnosti se može objasniti time, da one direktno proizilaze i zavise od reproduktivnih osobina, za koje je karakteristična i u ovom istraživanju potvrđena niska naslednost. Utvrđena vrednost heritabiliteta je ista kao i u istraživanjima koje su sproveli **Serenius i Stalder (2004)**, **Heusing i sar. (2005)** i **Sobczynska i sar. (2013)**, a veća u odnosu na vrednosti heritabiliteta koje su utvrdili **Serenius i Stalder (2004)**, **Serenius i sar. (2006)**, **Engblom i sar. (2009)**, **Meszaros i sar. (2010)**, **Sevon – Aimonen i Uimari (2013)** i **Engblom i sar. (2016)**. Dobijeni rezultati u pogledu niske naslednosti ove osobine su saglasni i sa rezultatima ili delom rezultata **Yazdi i sar. (2000)**, **Serenius i Stalder (2004)**, **Heusing i sar. (2005)**, **Engblom i sar. (2009)**, **Meszaros i sar. (2010)**, **Apostolov i sar. (2013)**, **Nikkilä i sar. (2013)** i **Wongsakajornkit i Imboonta (2015)**, koji su utvrdili nešto veće vrednosti (11 – 19 %) ovih koeficijenata. Niska naslednost ove osobine utvrđena u ovom istraživanju odstupa od rezultata ili dela rezultata istraživanja koja su sproveli **Yazdi i sar. (2000)** i **Serenius i Stalder (2007)**, u kojima je koristeći analizu preživljavanja utvrđen koeficijent naslednosti za DPŽ od 27 odnosno 25 %.

Uticaj legla u determinaciji ukupne varijabilnosti DPŽ bio je svega 1 %, što je znatno niže relativno učešće u ukupnoj varijansi ove osobine u odnosu na učešće aditivne genetske varijanse, ali obzirom da je pojašnjeno svega 11 % ukupne varijanse ove osobine, ne treba zanemariti uticaj ovog slučajnog faktora. Utvrđena relativna vrednost ove komponente varijanse za DPŽ je ista kao i vrednost koju su ustanovili **Engblom i sar. (2016)**, dok je manja u odnosu na vrednosti (2 – 6 %) koje su prikazali **Serenius i sar. (2006)**.

Kao i kod prethodne osobine dugovečnosti, aditivni genetski uticaj krmače učestvovao je sa 10 % u ukupnoj fenotipskoj varijansi UBP. Dobijena vrednost heritabiliteta je ista ili bliska sa vrednostima koje su u svojim istraživanjima utvrdili **Sevon-Aimonen i Uimari (2013)** i **Sobczynska i sar. (2013)**, nešto je viša u odnosu na vrednost koju je utvrdio **Engblom i sar. (2016)**, dok je niža od vrednosti prikazanih u istraživanjima **Crump (2001)** i **Nikkilä i sar. (2013)**, u kojima neki od koeficijenata naslednosti za UBP prelaze vrednost od 0,2.

Leglo u kome su krmače rođene/gajene prouzrokovalo je svega 1 % fenotipske varijabilnosti UBP, međutim, njegovo učešće u ukupnoj determinisanoj varijansi (11 %) ove osobine ne treba zanemariti. Poredeći relativno učešće utvrđeno u ovom istraživanju sa

učešćem ovog slučajnog efekta u varijansi UBP u istraživanju koje su sproveli **Engblom i sar. (2016)** (2 %), jasno se izvodi zaključak da je predstavljena relativna vrednost ovog efekta duplo manja u odnosu na vrednost predstavljenu od prethodno navedene grupe autora.

Kao i kod prethodnih osobina veličine legla i dugovečnosti, aditivni genetski doprinos u ukupnoj varijabilnosti UBŽP bio je nizak i iznosio je 11 %. Predstavljena vrednost heritabiliteta ukazuje na nisku naslednost ove osobine i bliska je vrednostima ili delu vrednosti heritabiliteta koje su u svojim istraživanjima utvrdili **Serenius i Stalder (2004)**, **Heusing i sar. (2005)**, **Nikkilä i sar. (2013)** i **Sevon – Aimonen i Uimari (2013)**, dok je nešto viša u odnosu na vrednosti prikazane od strane **Engblom i sar. (2009 i 2016)**. Sa druge strane, utvrđena vrednost heritabiliteta UBŽP je značajno manja u odnosu na vrednosti izložene od strane **Guo i sar (2001)** i **Heusing i sar. (2005)**, koji su prikazali koeficijente naslednosti ove osobine od čak 25 odnosno 39 %.

Leglo rođenja nazimica pojasnilo je 2 % ukupne varijabilnosti UBŽP, što je nešto veći procenat pojašnjene varijanse ovim uticajem nego što je to bio slučaj kod prethodne dve osobine dugovečnosti. Prikazani rezultati u pogledu relativnog učešća ovog uticaja u pojašnjenju ukupne varijanse UBŽP su u skladu sa rezultatima koje su predstavili **Engblom i sar. (2016)**.

Kao zaključak ovog potpoglavlja u kome je predstavljeno relativno učešće slučajnih efekata u ukupnoj varijansi ispitivanih osobina, utvrđeno analizom modela sa jednom osobinom, može se izvesti sledeće:

- Utvrđene vrednosti heritabiliteta za ŽDP i DM ukazuju na nisku naslednost ovih osobina, odstupajući na taj način od gotovo svih rezultata iz dostupne literature, u kojima je naslednost ovih osobina bila uglavnom u kategoriji srednje naslednosti.
- Naslednost UKT, DS i PM bila je u kategoriji srednje do granice sredinje i visoke naslednosti, što ove rezultate čini saglasnima sa rezultatima većeg broja istraživanja.
- Koeficijenti heritabiliteta za osobine BŽP, DPŽ, UBP i UBŽP ukazivali su na nisku naslednost ovih osobina, što je zaključak koji su uglavnom izneli u svojim istraživanjima i drugi istraživači.
- Objašnjena varijabilnost ispitivanih osobina drugim slučajnim efektima (leglo rođenja i permanentni uticaj za BŽP) čiji uticaj je ispitivan, bila je uglavnom u skladu sa rezultatima iz literature, mada je postojao i manji broj odsupanja.

4. 6. Analiza slučajnog dela modela za osobine dugovečnosti krmača – modeli sa jednom osobinom (Analiza preživljavanja)

Posle završene analize fiksnih i regresijskih uticaja na osnovu kojih je utvrđena njihova statistička značajnost na nivo rizika za isključenje za osobine dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP), u model je uključen i direktni genetski aditivni uticaj životinje kako bi se ocenila aditivna genetska varijansa potrebna za utvrđivanje koeficijenta heritabiliteta za ove osobine. U Tabeli 40 prikazani su genetski parametri izračunati Vejbul modelom proporcionalnih rizika za osobine dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP).

Tabela 40. Genetski parametri izračunati Vejbul modelom proporcionalnih rizika za osobine dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP)

Parametar	Osobine		
	DPŽ	UBP	UBŽP
Udeo potpunih (necenzurisanih) podataka	0,946	0,946	0,946
Aditivna genetska varijansa	0,094	0,085	0,189
Heritabilitet h^2	0,08	0,07	0,15

Rezultati prikazani u Tabeli 40 ukazuju da je u ukupnoj varijabilnosti DPŽ kod krmača nasledni faktor učestvovao sa svega 8 %, što dobijenu vrednost heritabiliteta čini bliskom (± 3 %) sa vrednostima koje su u svojim istraživanjima ili delu istraživanja za ovu osobinu utvrdili Yazdi i sar. (2000), Engblom i sar. (2009) i Meszaros i sar. (2010), koristeći takođe metod analize preživljavanja. Sa druge strane, prikazana vrednost heritabiliteta je niža u odnosu na neke vrednosti koje su koristeći prethodno navedeni metod ocenili Yazdi i sar. (2000), Serenius i Stalder (2007), Engblom i sar. (2009) i Meszaros i sar. (2010), koji su predstavili naslednost DPŽ krmača u intervalu od 12 do 27 %.

Upoređujući dobijenu vrednost koeficijenta naslednosti od 10 % ocenjenu REML metodom i vrednost od 8 % ocenjenu analizom preživljavanja, uočava se malo niža naslednost koja je utvrđena ovim drugim metodološkim postupkom. Nešto niža naslednost DPŽ koja je utvrđena analizom preživljavanja protivreči navodima (Serenius i Stalder, 2004; Engblom i sar., 2009; Raguž, 2012; Raguž i sar., 2014) da se upotrebom analize preživljavanja uglavnom dobijaju nešto više ocene heritabiliteta za osobine dugovečnosti u odnosu na linearne metode. Razlog za ovo odstupanje od navoda prethodnih istraživača može biti i u tome što svi vremenski nezavisni uticaji analizirani REML metodom koji su mogli da se ponavljaju u toku proizvodnog života, u ovom istraživanju nisu u potpunosti zamenjeni

vremenski zavisnim uticajima u modelu analize preživljavanja, što je možda rezultiralo nižim ocenama heritabiliteta, jer vremenski zavisne varijable predstavljaju snažan instrument u oceni varijanse i doprinose njenoj preciznosti.

Upotrebom metodološkog postupka analize preživljavanja za ocenu heritabiliteta osobina dugovečnosti, utvrđeno je da je nasledni faktor učestvovao sa 7 % u ukupnoj varijabilnosti UBP kod krmača, što je značajno niža vrednost heritabiliteta u odnosu na vrednosti koje je upotrebom istog metodološkog postupka ustanovio **Crump (2001)**, koji je ustanovio vrednost heritabiliteta za ovu osobinu od 18 %. Vrednost heritabiliteta UBP ocenjena na osnovu analize preživljavanja niža je za oko 3 % u odnosu na vrednost koja je ocenjena REML metodom, što je u skladu sa rezultatima **Crump (2001)**, koji je takođe ustanovio nešto nižu vrednost koeficijenta naslednosti ove osobine ocenjenu analizom preživljavanja u odnosu na REML metodologiju.

Korišćenjem metodologije analize preživljavanja ocenjeni heritabilitet za UBŽP iznosio je oko 15 %, što je nešto viša vrednost u odnosu na vrednost heritabiliteta za ovu osobinu (11 %) koja je u ovom istraživanju ocenjena REML metodom. Upoređujući vrednosti heritabiliteta UBŽP dobijene upotrebom ova dva metodološka postupka, potvrđeni su navodi određenih grupa istraživača (**Serenius i Stalder, 2004; Engblom i sar., 2009; Raguž, 2012; Raguž i sar., 2014**) da se analizom preživljanja dobijaju nešto više vrednosti heritabiliteta osobina dugovečnosti u odnosu na linearne metode analize.

Kao opšti zaključak ovog potpoglavlja može se navesti sledeće:

- Koeficijenti heritabiliteta za osobine dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP) ocenjeni metodologijom analize preživljavanja ukazivali su na nisku naslednost ovih osobina.
- Poredeći vrednosti heritabiliteta osobina dugovečnosti ocenjene metodologijom analize preživljavanja i REML metodom, utvrđene vrednosti za DPŽ i UBP bile su nešto niže dobijene analizom preživljavanja, dok je heritabilitet za UBŽP bio nešto niži kada je ocenjen REML metodom.
- Prikazani rezultati su polovično bili saglasni sa rezultatima iz literature.

4. 7. Analiza slučajnog dela modela za uzrast na kraju testa i procenat mesa u trupu nazimica – model sa dve osobine (*Linearni metod analize - REML*)

Po završenoj analizi varijabilnosti svake osobine pojedinačno, izvršen je odabir dve osobine utvrđene na kraju performans testa, i to jedne iz grupe osobina porasta i druge iz

grupe osobina kvaliteta trupa, kako bi se na osnovu njih mogla izvršiti selekcija ženskih priplodnih grla na kraju tehnološke faze odgoja priplodnog podmladka. Osobine koje su odabrane su uzrast nazimica na kraju testa korigovan na telesnu masu od 100 kg i procenat mesa u trupu. Prilikom izbora osobine porasta odlučeno je da to bude trajanje testa, iz razloga što je prilikom analize slučajnog dela modela svake osobine pojedinačno dobijena vrednost heritabiliteta od 0,24 bila bliska ili u okvirima vrednosti heritabiliteta ove osobine koje je u svojim istraživanjima utvrdio najveći broj prethodno navedenih istraživača. Ustanovljena naslednost ŽDP od 6 % bila je znatno niža u odnosu na naslednost koja je bila prikazana u dostupnoj literaturi, što ukazuje na moguće propuste koji su se možda javili prilikom utvrđivanja fenotipske vrednosti ove osobine ili prilikom konstrukcije modela na osnovu kojih je ispitivana varijabilnost ŽDP, tako da bi njeno uključivanje u agregatni genotip za potencijalnu procenu priplodne vrednosti nazimica moglo da ugrozi stabilnost modela ili da onemogućiti postizanje željenog efekta u procesu selekcije.

Iz grupe osobina kvaliteta trupa odabran je procenat mesa u trupu nazimica, zato što je prilikom pojedinačne analize svake osobine utvrđena vrednost koeficijenta naslednosti ove osobine od 51 %, bila negde na sredini vrednosti prikazanih u dostupnoj literaturi. Takođe, odabiru ove osobine doprinela je i činjenica da je PM praktično rezultat dve osobine i to DS i DM, iz čega proizilazi njena visoka povezanost sa ovim osobinama, što pruža mogućnost vrlo uspešnog genetskog progresa kod svih osobina kvaliteta trupa. Pored toga, niska naslednost dubine DM od 6 % koja je utvrđena i koja značajno odstupa od naslednosti prikazane u različitim literaturnim referencama je praktično diskvalifikovala ovu osobinu kao referentnu na osnovu koje bi se sprovodila selekcija nazimica.

U Tabeli 41 prikazane su relativne vrednosti komponenti varijanse za direktni aditivni uticaj životinje (heritabilitet), leglo u kome su nazimice rođene/gajene i grešku za UKT i PM, dok su stvarne vrednosti ovih komponenti prikazane u Prilogu 15.

Tabela 41. Relativni udeo slučajnih uticaja u ukupnoj fenotipskoj varijansi UKT i PM (model sa dve osobine)

Osobina	$h^2 \pm se (h^2)$	$l^2 \pm se (l^2)$	$e^2 \pm se (e^2)$
UKT	0,25 ± 0,03	0,13 ± 0,02	0,62 ± 0,03
PM	0,51 ± 0,04	0,07 ± 0,02	0,42 ± 0,03

❖ h^2 – ocena heritabiliteta (koeficijent naslednosti); l^2 – ocena uticaja legla u kome su nazimice/krmače rođene/gajene; e^2 – ocena greške (ostatak)

Vrednost heritabiliteta za UKT od 0,25 utvrđena pri analizi modela sa dve osobine je bliska vrednosti 0,24 koja je utvrđena za naslednost ove osobine analizom slučajnog dela modela u koji je uključena bila samo jedna (ova) osobina. Bliske vrednosti heritabiliteta UKT utvrđene u *Single* i *Multiple trait* analizi ukazuju na dobru determinaciju i biološku opravdanost uključivanja fiksnih i slučajnih faktora varijabilnosti u oceni genetskih parametara za ovu osobinu. Takođe, niska genetska povezanost između UKT i PM (Prilog 18) doprinela je relativno preciznoj oceni direktnog aditivnog uticaja u više osobinskom modelu, što je rezultiralo njegovom dobrom stabilnošću koja se ogleda u bliskim vrednostima heritabiliteta ove osobine, bez obzira da li su one dobijene na osnovu modela koji je sadržao jednu ili više osobina. Prikazani rezultati u pogledu vrednosti koeficijenata heritabiliteta za UKT u zavisnosti od toga da li su oni dobijeni analizom jednoosobinskog ili višeosobinskog modela su potpuno u saglasnosti sa rezultatima koje je na osnovu svojih istraživanja predstavio **Vuković (2003)**.

Kao i kod modela sa jednom osobinom uticajem legla u kome su nazimice rođene/gajene, objašnjeno je 13 % ukupne fenotipske varijabilnosti UKT.

Koristeći model sa dve osobine aditivnim genetskim uticajem objašnjeno je 51 % ukupne varijabilnosti PM, što je isto relativno učešće ove genetske komponente varijanse kao i njeno učešće koje je utvrđeno u analizi slučajnog dela modela u koji je bila uključena samo jedna (ova) osobina.

Takođe, i leglom u kome su nazimice rođene/gajene, u modelu sa dve osobine objašnjen je isti procenat varijabilnosti (7 %) PM kod nazimica kao i u modelu sa jednom osobinom.

Kao zaključak ovog potpoglavlja može se reći sledeće:

- Naslednost UKT i PM utvrđena na osnovu modela sa dve osobine bila je u kategoriji srednje, odnosno na granici srednje i visoke naslednosti.
- Dobijene vrednosti relativnog učešća komponenti varijanse (direktni aditivni uticaj životinje i uticaj legla u kome je nazimica rođena/gajena) u ovom višeosobinskom modelu su identične vrednostima koje su za ove osobine dobijene u *Single trait* analizi, ukazujući na dobru stabilnost modela i dobar odabir osobina na osnovu kojih bi se vršila potencijalna selekcija nazimica kandidata za dalji priplod.

4. 8. Analiza slučajnog dela modela za uzrast na kraju testa, procenat mesa u trupu nazimica i broj živorođene prasadi u leglu krmača – model sa tri osobine (*Linearni metod analize*)

Sledeći korak u procesu analize slučajnog dela modela ispitivanih osobina bio je da se odabranim osobinama iz performans testa nazimica (UKT, PM) doda broj živorođene prasadi u leglu i konstruiše model sa tri osobine, na osnovu kojih bi se potencijalno mogla vršiti procena priplodne vrednosti krmača u toku perioda njihove eksploatacije. Značaj uključivanja BŽP u model ogleda se u sveobuhvatnijoj proceni genetskog potencijala krmača, kada je ona izvedena na osnovu osobina iz različitih grupa, pri čemu bi se moglo reći da reproduktivne osobine među kojima i BŽP, danas imaju primat u odgajivačko – selekcijskom radu kod ove vrste životinja, naročito u populacijama svinja u kojima reproduktivne osobine nisu ostvarile genetski progres kakav je ostvaren u zemljama sa razvijenim svinjarstvom. Model sa tri osobine je poslužio i kako bi se proverile relativne vrednosti slučajnih parametara varijabilnost ove tri osobine, utvrđene u prethodnim segmentima analize koji su izvedeni na osnovu modela sa jednom ili dve osobine, na osnovu čega bi se na neki način mogla sagledati opravdanost odabira ove tri osobine na osnovu kojih bi se sprovodila selekcija. Na taj način približne ili iste vrednosti heritabiliteta neke osobine ustanovljene na osnovu modela koji su sadržali različit broj osobina mogu ukazati na pravilan izbor kako različitih uticaja uključenih u model, tako i različitih osobina uključenih u isti.

U Tabeli 42 prikazan je relativni udeo slučajnih uticaja u ukupnoj fenotipskoj varijansi uzrasta na kraju performans testa, procenta mesa u trupu nazimica i broja živorođene prasadi u leglu krmača, dok su apsolutne vrednosti ovih komponenti prikazane u Prilogu 16.

Tabela 42. Relativni udeo slučajnih uticaja u ukupnoj fenotipskoj varijansi UKT, PM i BŽP (model sa tri osobine)

Osobina	$h^2 \pm se (h^2)$	$l^2 \pm se (l^2)$	$p^2 \pm se (p^2)$	$e^2 \pm se (e^2)$
UKT	0,25 \pm 0,03	0,13 \pm 0,02	-	0,62 \pm 0,03
PM	0,51 \pm 0,03	0,07 \pm 0,02	-	0,42 \pm 0,03
BŽP	0,07 \pm 0,01	0,02 \pm 0,00	0,07 \pm 0,01	0,83 \pm 0,01

❖ h^2 – ocena heritabiliteta (koeficijent naslednosti); l^2 – ocena uticaja legla u kome su nazimice/krmače rođene/gajene; p^2 – ocena uticaja permanentne okoline krmače; e^2 – ocena greške (ostatak)

Relativno učešće komponenti varijanse (heritabilitet, leglo, greška) prikazanih u prethodnoj za UKT i PM utvrđeni analizom modela sa tri osobine, je identično kao i učešće ovih komponenti koje je utvrđeno analizom modela sa dve osobine. Takođe, treba naglasiti da su predstavljene relativne vrednosti slučajnih faktora prikazane u Tabeli 42 za prethodno navedene dve osobine bliske ili iste kao i vrednosti ovih faktora dobijene *Single trait* analizom (Tabela 39).

Vrednost heritabiliteta za BŽP od 7 % utvrđena na osnovu modela sa tri osobine, je ista kao i vrednost ovog parametra koja je utvrđena u modelu sa jednom osobinom (Tabela 39), ukazujući na dobar izbor i međusobni odnos osobina na osnovu kojih bi se vršila selekcija ženskih priplodnih grla ove vrste. Dobijeni rezultati u pogledu vrednosti heritabiliteta za BŽP utvrđeni na osnovu modela sa jednom ili sa više osobina, odstupaju od rezultata koje je predstavio **Vuković (2003)**, koji je utvrdio znatno niže vrednosti heritabiliteta ove osobine *Multiple trait* analizom koja je obuhvatala pored ove i osobine porasta i kvaliteta trupa nazimica, u odnosu na naslednost BŽP koju je utvrdio *Single trait* analizom.

Leglom u kome su krmače rođene/gajene obašnjeno je 2 % ukupne fenotipske varijanse BŽP, što je nešto manje relativno učešće ovog faktora nego što je utvrđeno analizom slučajnog dela modela sa samo jednom (ovom) osobinom (Tabela 39).

Kao i kod *Single trait* analize, i u modelu sa tri osobine, permanentnim uticajem krmače objašnjen je isti procenat (7 %) varijabilnosti BŽP.

U formi opšteg zaključka ovog potpoglavlja može se reći sledeće:

- Relativni udeo komponenti varijanse u modelu sa tri osobine (UKT, PM, BŽP) je veoma sličan kao i njihov udeo u modelima sa jednom, odnosno dve osobine, što opet ukazuje na dobar izbor i kombinaciju osobina na osnovu kojih bi se sprovedila potencijalna selekcija svinja.

4. 9. Analiza slučajnog dela modela za uzrast na kraju testa i procenat mesa u trupu nazimica, broj živorođene prasadi u leglu i dužinu produktivnog života krmača – model sa četiri osobine (*Linearni metod analize - REML*)

Kako u poslednje vreme osobine dugovečnosti krmača sve više zaokupljaju pažnju komercijalnih proizvođača svinja i kako u ispitivanoj populaciji svinja ova grupa osobina nije bila predmet selekcijskog rada, u model za potencijalnu procenu priplodne vrednosti krmača koji je sadržao tri osobine (UKT, PM, BŽP), uključena je i jedna osobina dugovečnosti, kako

bi se razmotrila opravdanost direktne selekcije na osnovu ove četiri grupe analiziranih osobina. Korelacioni koeficijenti između osobina dugovečnosti (Tabela 44) ukazivali su na potpunu korelaciju kako na genetskom tako i na fenotipskom nivou između ovih osobina, tako da je bilo sasvim svejedno koja od osobina iz ove grupe će biti predmet direktne selekcije, jer na indirektan način i druge dve osobine biće unapređene. Kao referentna osobina dugovečnosti na osnovu koje bi se sprovodila selekcija odabrana je dužina produktivnog života krmača, tako da je konačan model na osnovu koga bi se vršio odabir grla sadržao četiri osobine i to: uzrast nazimica pri masi od 100 kg, procenat mesa u trupu nazimica na kraju performans testa, broj živorođene prasadi u leglu krmača i dužinu produktivnog života.

U Tabeli 43 prikazano je relativno učešće komponenti varijanse u ukupnoj varijansi osobine (model sa četiri osobine) za UKT, PM, BŽP i DPŽ, dok su apsolutne vrednosti ovih komponenti i same varijanse prikazane u Prilogu 17.

Tabela 43. Relativni udeo slučajnih uticaja u ukupnoj fenotipskoj varijansi UKT, PM, BŽP i DPŽ (model sa četiri osobine)

Osobina	$h^2 \pm se (h^2)$	$l^2 \pm se (l^2)$	$p^2 \pm se (p^2)$	$e^2 \pm se (e^2)$
UKT	0,25 \pm 0,03	0,13 \pm 0,01	-	0,62 \pm 0,02
PM	0,51 \pm 0,02	0,07 \pm 0,02	-	0,42 \pm 0,02
BŽP	0,13 \pm 0,01	0,04 \pm 0,01	0,03 \pm 0,01	0,80 \pm 0,01
DPŽ	0,25 \pm 0,02	0,08 \pm 0,02	-	0,67 \pm 0,03

❖ h^2 – ocena heritabiliteta (koeficijent naslednosti); l^2 – ocena uticaja legla u kome su nazimice/krmače rođene/gajene; p^2 – ocena uticaja permanentne okoline krmače; e^2 – ocena greške (ostatak)

Relativno učešće slučajnih uticaja u ukupnoj fenotipskoj varijabilnosti UKT i PM u modelu sa četiri osobine je isto ili veoma slično kao i učešće ovih uticaja koje je utvrđeno u prethodnim segmentima analize slučajnog dela modela (Tabele 39, 41, 42), tako da utvrđeno učešće ovih uticaja u analizi ovog višeosobinskog modela neće biti ponovo razmatrano.

Za razliku od prethodne dve osobine relativno učešće slučajnih uticaja u ukupnoj varijansi za BŽP se znatno razlikovalo u modelu koji je sadržao četiri osobine (UKT, PM, BŽP, DPŽ) u odnosu na učešće ovih uticaja koje je ustanovljeno u modelu sa jednom ili tri osobine. Tako je direktnim aditivnim genetskim uticajem objašnjeno 13 % ukupne varijabilnosti, što je skoro duplo veća vrednost heritabiliteta ove osobine u odnosu na vrednost koja je utvrđena u modelima sa jednom ili tri osobine (7 %). Sa obzirom na to da

dobijena vrednost heritabiliteta ove osobine znatno odstupa od vrednosti koje su dobijene u prethodnim segmentima analize, ona će biti ponovo upoređena sa vrednostima iz dostupne literature. Ustanovljena naslednost od 13 % je ista ili vrlo bliska naslednosti koju su u svojim istraživanjima utvrdili **Logar (2000), Crump (2001), Brkić (2002), Vuković (2003), Urankar i sar. (2004), Ehlers i sar. (2005), Heusing i sar. (2005), Radojković i sar. (2005), Luković (2006), Radojković (2007), Popovac i sar. (2012), Vidovic i sar. (2012c), Wolf i Wolfová (2012), Lukač (2013), Popovac i sar. (2014b), Savić (2015) i Engblom i sar. (2015)**, dok odstupa od rezultata ili dela rezultata **Crump (2001), Chen i sar. (2003), Vuković (2003), Urankar i sar. (2004 i 2013), Radojković i sar. (2005), Luković i sar. (2007), Radojković (2007), Dube i sar. (2012), Nagyné – Kiszlinger i sar. (2013) i Engblom i sar. (2016)**, u kojima je utvrđena uglavnom niža naslednost BŽP, izuzev istraživanja **Crump (2001)** gde je utvrđena naslednost veličine trećeg legla od 22 %.

Leglom u kome su nazimice rođene/gajene u modelu sa četiri osobine objašnjeno je 4 % ukupne varijanse BŽP, što je niže relativno učešće ove komponente varijanse u ukupnoj u odnosu na njeno učešće koje je ustanovljeno analizom modela sa jednom, odnosno tri osobine (Tabele 39 i 42).

Takođe i udeo permanentnog uticaja krmače od 3 % u ukupnoj varijabilnosti BŽP ustanovljen u modelu sa četiri osobine, znatno je niži nego što je to utvrđeno u modelu sa jednom, odnosno tri osobine (Tabele 39 i 42).

U modelu sa četiri osobine direktnim aditivnim uticajem životinje objašnjen je vrlo visok procenat (25 %) varijabilnosti DPŽ krmača, što je značajno veće objašnjenje postojeće varijabilnosti ovim uticajem nego što je to bilo u modelu sa jednom osobinom (10 %). Na taj način dobijena vrednost heritabiliteta za DPŽ svrstava ovu osobinu u grupu srednje naslednih osobina, što protivreči rezultatima veće grupe istraživača (**Serenius i Stalder, 2004; Heusing i sar., 2005, Serenius i sar., 2006; Engblom i sar., 2009 i 2015; Meszaros i sar., 2010; Apostolov i sar., 2013; Nikkilä i sar., 2013; Sevon – Aimonen i Uimari, 2013; Sobczynska i sar., 2013; Wongsakajornkit i Imboonta, 2016**), ali potvrđuje rezultate ili deo rezultata koje su predstavili **Yazdi i sar. (2000) i Serenius i Stalder (2007)**. U pogledu različitih vrednosti heritabiliteta za DPŽ kada su one ocenjene na osnovu modela koji uključuju različit broj osobina, rezultati ovog istraživanja su u saglasnosti sa rezultatima **Heusing i sar. (2005)**, s tim što je relativna promena ovih koeficijenata daleko veća u ovom istraživanju u odnosu na promenu koju je utvrdila navedena grupa autora u svojim istraživanjima.

Znatno veći procenat varijabilnosti (8 %) DPŽ, bio je objašnjen leglom u kome su krmače rođene/gajene kada je ova osobina analizirana na osnovu modela koji je uključivao četiri osobine u odnosu na model u koji je bila uključena samo ta osobina (Tabela 39).

Prikazane relativne vrednosti komponenti varijanse u Tabeli 43 za BŽP i DPŽ znatno odstupaju od vrednosti ovih komponenata koje su utvrđene analizom modela sa jednom, odnosno tri osobine. Upoređujući vrednosti heritabiliteta za ove dve osobine ustanovljene na osnovu modela koji je sadržao četiri osobine sa vrednostima heritabiliteta ovih osobina utvrđenim u modelima sa jednom odnosno tri osobine, jasno se uočavaju gotovo dvostruko veće relativne vrednosti ocenjenog aditivnog uticaja u fenotipskoj varijabilnosti BŽP i DPŽ, kada je ocena ovog parametara sprovedna na osnovu četvoroosobinskog modela. Takođe, udeo nedeterminisanih uticaja u ukupnoj varijansi (varijansa greške) ove dve osobine je manji kada je njihova varijabilnost ocenjena na osnovu modela sa četiri osobine, u odnosu na modele sa manjim brojem osobina, što sve može navesti na zaključak da je model koji uključuje četiri osobine najoptimalniji za unapređenje sve četiri analizirane grupe osobina. Međutim, ako se uzme u obzir potpuna genetska povezanost između BŽP i DPŽ (Tabela 44), postavlja se pitanje opravdanosti uključivanja obe ove osobine u model na osnovu koga bi se vršila ocena genetskih parametara. Tako, značajno veća naslednost ove dve osobine koja je ustanovljena na osnovu modela koji je pored drugih sadržao i ove dve osobine, verovatno je posledica narušene stabilnosti modela koja je nastala kao rezultat uključivanja osobina između kojih postoji vrlo visoka ili potpuna genetska povezanost. Sve ovo ukazuje da kombinacija BŽP i DPŽ u istom modelu nije najbolje rešenje i da vrednosti heritabiliteta ocenjene na osnovu istog ne mogu poslužiti kao referentne za objektivnu procenu priplodne vrednosti krmača. Sa druge strane potpuna genetska povezanost poslednje dve osobine pruža mogućnost vrlo uspešne indirektno selekcije osobina dugovečnosti, ako je selekcijom obuhvaćena neka od reproduktivnih osobina (BŽP) od kojih direktno zavisi dugovečnost krmača. Na osnovu svega iznetog može se pretpostaviti da bi selekcija na osnovu UKT, PM i BŽP dala sasvim zadovoljavajuće rezultate u genetskom progresu sve četiri analizirane grupe osobina i da nema potrebe dodatno uključivati osobine dugovečnosti koje bi mogle da naruše stabilnost modela.

Kao opšti zaključak ovog potpoglavlja, u kome su predstavljeni rezultati analize slučajnog dela modela koji je sadržao četiri osobine (UKT, PM, BŽP, DPŽ), može se reći sledeće:

- Relativno učešće slučajnih efekata u ukupnoj varijabilnosti UKT i PM utvrđeno analizom modela sa četiri osobine bilo je isto kao i učešće utvrđeno na osnovu modela sa jednom, dve ili tri osobine.
- Vrednost heritabiliteta za BŽP dobijena analizom modela sa četiri osobine bila je znatno veća (ali i dalje u kategoriji niske naslednosti), a takođe je povećan i relativni uticaj legla u kome su krmače rođene/gajene, dok je znatno smanjen permanetni uticaj krmače u odnosu na vrednosti ovih parametara utvrđene u modelima sa jednom odnosno tri osobine.
- Koeficijent heritabiliteta za DPŽ krmača koji je utvrđen u modelu sa četiri osobine bio je znatno veći u odnosu na vrednost istog utvrđenog analizom modela sa jednom osobinom. Utvrđena vrednost heritabiliteta u ovom segmentu analize ukazivala je na srednju naslednost ove osobine, što odstupa od većine rezultata predstavljenih u literaturi.
- Istovremenu kombinaciju BŽP i DPŽ u proceni priplodne vrednosti krmača ne bi trebalo primenjivati, jer visoka genetska povezanost ovih osobina narušava stabilnost modela, na šta ukazuje značajno izmenjeno učešće slučajnih efekata u varijabilnosti ovih osobina ocenjeno na osnovu modela koji je sadržao obe navedene osobine u odnosu na *Single* ili *Multiple trait* modele koji su sadržali samo jednu od ove dve osobine.

4. 10. Genetska i fenotipska povezanost osobina porasta i kvaliteta trupa, broja živorođene prasadi u leglu i osobina dugovečnosti krmača (*Linearni metod analize - REML*)

Jedan od osnovnih kriterijuma prilikom izbora kombinacije osobina na osnovu kojih će se vršiti selekcija u stočarstvu jeste to, da između osobina ne postoji visoka genetska povezanost, jer ukoliko ona već postoji i ako je pri tome još poželjnog pravca, izborom bilo koje od tih osobina na indirektan način (indirektna selekcija) popravljajući se i vrednost drugih osobina sa kojima je ova primarna (odabrana) osobina u visokoj korelaciji. Takođe, visoka povezanost između osobina na genetskom nivou uključenih u model na osnovu koga se vrši analiza može da ugrozi i stabilnost samog modela na osnovu koga se ocenjuju potrebni parametri, pa sve to može uticati na slabiju tačnost dobijene ocene ispitivanih parametara (varijansi i kovarijansi).

Uvažavajući sve ovo što je prethodno rečeno, ali i činjenicu da je neophodno poznavati povezanost između osobina kako bi se izvršio odabir istih na osnovu kojih bi se sprovodila potencijalna selekcija, jedan od koraka u procesu analize bio je da se utvrdi

genetska i fenotipska povezanost između svih analiziranih osobina. Tako je formiran jedan model, koji je sadržao svih devet osobina (ŽDP, UKT, DS, DM, PM, BŽP, DPŽ, UBP, UBŽP), kako bi se utvrdile kovarijanse između njih, neophodne za izračunavanje koeficijenta korelacije. Stabilnost ovoga modela bila je dovedena u pitanje, na šta ukazuje „Status 3“² sa kojim je ocenjena verodostojnost i upotrebljivost dobijenih rešenja, što direktno zavisi od stabilnosti samog modela u programskom paketu „VCE – 6“ (**Groeneveld i sar., 2010**), ali su na osnovu njega ipak dobijeni koeficijenti genetskih i fenotipskih korelacija između svih osobina. Da bi se proverila utvrđena povezanost između osobina dobijena u modelu sa devet osobina, poslužili su modeli sa manjim brojem osobina između kojih je bila uglavnom slaba povezanost (Prilozi 18, 19, 20) i čija su rešenja uglavnom imala „Status 1“³. Upoređujući vrednosti nekih koeficijenta korelacije između dve osobine, dobijene na osnovu modela koji je sadržao devet i modela koji su sadržali manji broj osobina (2, 3 ili 4), došlo se do zaključka da u pogledu jačine korelacione veze ima manjih odstupanja, ali vrednosti koeficijenta korelacije su uglavnom ostale u istoj kategoriji jačine korelacione veze, dok u pogledu predznaka statistički značajnih korelacionih koeficijenta nema nikakvih odstupanja bez obzira na broj uključenih osobina u model na osnovu koga su oni utvrđeni. Na osnovu svega ovoga, izveden je zaključak da su vrednosti genetskih i fenotipskih korelacija utvrđene na osnovu modela koji je obuhvatao sve osobine, sasvim referentne da se na osnovu njih diskutuje i donosi sud o stepenu i smeru povezanosti ispitivanih osobina.

U Tabeli 44 prikazane su vrednosti genetskih i fenotipskih korelacija i standardna greška genetske korelacije između osobina porasta i kvaliteta trupa nazimica, broja živorođene prasadi u leglu i osobina dugovečnosti krmača, utvrđene na osnovu modela koji je sadržao svih devet ispitivanih osobina, dok su genetske i fenotipske kovarijanse između ovih osobina prikazane u Prilogu 21.

Koeficijent genetske korelacije $r_g = -1,00$ prikazan u Tabeli 44 ukazuje na potpunu, negativnu, statistički visoko značajnu ($P < 0,01$) genetsku povezanost između ŽDP i UKT. Prikazani rezultati u pogledu predznaka korelacionog koeficijenta su saglasni sa rezultatima koje su utvrdili **Brkić (2002)** i **Nagy i sar. (2008)**. Takođe, i u pogledu jačine korelacione veze, potvrđuju rezultate **Brkić (2002)**, dok neznatno protivreče rezultatima **Nagy i sar. (2008)** koji su utvrdili jaku, odnosno vrlo jaku genetsku povezanost između ovih osobina. Sa druge strane, ustanovljena genetska povezanost između ovih osobina dijametralno odstupa od

² Najlošije ocenjena stabilnost modela

³ Najbolje ocenjena stabilnost modela

povezanosti koju je utvrdio **Vuković (2003)**, gde je ustanovljena vrednost korelacionog koeficijenta bila pozitivna i bliska nuli.

Tabela 44. Koeficijenti genetskih - r_g (iznad dijagonale) i fenotipskih - r_p korelacija (ispod dijagonale) osobina porasta i kvaliteta trupa nazimica, broja živorođene prasadi u leglu i osobina dugovečnosti krmača

	ŽDP	UKT	DS	DM	PM	BŽP	DPŽ	UBP	UBŽP
ŽDP	-	-1,00 ^{g**} ± 0,00	0,11 ^{b**} ± 0,01	-0,16 ^{b**} ± 0,01	-0,11 ^{b**} ± 0,01	0,03 ^{a ns} ± 0,01	-0,03 ^{a ns} ± 0,01	-0,04 ^{a ns} ± 0,01	-0,02 ^{a ns} ± 0,01
UKT	-0,99 ^{g**}	-	-0,11 ^{b**} ± 0,01	0,18 ^{b**} ± 0,01	0,12 ^{b**} ± 0,01	-0,03 ^{a ns} ± 0,01	0,03 ^{a ns} ± 0,01	0,03 ^{a ns} ± 0,01	0,02 ^{a ns} ± 0,01
DS	0,06 ^{a*}	-0,06 ^{a*}	-	-0,40 ^{d**} ± 0,07	-1,00 ^{g**} ± 0,00	0,05 ^{a ns} ± 0,01	0,06 ^{a*} ± 0,01	0,05 ^{a ns} ± 0,01	0,05 ^{a ns} ± 0,01
DM	-0,02 ^{a ns}	0,02 ^{a ns}	-0,15 ^{b**}	-	0,46 ^{c**} ± 0,03	-0,04 ^{a ns} ± 0,01	0,03 ^{a ns} ± 0,01	0,03 ^{a ns} ± 0,01	0,00 ^{a ns} ± 0,01
PM	-0,06 ^{a*}	0,07 ^{a*}	-0,97 ^{g**}	0,35 ^{c**}	-	-0,05 ^{a ns} ± 0,01	-0,06 ^{a*} ± 0,01	-0,04 ^{a ns} ± 0,01	-0,05 ^{a ns} ± 0,01
BŽP	0,01 ^{a ns}	-0,01 ^{a ns}	0,01 ^{a ns}	-0,01 ^{a ns}	-0,01 ^{a ns}	-	0,88 ^{f**} ± 0,02	0,87 ^{f**} ± 0,02	0,95 ^{g**} ± 0,01
DPŽ	0,00 ^{a ns}	-0,00 ^{a ns}	0,02 ^{a ns}	0,02 ^{a ns}	-0,02 ^{a ns}	0,29 ^{c**}	-	1,00 ^{g**} ± 0,00	0,98 ^{g**} ± 0,00
UBP	0,01 ^{a ns}	-0,00 ^{a ns}	0,00 ^{ns}	0,03 ^{a ns}	0,00 ^{a ns}	0,28 ^{c**}	0,99 ^{g**}	-	0,98 ^{g**} ± 0,00
UBŽP	0,01 ^{a ns}	-0,01 ^{a ns}	0,01 ^{a ns}	0,02 ^{a ns}	-0,01 ^{a ns}	0,38 ^{c**}	0,96 ^{g**}	0,97 ^{g**}	-

❖ Jačina korelacione veze (Roemer – Orphalova klasifikacija): a – ne postoji povezanost; b – jako slaba povezanost; c – slaba povezanost; d – srednja povezanost, e – jaka povezanost; f – vrlo jaka povezanost; g – potpuna povezanost

❖ $P < 0,01$ **; $P < 0,05$ *; $P > 0,05$ ns;

Povezanost između ŽDP i UKT na fenotipskom nivou $r_p = -0,99$ takođe je bila potpuna, negativna i statistički visoko značajna ($P < 0,01$), što je potpuno isti rezultat do koga je u svojim istraživanjima došao **Brkić (2002)**.

Genetska povezanost između ŽDP i DS bila je jako slaba, pozitivna i statistički visoko značajna ($P < 0,01$), što interpretira vrednost korelacionog koeficijenta od $r_g = 0,11$. Ovo je rezultat koji je u pogledu jačine i predznaka korelacione veze u saglasnosti sa rezultatima

Jones i sar. (2009). U pogledu predznaka odstupa od rezultata ili dela rezultata koje su utvrdili **Brkić (2002)**, **Vuković (2003)**, **Nguyen i McPhee (2005)**, **Vukovic i sar. (2007)** i **Kasprzyk (2007)**, sa time što izuzev istraživanja **Brkić (2002)**, gde je bila ustanovljena slaba povezanost između ovih osobina, sve ostale grupe autora nisu ustanovile postojanje povezanosti. Takođe, predznak koeficijenta genetske korelacije utvrđen u ovom istraživanju u skladu je sa predznacima koje su u svojim istraživanjima utvrdili **Serenius i Stalder (2004)**, **Kasprzyk (2007)**, **Cai i sar. (2008)**, **Popovac i sar. (2014b)** i **Sobczynska i sar. (2014)**, koji su utvrdili pozitivne vrednosti ovih koeficijenata koji su interpretirali nepostojanje ili slabu odnosno srednju genetsku povezanost između ŽDP i DS.

Koeficijent fenotipske korelacije između ŽDP i DS od $r_p = 0,06$ pokazuje da povezanost ne postoji, ali da je ona ipak pozitivnog predznaka i statistički značajna ($P < 0,05$). Po pitanju jačine i smera korelacione veze između ovih osobina, rezultati su saglasni sa rezultatima koje su u svojim istraživanjima utvrdili **Brkić (2002)** i **Jones i sar. (2009)**. Utvrđena fenotipska povezanost između ove dve osobine po jačini, ali ne i po predznaku, odstupa od povezanosti koju su u svojim rezultatima izneli **Serenius i Stalder (2004)** i **Cai i sar. (2008)**, koji su utvrdili srednju povezanost između ovih osobina na fenotipskom nivou. Poredeći utvrđenu fenotipsku povezanost u ovom istraživanju sa povezanošću koju su utvrdili **Nguyen i McPhee (2005)**, ne postoji saglasnost u jačini i smeru korelacione veze koja je u istraživanjima poslednje grupe autora bila slaba.

Dobijeni rezultati pokazuju da vrednost koeficijenta genetske korelacije između ŽDP i DM od $r_g = -0,16$ ukazuje na jako slabu, negativnu i statistički visoko značajnu ($P < 0,01$) povezanost između ove dve osobine. Prikazani rezultati su u pogledu jačine, ali ne i smera genetske povezanosti, saglasni sa rezultatima koje je izložio **Brkić (2002)**, a takođe u pogledu predznaka korelacionog koeficijenta odstupaju od rezultata ili dela rezultata istraživanja koja su sproveli **Kasprzyk (2007)** i **Sobczynska i sar. (2014)**, pri čemu su poslednje dve grupe istraživača utvrdile nepostojeću ili slabu povezanost između ŽDP i DM.

Fenotipska povezanost između ŽDP i DM od $r_p = -0,02$ ukazuje da povezanost ne postoji, ali da je odnos između ove dve osobine na fenotipskom nivou suprotnog smera i da dobijeni koeficijent korelacije nije statistički značajan ($P > 0,05$), što je sličan zaključak do koga je u svojim istraživanjima došao **Brkić (2002)**, gde je ustanovljen pozitivan predznak korelacionog koeficijenta.

Koeficijent korelacije između ŽDP i PM iznosio je $r_g = -0,11$ ukazujući na jako slabu, negativnu i statistički visoko značajnu ($P < 0,01$) genetsku povezanost između ovih osobina. Dobijeni rezultat u pogledu jačine i smera korelacione veze odstupa od rezultata ili dela

rezultata koje su predstavili **Nguyen i McPhee (2005)**, **Kasprzyk (2007)** i **Sobczynska i sar. (2014)**, koji su ustanovili da ne postoji genetska povezanost između ovih osobina. Ustanovljena povezanost je slabija u odnosu na povezanost koju su predstavili **Brkić (2002)** i **Kasprzyk (2007)**, gde je predznak korelacionog koeficijenta bio pozitivan. U poređenju sa vrednostima koeficijenta genetske korelacije koje su utvrdili **Wolf i Wolfová (2012)**, vrednost koja je utvrđena u ovom istraživanju je negde u okvirima prikazanih rezultata koji su se kretali od nepostojanja do jako slabe negativne genetske povezanosti ovih osobina.

Povezanost ŽDP i PM kod nazimica na fenotipskom nivou nije postojala, što interpretira vrednost koeficijenta fenotipske korelacije od $r_p = -0,06$, koji je bio negativnog predznaka i statistički značajan ($P < 0,05$). Prikazani jačina i smer korelacione veze su slični rezultatima koje je utvrdio **Brkić (2002)**, dok je znatno slabija u odnosu na povezanost ove dve osobine koju su utvrdili **Nguyen i McPhee (2005)**, koja je bila pozitivna i jaka.

Dobijena vrednost koeficijenta genetske korelacije od $r_g = 0,03$ između ŽDP i BŽP pokazuje da povezanost između ovih osobina ne postoji, te da pozitivna vrednost korelacionog koeficijenta nije statistički značajna ($P > 0,05$). Prikazani rezultati u pogledu jačine i smera korelacione veze bliski su rezultatima ili delu rezultata koje su predstavili **Vukovic (2003)**, **Wolf i Wolfová (2012)** i **Popovac i sar. (2014b)**. Sa druge strane odstupaju od rezultata koje je ustanovio **Brkić (2002)**, i koji je utvrdio nešto jaču povezanost, ali samo u kategoriji slabe, takođe pozitivne genetske povezanosti između ove dve osobine. Ustanovljena korelacija u ovom istraživanju je slabija u odnosu na genetsku korelaciju koju su u jednom delu svojih istraživanja utvrdili **Wolf i Wolfová (2012)**, koja je bila negativnog predznaka.

Kao i na genetskom nivou tako i na fenotipskom, nije utvrđena povezanost između ŽDP nazimica i BŽP krmača, na šta ukazuje vrednost korelacionog koeficijenta od $r_p = 0,01$ između ovih osobina, koja je bila pozitivna i statistički neznčajna ($P > 0,05$). Po jačini i smeru korelacione veze rezultati su u skladu sa rezultatima koje su predstavili **Radivojević (1992)**, **Brkić (2002)** i **Popovac i sar. (2014b)**.

Koeficijent genetske korelacije $r_g = -0,03$ između ŽDP i DPŽ pokazuje da ne postoji genetska povezanost između ove dve osobine, pri čemu je vrednost ovog koeficijenta negativana i nije statistički značajna ($P > 0,05$). Utvrđena jačina i smer genetske povezanosti je uglavnom u skladu sa povezanošću koju su utvrdili **Serenius i Stalder (2004)** i **Sobczynska i sar. (2013 i 2014)**, koja se kretala od nepostojeće do granice jako slabe, izuzev jednog dela rezultata **Sobczynska i sar. (2013)**, u kojima je utvrđena slaba povezanost između ŽDP i DPŽ.

Fenotipska povezanost između ŽDP i DPŽ $r_p = 0,00$ nije postojala, ali je bila pozitivnog predznaka i nije bila statistički značajna ($P > 0,05$), što je u pogledu jačine korelacione veze u saglasnosti sa rezultatima koje su prikazali **Radivojević (1992)**, **Serenius i Stalder (2004)** i **Sobczynska i sar. (2013)**, dok u pogledu smera odstupa od istih, izuzev dela rezultata **Serenius i Stalder (2004)**, u kojima je takođe utvrđena pozitivna vrednost korelacionog koeficijenta, bliska nuli.

Povezanost između ŽDP nazimica i UBP krmača na genetskom nivou $r_g = -0,04$ nije postojala, pri čemu utvrđeni koeficijent korelacije negativnog predznaka nije bio statistički značajan ($P > 0,05$). Rezultat je po jačini i predznaku genetske korelacije između ovih osobina blizak rezultatima koje su predstavili **Crump (2001)** i **Sobczynska i sar. (2013 i 2014)**, koji su utvrdili genetsku povezanost ovih osobina na granici nepostojeće i jako slabe povezanosti.

Takođe, i na fenotipskom nivou $r_p = 0,00$ nije postojala povezanost između ŽDP i UBP, a utvrđena vrednost koeficijenta korelacije koja je bila pozitivna i bliska nuli, nije bila statistički značajna ($P > 0,05$). Predstavljeni rezultat po jačini korelacione veze potvrđuje rezultate **Radivojević (1992)**, **Crump (2001)** i **Sobczynska i sar. (2013)**, koji su utvrdili nešto više vrednosti ovih koeficijenata, ali samo do granice nepostojeće i jako slabe korelacije, ali po predznaku korelacionih koeficijenata dobijeni rezultat protivreći rezultatima navedenih istraživača.

Na osnovu rezultata prikazanih u Tabeli 44, može se zaključiti da nije postojala genetska korelacija između ŽDP i UBŽP, što interpretira vrednost utvrđenog koeficijenta korelacije od $r_g = -0,02$, koji nije bio statistički značajan ($P > 0,05$), što je rezultat koji je u pogledu jačine i smera povezanosti saglasan sa rezultatima koje su utvrdili **Serenius i Stalder (2004)**.

Kada je u pitanju utvrđena fenotipska povezanost u ovom istraživanju ($r_p = 0,01$) između ŽDP i UBŽP, ona je takođe bila u kategoriji nepostojeće, sa pozitivnim predznakom korelacionog koeficijenta koje nije pokazao ni na jednom nivou statističku značajnost ($P > 0,05$), što po jačini korelacione veze odgovara rezultatima koje su predstavili **Radivojević (1992)** i **Serenius i Stalder (2004)**, dok u pogledu predznaka odstupa od rezultata koji je predstavio **Radivojević (1992)** i dela rezultata **Serenius i Stalder (2004)**.

Koeficijent genetske korelacije koji je utvrđen u ovom istraživanju od $r_g = -0,11$ između UKT i DS ukazuje na jako slabu, negativnu i statistički visoko značajnu povezanost između ovih osobina ($P < 0,01$). Dobijeni rezultat u pogledu jačine korelacione veze odstupa u određenoj meri od rezultata koje su predstavili **Bizelis i sar. (2000)** i **Brkić (2002)** koji su ustanovili povezanost između ovih osobina od granice jako slabe i slabe pa do srednje

povezanosti. Sa druge strane, u pogledu smera korelacije između UKT i DS prikazani rezultat odstupa od rezultata koje je utvrdio **Brkić (2002)**, ali je saglasan sa rezultatima **Bizelis i sar. (2000)**, kao i rezultatom koji je prikazao **Vuković (2003)**, koji pri tome nije ustanovio postojanje povezanosti na genetskom nivou između ovih osobina.

Povezanost UKT i DS nazimica na fenotipskom nivou $r_p = -0,06$ bila je u kategoriji nepostojeće, negativne i statistički značajne ($p < 0,05$), što je rezultat koji je po jačini i smeru korelacione veze blizak rezultatima **Bizelis i sar. (2000)** i **Brkić (2002)**, koji su utvrdili od nepostojanja do jako slabe povezanosti između ovih osobina.

Genetska korelacija između UKT i DM od $r_g = 0,18$ bila je jako slaba, pozitivnog predznaka i statistički visoko značajna ($p < 0,01$). Dobijena vrednost u pogledu jačine povezanosti je nešto veća u odnosu na vrednosti koje su utvrdili **Bizelis i sar. (2000)**, dok je gotovo ista kao i vrednost korelacije koju je ustanovio **Brkić (2002)**. Sa druge strane, u pogledu korelacionog predznaka, dobijeni rezultat protivreči rezultatima prethodna dva istraživanja.

Koeficijent fenotipske korelacije $r_p = 0,02$ između UKT i DM prikazan u Tabeli 44 ukazuje da ne postoji fenotipska povezanost između ovih osobina, te da pozitivna vrednost korelacionog koeficijenta nije statistički značajna ($P > 0,05$), što po jačini, ali ne i smeru korelacije, prikazani rezultat čini saglasnim sa rezultatima koje su u svojim istraživanjima utvrdili **Bizelis i sar. (2000)** i **Brkić (2002)**.

Genetska povezanost $r_g = 0,12$ između UKT i PM kod ispitivanih nazimica bila je jako slaba, pozitivna i statistički visoko značajna ($p < 0,01$), što po jačini korelacione veze čini da rezultat odstupa od rezultata koje je utvrdio **Brkić (2002)** i dela rezultata koje su predstavili **Nagy i sar. (2008)**, pri čemu su obe grupe istraživača utvrdile negativan predznak korelacionog koeficijenta.

Korelacija između UKT i PM na fenotipskom nivou nije postojala na šta ukazuje vrednost koeficijenta korelacije od $r_p = 0,07$, koji je bio pozitivan i statistički značajan ($P > 0,05$), što ovaj rezultat po jačini i smeru veze čini saglasnim sa rezultatom koji je utvrdio **Brkić (2002)**.

Između UKT nazimica i BŽP krmača na genetskom nivou nije postojala povezanost ($r_g = -0,03$), pri čemu negativna vrednost koeficijenta korelacije nije bila statistički značajna ($P > 0,05$). Dobijeni rezultat je po jačini, ali ne i po smeru povezanosti u saglasnosti sa rezultatom koji je utvrdio **Vuković (2003)**, dok po jačini korelacije odstupa od rezultata koje je predstavio **Brkić (2002)**, koji je utvrdio negativnu slabu odnosno jaku genetsku povezanost između ove dve osobine.

Utvrđeni koeficijent fenotipske korelacije $r_p = -0,01$ između UKT i BŽP ukazuje da povezanost između ovih osobina nije postojala, a negativna vrednost ovog koeficijenta nije bila statistički značajna ($P > 0,05$), što po jačini i po smeru korelacione veze ove rezultate čini saglasnim sa rezultatima koje je utvrdio **Brkić (2002)**.

Povezanost između UKT i DPŽ na genetskom nivou nije postojala, na šta ukazuje pozitivna vrednost korelacionog koeficijenta od $r_g = 0,03$ koja nije statističku značajnost ($P > 0,05$).

Vrednost koeficijenta fenotipske korelacije između UKT i DPŽ bila je negativna, bliska nuli ($r_p = -0,00$) i nije bila statistički značajna ($P > 0,05$), pokazujući da ne postoji povezanost između ovih osobina.

Kao i sa prethodnom osobinom dugvečnosti nije utvrđena genetska povezanost između UKT i UBP ($r_g = 0,04$), a pozitivna vrednost koeficijenta korelacije nije bila statistički značajna ($P > 0,05$). Dobijeni rezultat po jačini, ali ne i po smeru korelacione veze odstupa od rezultata do kojih su došli **Engblom i sar. (2009)**, koji su utvrdili jaku genetsku povezanost između ove dve osobine.

Takođe, na fenotipskom nivou nije utvrđena povezanost između UKT i UBP, što interpretira negativna vrednost korelacionog koeficijenta ($r_p = -0,00$), koja nije bila statistički značana ($P > 0,05$).

Koeficijent genetske korelacije između UKT i UBŽP iznosio je $r_g = 0,02$, ukazujući da korelacija nije postojala, da je pozitivnog predznaka i da nije bila statistički značajna ($P > 0,05$), što odstupa po jačini korelacione veze od rezultata koje su predstavili **Engblom i sar. (2009)**, koju su utvrdili pozitivnu i srednju genetsku povezanost između ove dve osobine.

Kako na genetskom tako i na fenotipskom nivou korelacija između UKT i UBŽP nije postojala $r_p = -0,01$, na šta ukazuje korelacioni koeficijent koji je bio negativan i takođe statistički neznačajan ($P > 0,05$).

Genetska povezanost ($r_g = -0,40$) između DS i DM, bila je na granici slabe i srednje, negativnog predznaka i statistički visoko značajna ($P < 0,01$), što je rezultat koji je po jačini, ali i po smeru korelacije sličan rezultatima ili delu rezultata do kojih su došli **Bizelis i sar. (2000)** i **Kasprzyk (2007)**. Sa druge strane, predstavljeni rezultat po jačini korelacione veze odstupa od rezultata **Brkić (2002)**, koji je utvrdio jaku genetsku povezanost između ove dve osobine. Takođe odstupa i od dela rezultata **Kasprzyk (2007)** u kojima je utvrđena slaba povezanost i rezultata **Sobczynska i sar. (2014)** u kojima je koeficijent korelacije bio pozitivan i blizak nuli.

Fenotipska povezanost $r_p = -0,15$ između DS i DM performans testiranih nazimica bila je u kategoriji jako slabe, negativne, ali statistički visoko značajne ($P < 0,01$), što ovaj rezultat kako po jačini tako i po smeru korelacione veze čini saglasnim sa rezultatima koje su predstavili **Bizelis i sar. (2000)** i **Brkić (2002)**.

Genetska korelacija $r_g = -1,00$ između DS i PM bila je potpuna, negativna i statistički visoko značajna ($P < 0,01$), što je u saglasnosti sa rezultatima ili delom rezultata koje su predstavili **Brkić (2002)**, **Kasprzyk (2007)** i **Sobczynska i sar. (2014)**, koji su utvrdili od vrlo jake do potpune genetske povezanosti ovih osobina. Utvrđena genetska povezanost odstupa od rezultata koje su utvrdili **Nguyen i McPhee (2005)** i jednog dela rezultata **Kasprzyk (2007)**, koji su utvrdili da je povezanost između DS i PM na genetskom nivou u kategoriji slabe povezanosti.

Povezanost na fenotipskom nivou $r_p = -0,97$ između DS i PM bila je potpuna, negativna i statistički visoko značajna ($P < 0,01$), što je sličan rezultat onima do kojih su došli **Brkić (2002)** i **Nguyen i McPhee (2005)**.

Genetski korelacioni koeficijent od $r_g = 0,05$ koji predstavlja odnos između DS i BŽP ukazuje da povezanost ne postoji i da ona nije statistički značajna ($P > 0,05$). Prikazani rezultat po jačini korelacione veze sličan je rezultatima koje je predstavio **Brkić (2002)**, koji je utvrdio od nepostojeće do jako slabe genetske poveznosti između ovih osobina, ali po predznaku korelacione veze prikazani rezultat odstupa od rezultata navedenog istraživača. Utvrđena jačina i smer povezanosti na genetskom nivou je u saglasnosti sa rezultatom koji je predstavio **Vukovic (2003)**, dok u manjoj meri odstupa od rezultata **Popovac i sar. (2014b)**, koji su utvrdili takade pozitivnu, ali slabu genetsku povezanost između DS i NBL.

Fenotipska povezanost koju interpretira koeficijent korelacije od $r_p = 0,01$ između DS i BŽP bila je u kategoriji nepostojeće, pozitivne i statistički neznačajne ($P > 0,05$), što je u potpunoj saglasnosti sa rezultatima koje su utvrdili **Brkić (2002)** i **Popovac i sar. (2014b)**. Takođe je, u pogledu jačine korelacione veze u skladu sa rezultatom koji je predstavio **Radivojević (1992)**, ali u pogledu predznaka odstupa od navedenog istraživanja.

Povezanost između DS i DPŽ ($r_g = 0,05$) na genetskom nivou nije postojala, pri čemu je utvrđen pozitivan koeficijent korelacije koji je bio statistički značajan na prvom nivou značajnosti ($P < 0,05$), čineći ove rezultate u većoj ili manjoj meri saglasnim sa rezultatima **Serenius i Stalder (2004)**, **Sobczynska i sar. (2013 i 2014)** i **Wongsakajornkit i Imboonta (2015)**, koji su utvrdili genetsku povezanost između ovih osobina u opsegu od nepostojeće do srednje.

Nepostojanje povezanosti između DS i DPŽ ($r_p = 0,02$) utvrđeno je i na fenotipskom nivou, ali sa tim što pozitivan korelacioni koeficijent nije bio statistički značajan ($P > 0,05$). Predstavljeni rezultat je veoma blizak rezultatima koje su utvrdili **Radivojević (1992)**, **Sobczynska i sar. (2013 i 2014)** i **Wongsakajornkit i Imboonta (2015)**.

Genetska povezanost prikazana u Tabeli 44 između DS i UBP ($r_g = 0,05$) nije postojala, a pozitivan koeficijent korelacije nije bio statistički značajan ($P > 0,05$). Dobijeni rezultat, kako po jačini, tako i po smeru korelacione veze, u skladu je sa rezultatima ili delom rezultata koje su izložili **Crump (2001)** i **Sobczynska i sar. (2013 i 2014)**, dok u manjoj meri odstupa od dela rezultata **Sobczynska i sar. (2013)**, koji su utvrdili jako slabu povezanost i rezultat **Engblom i sar. (2009)**, koji su utvrdili jako slabu, odnosno slabu povezanost između ovih osobina.

Fenotipska korelacija između DS i UBP ($r_p = 0,00$) bila je bliska nuli i statistički neznačajna ($P > 0,05$), što je u saglasnosti sa koeficijentima fenotipske korelacije koje je utvrdio **Crump (2001)** i u manjoj meri odstupa od rezultata **Sobczynska i sar. (2013)**, koji su utvrdili pozitivnu i jako slabu korelaciju između ove dve osobine.

Utvrđeni koeficijent genetske korelacije između DS nazimica i UBŽP krmača ($r_g = 0,05$) interpretirao je nepostojanje genetske povezanosti kod ove dve osobine, a takođe pozitivni korelacioni koeficijent nije bio statistički značajan ($P > 0,05$). Prikazani rezultat u pogledu jačine, ali ne i smeru korelacione veze odgovara jednom delu rezultata koje su izložili **Serenius i Stalder (2004)**. Sa druge strane odstupa od rezultata ili dela rezultata **Serenius i Stalder (2004)** i **Engblom i sar. (2009)**, koji su utvrdili takođe pozitivnu genetsku povezanost DS i UBŽP, ali u kategoriji od jako slabe do srednje povezanosti.

Fenotipska povezanost $r_p = 0,01$ između DS i UBŽP nije postojala i nije bila statistički značajna ($P > 0,05$), što ovaj rezultat čini u potpunosti saglasnim sa rezultatima koje su predstavili **Serenius i Stalder (2004)**, dok u manjoj meri dobijeni rezultat odstupa od rezultata **Radivojević (1992)**, koji je utvrdio nešto jaču, takođe pozitivnu, korelacionu vezu između ovih osobina, ali samo u kategoriji jako slabe korelacije.

Genetska povezanost između DM i PM ($r_g = 0,46$) bila je u kategoriji srednje, pozitivne i statistički visoko značajne ($P < 0,01$). Dobijena vrednost korelacionog koeficijenta je nešto niža u odnosu na takođe pozitivne vrednosti ovog koeficijenta koje su utvrdili **Brkić (2002)**, **Kasprzyk (2007)** i **Sobczynska i sar. (2014)**, koji su ukazivali na jaku, odnosno vrlo jaku povezanost između ovih osobina.

Povezanost na fenotipskom nivou između DM i PM ($r_p = 0,35$) bila je slaba, pozitivna i statistički visoko značajna ($P < 0,01$), što ovaj rezultat čini potpuno saglasnim sa rezultatom do koga je došao **Brkić (2002)**.

Koeficijent genetske korelacije od $r_g = -0,04$ između DM nazimica i BŽP krmača pokazuje da povezanost nije postojala, pri čemu negativna vrednost ovog koeficijenta nije bila statistički značajna ($P > 0,05$), što u određenoj meri odstupa od rezultata koje je prikazao **Brkić (2002)**, koji je utvrdio nešto jaču povezanost između ove dve osobine koja je bila u kategoriji jako slabe, odnosno slabe povezanosti.

Koeficijent fenotipske korelacije od $r_p = -0,01$ između DM i BŽP ukazuje da je povezanost bila u kategoriji nepostojeće, negativne i statistički neznačajne ($P > 0,05$), što je u potpunoj saglasnosti sa rezultatima koje je prikazao **Brkić (2002)**.

Genetska korelacija od $r_g = 0,03$ između DM i DPŽ nije postojala i nije bila statistički značajna ($P > 0,05$), što je u pogledu jačine korelacione veze blisko sa rezultatima **Sobczynska i sar. (2013 i 2014)**, koji su utvrdili od nepostojeće do jako slabe povezanosti ovih osobina, ali u pogledu predznaka odstupa od istih.

Takođe, i na fenotipskom nivou nije postojala povezanost između DM i DPŽ, na šta ukazuje pozitivna vrednost korelacionog koeficijenta od $r_p = 0,03$, koji nije bio statistički značajan ($P > 0,05$), što potvrđuje rezultati **Sobczynska i sar. (2013)**.

Povezanost na genetskom nivou između DM i UBP ($r_g = 0,03$) nije postojala, pri čemu pozitivna vrednost korelacionog koeficijenta nije bila statistički značajna ni na jednom nivou statističke značajnosti ($P > 0,05$), što u određenoj meri odstupa od rezultata koje su prikazali **Sobczynska i sar. (2013 i 2014)**, koji su utvrdili negativnu povezanost između ovih osobina koja je bila u kategoriji jako slabe.

Fenotipska povezanost između DM i UBP nije postojala, na šta ukazuje vrednost koeficijenta korelacije od $r_p = 0,03$, koji je bio pozitivnog predznaka i nije bio statistički značajan ($P > 0,05$). Tako je ovaj rezultat u pogledu jačine i smera DMUBPu saglasnosti sa rezultatima do kojih su došli **Sobczynska i sar. (2013)**.

Koeficijent genetske korelacije između DM i UBŽP ($r_g = 0,00$) pokazuje da nije postojala povezanost između ovih osobina na genetskom nivou, pri čemu korelacioni koeficijent nije bio statistički značajan ($P > 0,05$).

Takođe ni na fenotipskom nivou nije postojala povezanost između DM i UBŽP ($r_p = 0,02$), a pozitivna vrednost koeficijenta korelacije nije bila statistički značajna ($P > 0,05$).

Genetska povezanost između PM nazimica i BŽP krmača ($r_g = -0,05$) bila je u kategoriji nepostojeće, pri čemu negativan korelacioni koeficijent nije bio statistički značajan

($P > 0,05$). Utvrđeni rezultat u pogledu smjera korelacione veze odstupa od rezultata koje su izložili **Brkić (2002)** i **Wolf i Wolfová (2012)**, dok je u pogledu jačine korelacione veze blizak rezultatima koje su predstavile navedene grupe istraživača, a u kojima je povezanost ovih osobina bila u kategoriji nepostojeće, odnosno jako slabe povezanosti.

Fenotipska povezanost između PM i BŽP ($r_p = -0,01$) nije postojala, a negativan koeficijent korelacije nije bio statistički značajan ($P > 0,05$), što dobijeni rezultat čini u potpunosti saglasnim sa rezultatima koje je predstavio **Brkić (2002)**.

Povzanost PM nazimica i dugovečnosti krmača iskazane kao DPŽ na genetskom nivou nije postojala ($r_g = -0,06$), ali je negativna vrednost korelacionog koeficijenta bila statistički značajna na prvom nivou značajnosti ($P < 0,05$). Predstavljeni koeficijent korelacije, kako po jačini, tako i po predznaku, blizak je vrednosti koju su predstavili **Sobczynska i sar. (2014)**, takođe dobijeni rezultat u pogledu smjera korelacione veze u skladu je sa rezultatima koje su predstavili **Sobczynska i sar. (2013)**, ali u pogledu jačine korelacione veze odstupa u manjoj meri od istih, jer u navedenom istraživanju utvrđena je jako slaba genetska povezanost između PM i DPŽ.

Fenotipska korelacija između PM i DPŽ ($r_p = -0,02$) nije postojala, pri čemu negativna vrednost koeficijenta korelacije nije bila statistički značajna ($P < 0,05$), što je po jačini korelacione veze u potpunosti saglasno sa rezultatima **Sobczynska i sar. (2013)**, dok odstupa od jednog dela rezultata navedene grupe autora u pogledu predznaka korelacionog koeficijenta.

Vrednost koeficijenta genetske korelacije između PM i UBP bila je $r_g = -0,04$ ukazujući na nepostojanje povezanosti između ovih osobina i nije bila statistički značajna ($P > 0,05$), čineći ovaj rezultat kako u pogledu jačine, tako i u pogledu smjera korelacione veze saglasnim sa rezultatom **Sobczynska i sar. (2014)**, dok u pogledu jačine, ali ne i smjera korelacione veze, ovaj rezultat odstupa od rezultata koje su prikazali **Sobczynska i sar. (2013)**, koji su ustanovili povezanost između ovih osobina u kategoriji jako slabe.

Povezanost između PM i UBP na fenotipskom nivou nije postojala na šta ukazuje vrednost korelacionog koeficijenta bliska nuli ($r_p = 0,00$), koja nije bila statistički značajna ($P > 0,05$), što je u saglasnosti sa rezultatima do kojih su došli **Sobczynska i sar. (2013)**.

Genetska povezanost između PM i UBŽP bila je u kategoriji nepostojeće ($r_g = -0,05$), a negativan koeficijent korelacije nije bio statistički značajan ($P > 0,05$).

Takođe i na fenotipskom nivou nije postojala povezanost između PM i UBŽP ($r_p = -0,01$), pri čemu negativna vrednost korelacionog koeficijenta nije bila statistički značajna ($P > 0,05$).

Povezanost na genetskom nivou između BŽP i DPŽ krmača bila je u kategoriji vrlo jake ($r_g = 0,88$), pozitivne i statistički visoko značajne ($P < 0,01$). Dobijeni rezultat je, kako po jačini, tako i po smeru korelacione veze, u najvećoj meri saglasan sa rezultatima koje su predstavili **Heusing i sar. (2005)**, kada su oni ispitivali povezanost broja živorođene prasadi u drugom i ostalim leglima sa DPŽ, dok dobijeni rezultat odstupa od rezultata iste grupe autora kada su oni ispitivali povezanost BŽP u prvom leglu i DPŽ, koja je bila u kategoriji slabe, odnosno jake povezanosti, u zavisnosti od populacija svinja na kojima su bila sprovedena istraživanja. Takođe, utvrđena genetska povezanost u ovom istraživanju po jačini korelacione veze odstupa od rezultata **Sobczynska i sar. (2013)**, koji su ustanovili da je povezanost između BŽP u prvom leglu i DPŽ bila u kategoriji jako slabe povezanosti.

Fenotipska korelacija između BŽP i DPŽ ($r_p = 0,29$), za razliku od genetske, bila je slaba, pozitivna i statistički visoko značajna ($P < 0,01$), što odstupa od rezultata **Sobczynska i sar. (2013)**, koji nisu utvrdili povezanost na fenotipskom nivou između BŽP u prvom leglu i DPŽ.

Vrednost koeficijenta genetske korelacije od $r_g = 0,87$ između BŽP i UBP ukazuje na vrlo jaku, pozitivnu i statistički visoko značajnu ($P < 0,01$) povezanost između ovih osobina. Dobijeni rezultat u pogledu jačine korelacione veze između ove dve osobine odstupa od rezultata ili dela rezultata koje su predstavili **Crump (2001)** i **Sobczynska i sar. (2013)**, koji su utvrdili da je genetska povezanost između BŽP i UBP bila najniža kada je utvrđena na osnovu BŽP u prvom leglu, koja je bila u kategoriji nepostojeće ili jako slabe. Sa druge strane, utvrđena povezanost između ovih osobina je vrlo bliska povezanosti koju je prikazao **Crump (2001)**, a koju je utvrdio između BŽP u petom leglu i UBP.

Povezanost između BŽP i UBP ($r_p = 0,28$) na fenotipskom nivou bila je u kategoriji slabe, pozitivne i statistički visoko značajne ($P < 0,01$). Predstavljena vrednost po jačini korelacione veze u manjoj meri odstupa od vrednosti koje je predstavio **Crump (2001)**, a koji je u zavisnosti od rednog broja legla utvrdio fenotipsku povezanost između BŽP i UBP u kategoriji jako slabe do granice jako slabe i slabe povezanosti. Dok sa druge strane predstavljeni rezultat znatno odstupa od rezultata koje su izložili **Sobczynska i sar. (2013)**, koji nisu utvrdili povezanost između ovih osobina na fenotipskom nivou.

Genetska povezanost između BŽP i UBŽP bila je potpuna ($r_g = 0,95$), pozitivna i statistički visoko značajna ($P < 0,01$), što ove rezultate čini saglasnim sa rezultatima koje su predstavili **Heusing i sar. (2005)**, koji su utvrdili genetsku povezanost između ovih osobina u kategoriji od jake do potpune povezanosti.

Fenotipska povezanost između BŽP i UBŽP ($r_p = 0,38$) bila je znatno niža u odnosu na genetsku, u kategoriji slabe povezanosti, pozitivne i statistički visoko značajne ($P < 0,01$).

Koeficijent genetske korelacije od $r_g = 1,00$ između DPŽ i UBP ukazao je na potpunu povezanost između ovih osobina, koja je bila pozitivna i statistički visoko značajna ($P < 0,01$). Utvrđena korelacija, kako po jačini tako i po smeru korelacione veze, u potpunoj je saglasnosti sa genetskim korelacijama između ovih osobina koje su u svojim istraživanjima utvrdili **Sevon – Aimonen i Uimari (2013)** i **Sobczynska i sar. (2013 i 2014)**.

Takođe i na fenotipskom nivou utvrđena je potpuna povezanost između DPŽ i UBP ($r_p = 0,99$), a ustanovljeni koeficijent korelacije bio je pozitivan i statistički visoko značajan ($P < 0,01$), čineći ove rezultate potpuno saglasnim sa rezultatima **Sevon – Aimonen i Uimari (2013)** i **Sobczynska i sar. (2013)**.

Utvrđena povezanost između DPŽ i UBŽP na genetskom nivou bila je potpuna, pozitivna i statistički visoko značajna ($P < 0,01$) na šta ukazuje vrednost koeficijenta genetske korelacije od $r_g = 0,98$. Tako su dobijeni rezultati u pogledu genetske povezanosti DPŽ i UBŽP gotovo identični rezultatima do kojih su u svojim istraživanjima došli **Serenius i Stalder (2004)**, **Heusing i sar. (2005)**, **Engblom i sar. (2009)** i **Sevon – Aimonen i Uimari (2013)**.

Povezanost na fenotipskom nivou između ovih osobina bila je u kategoriji potpune ($r_p = 0,96$), pozitivne i statistički visoko značajne ($P < 0,01$). Predstavljeni rezultat je po jačini i smeru korelacione veze blizak rezultatima **Serenius i Stalder (2004)**, **Heusing i sar. (2005)** i **Sevon – Aimonen i Uimari (2013)**, dok u veoma maloj meri odstupa od rezultata koje su predstavili **Engblom i sar. (2009)**, koji su utvrdili nešto slabiju povezanost ovih osobina, koja je bila u kategoriji vrlo jake povezanosti.

Genetska korelacija $r_g = 0,98$ između UBP i UBŽP bila je potpuna, pozitivna i statistički visoko značajna ($P < 0,01$), što je u potpunosti u skladu sa rezultatima koje su predstavili **Sevon – Aimonen i Uimari (2013)**.

Potpuna povezanost između UBP i UBŽP utvrđena je i na fenotipskom nivou ($r_p = 0,97$), a pozitivna vrednost korelacionog koeficijenta bila je statistički visoko značajna ($P < 0,01$), čineći ovaj rezultat potpuno saglasnim sa rezultatima koje su izložili **Sevon – Aimonen i Uimari (2013)**.

Na osnovu rezultata predstavljenih u ovom potpoglavlju koji interpretiraju genetsku i fenotipsku povezanost između ispitivanih osobina krmača kao opšti zaključak može se reći sledeće:

- Genetska i fenotipska povezanost ispitivanih osobina bila je različite jačine, smera i statističke značajnosti, na šta je najviše uticalo to da li su osobine iz iste ili različitih grupa osobina.
- Povezanost osobina iz iste grupe kako na genetskom, tako i na fenotipskom nivou bila je najčešće u kategoriji od jake do potpune povezanosti, ali postoji i manji broj izuzetaka.
- Povezanost između osobina porasta i osobina kvaliteta trupa nazimica bila je uglavnom jako slaba ili slaba, dok njihova povezanost sa BŽP i osobinama dugovečnosti krmača gotovo bez izuzetka bila je u kategoriji nepostojeće povezanosti ina fenotipskom i na genetskom nivou.
- Genetska povezanost BŽP i osobina dugovečnosti bila je u kategoriji pozitivne i vrlo jake do potpune, dok je na fenotipskom nivou između ove dve grupe osobina utvrđena takođe pozitivna, ali slaba povezanost.
- Vrednosti dobijenih korelacionih koeficijenata nalaze se uglavnom u okvirima vrednosti koje su prikazane u literaturi, mada postoji i određeni broj vrednosti koje u većoj meri odstupaju od vrednosti ili dela vrednosti prikazanih u dostupnim literaturnim referencama.

5. ZAKLJUČAK

Fenotipska i genetska varijabilnost osobina porasta (životni dnevni prirast – ŽDP, uzrast na kraju testa – UKT) i kvaliteta trupa (debljina slanine – DS, dubina MLD – a – DM, procenat mesa u trupu – PM) nazimica, osobina veličine legla (broj živorođene prasadi u leglu – BŽP) i osobina dugovečnosti krmača (dužina produktivnog života – DPŽ, ukupan broj prašenja – UBP, ukuban broj živorođene prasadi – UBŽP) bila je ispitivana na farmi svinja u Padinskoj Skeli kod Beograda, koja se nalazi u sastavu kompanije “IMES”. Istraživanjem je bilo ukupno obuhvaćeno 4768 krmača, od čega je 2876 grla pripadalo rasi švedski landras, a 1892 grla su bila krmače melezi F1 generacije i to kombinacije ukrštanja krmača rase švedski landrasi nerasta rase veliki jorkšir. Vremenski period koji je obuhvatilo ovo istraživanje bio je u trajanju od 17 godina. Postavljeni ciljevi istraživanja bili su sledeći:

1. Da se ispita uticaj i specifičnost delovanja fiksnih i regresijskih faktora na osobine porasta i kvaliteta trupa performans testiranih nazimica metodom najmanjih kvadrata.
2. Da se ispita uticaj i specifičnost delovanja fiksnih i regresijskih faktora na broj živorođene prasadi u leglu krmača metodom najmanjih kvadrata.
3. Da se ispita uticaj i specifičnost delovanja fiksnih i regresijskih faktora na osobine dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP) metodom najmanjih kvadrata.
4. Da se ispita uticaj i specifičnost delovanja fiksnih i regresijskih faktora na nivo rizika za isključenje iz priploda za osobine dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP) koristeći metod analize preživljavanja.
5. Da se ocene komponente varijanse REML metodom za sve ispitivane osobine (ŽDP, UKT, DS, DM, PM, BŽP, DPŽ, UBP, UBŽP) na osnovu modela sa jednom osobinom (*Single trait model*).
6. Da se ocene komponente varijanse za osobine dugovečnosti (DPŽ, UBP, UBŽP) metodologijom analize preživljavanja na osnovu modela sa jednom osobinom (*Single trait model*) i da se dobijene vrednosti uporede sa vrednostima komponenti varijanse utvrđenim REML metodom, takođe ocenjene na osnovu modela u kojima je svaka osobina analizirana pojedinačno.
7. Da se ocene komponente varijanse REML metodom za UKT i PM na osnovu modela sa dve osobine (*Multiple trait model*) i uporede sa vrednostima koje su ocenjene takođe REML metodom, ali na osnovu modela sa jednom osobinom (*Single trait model*).

8. Da se ocene komponente varijanse REML metodom za UKT, PM i BŽP na osnovu modela sa tri osobine (*Multiple trait model*) i uporede sa vrednostima koje su ocenjene takođe REML metodom, ali na osnovu modela sa jednom ili dve osobine.
9. Da se ocene komponente varijanse REML metodom za UKT, PM, BŽP i DPŽ na osnovu modela sa četiri osobine (*Multiple trait model*) i uporede sa vrednostima koje su ocenjene takođe REML metodom, ali na osnovu modela sa jednom ili više osobina.
10. Da se oceni povezanost na genetskom i fenotipskom nivou REML metodom između svih ispitivanih osobina (ŽDP, UKT, DS, DM, PM, BŽP, DPŽ, UBP, UBŽP) na osnovu modela koji je sadržao svih devet osobina.

Shodno postavljenim i prethodno navedenim ciljevima došlo se do sledećih zaključaka:

1. Analiza sistematskog dela modela za osobine porasta i kvaliteta trupa nazimica

- Prosečna ispoljenost osobina porasta i kvaliteta trupa nazimica (ŽDP, UKT, DS, DM, PM) redosledom kako su osobine navedene bila je sledeća: 525,51 g/dan; 189,53 dana; 14,5 mm; 47,43 mm; 56,44 %.
- Genotip nazimica je statistički značajno uticao na varijabilnost ŽDP, UKT, DS, i PM, ali nije ispoljio značajan uticaj na varijabilnost DM. Krmače čiste rase u odnosu na krmače F1 meleze imale su manje vrednosti ŽDP i DS, a veće vrednosti UKT i PM.
- Sezona kraja performans testa nazimica definisana interakcijom godine i meseca, ispoljila je statistički značajno delovanje na varijabilnost svih analiziranih osobina utvrđenih na kraju performans testa (ŽDP, UKT, DS, DM, PM)
- Linearni regresijski uticaj telesne mase na kraju performans testa je statistički značajno dovodio do variranja ŽDP, DS, DM i PM, tako što su se vrednosti ŽDP, DS i DM povećavale sa povećanjem telesne mase, a vrednost PM se smanjivala.

2. Analiza sistematskog dela modela za broj živorođene prasadi u leglu krmača

- Prosečan broj živorođena prasadi u leglu kod ispitivanih krmača iznosio je 10,31.
- Redni broj prašenja (treće i ostala prašenja objedinjena u jednu klasu) je statistički značajno uticao na varijabilnost BŽP kod ispitivanih krmača, tako što se vrednost ove osobine povećavala sa povećanjem redosleda prašenja.

- Varijabilnost BŽP bila je statistički značajno uslovljena i sezonom uspešnog pripusta definisanom kao interakcija godine i meseca pripusta.
- Genotip krmače je ispoljio statistički značajno delovanje na varijabilnost BŽP, pri čemu su krmače F1 melezi imale bolje rezultate plodnosti merene BŽP u odnosu na krmače čiste rase.
- Otac legla je statistički značajno uticao na veličinu legla iskazanu BŽP.
- I linearni i kvadratni član regresijskog uticaja starosti pri prašenju ugnježdene u okviru rednog broja prašenja, su statistički značajno uticali na varijabilnost BŽP.
- Klasa intervala zalučenje oplodnja ispoljila je statistički značajno delovanje na BŽP u narednom leglu krmača (osim prvopraskinja), gde su najviše živorođene prasadi u leglu imale plotkinje kod kojih je ovaj interval trajao 4 ili između 24 i 32 dana.
- Linearno regresijski uticaj trajanja prethodne laktacije bio je statistički značajan za variranje BŽP u narednom prašenju.

3. Analiza sistematskog dela modela za osobine dugovečnosti krmača (*Linearni metod*)

- Prosečne vrednosti osobina dugovečnosti kod ispitivanih krmača bile su: DPŽ – 739,92 dana, UBP – 5,14 legala i UBŽP – 52,85 živorođene prasadi.
- Genotip krmače je ispoljio statistički značajno delovanje na varijabilnost svih ispitivanih osobina dugovečnosti (DPŽ, UBP, UBŽP), pri čemu su krmače melezi bile dugovečnije u odnosu na krmače čiste rase, bez obzira na način na koji je dugovečnost bila definisana.
- Sezona prvog uspešnog pripusta definisana kao kombinacija godine i meseca bila je statistički značajan izvor varijabilnosti za sve tri osobine dugovečnosti (DPŽ, UBP, UBŽP).
- Broj živorođene prasadi u prvom leglu uticao je statistički značajno na ostvarenu dugovečnost (DPŽ, UBP, UBŽP) kod ispitivanih krmača. Krmače sa 14 živorođene prasadi u prvom leglu ostvarile su najbolje rezultate dugovečnosti prikazane kroz sve tri analizirane osobine, pri čemu je postojala tendencija povećanja dugovečnosti sa povećanjem BŽP u prvom leglu.
- Linearni regresijski uticaj uzrasta nazimica pri masi od 100 kg bio je statistički značajan za varijabilnost sve tri osobine dugovečnosti (DPŽ, UBP, UBŽP), ukazujući na tendenciju povećanja dugovečnosti krmača sa povećanjem uzrasta pri navedenoj telesnoj masi.

- Linearni regresijski uticaj prosečne debljine slanine pri masi od 100 kg bio je statistički značajan za varijabilnost sve tri osobine dugovečnosti (DPŽ, UBP, UBŽP), pri čemu utvrđeni predznaci regresionih koeficijenata ukazuju da su se kod nazimica sa povećanjem prosečne debljine slanine povećavale vrednosti DPŽ, UBP i UBŽP kada one završe svoj produktivni život.
- Starost pri prvom prašenju definisana kao linearna regresija uticala je statistički značajno na varijabilnost DPŽ, UBP i UBŽP, pri čemu je utvrđeno da su mlađe prvopraskinje bile dugovečnije u odnosu na one starije.

4. Analiza sistematskog dela modela za osobine dugovečnosti krmača (*Analiza preživljavanja*)

- Genotip krmača je statistički značajno uticao na rizik izlučenja za sve osobine dugovečnosti (DPŽ, UBP, UBŽP), tako što su krmače melezi imale manji rizik za sve tri analizirane osobine dugovečnosti.
- Sezona uspešnog pripusta uključena kao vremenski zavisani uticaj ispoljila je statistički značajno delovanje na rizik izlučenja za sve analizirane osobine dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP).
- Broj živorođene prasadi u leglu analiziranih krmača je takođe statistički značajno uticao na nivo rizika izlučenja kod DPŽ, UBP i UBŽP krmača, sa tendencijom njegovog smanjenja sa povećanjem broja živorođene prasadi u leglu.
- Klasa trajanja intervala zalučenje – oplodnja uticala je statistički značajno na rizik izlučenja za sve ispitivane osobine dugovečnosti, tako što je duže trajanje ovog intervala povećavalo rizik za isključenje krmača.
- Prosečna debljina slanine nazimica pri masi od 100 kg je takođe bila statistički značajan faktor rizika izlučenja za analizirane osobine dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP), pri čemu su krmače sa tanjom slaninom u proseku imale veći rizik isključenja u odnosu na krmače sa debljom slaninom.
- Uzrast nazimica korigovan na masu od 100 kg ispoljio je statistički značajan uticaj na rizik izlučenja za DPŽ, UBP i UBŽP, tako da se sa povećanjem uzrasta pri navedenoj masi smanjivao rizik za izlučenje kod sve tri navedene osobine dugovečnosti krmača.

- Starost pri prvom prašenju ispitivanih krmača je ispoljila statistički značajno delovanje na rizik izlučenja za DPŽ, UBP i UBŽP, tako što su starije prvopraskinje imale manji rizik za isključenje, odnosno veću dugovečnost izraženu kroz sve tri analizirane osobine.
- Trajanje laktacije nije značajno uticalo na rizik izlučenja za DPŽ, ali je značajan faktor rizika izlučenja bilo za UBP i UBŽP. Rizik za isključenje kod UBP krmača se povećavao sa produženjem trajanja laktacije, dok se rizik za UBŽP smanjvao kod dužih laktacija.
- Svi analizirani uticaji koji su bili uključeni u oba korišćena metodološka postupka (metod najmanjih kvadrata, analiza preživljavanja) analize osobina dugovečnosti, bilo da su uključeni kao vremenski zavisni ili nezavisni uticaji ispoljili su istu statističku zanačajnost i specifičnost delovanja.

5. Analiza slučajnog dela modela za osobine porasta i kvaliteta trupa, broja živorođene prasadi u leglu i osobine dugovečnosti krmača – modeli sa jednom osobinom (*Linearni metod analize - REML*)

Analizom slučajnog dela modela koji je sadržao samo po jednu osobinu (*Single trait*) REML metodom došlo se do sledećih ocena slučajnih efekata za svih devet analiziranih osobina (ŽDP, UKT, DS, DM, PM, BŽP, DPŽ, UBP, UBŽP):

- Direktnim aditivnim uticajem životinje objašnjeno je 6 % ukupne varijabilnosti ŽDP, dok je leglo u kome su nazimice rođene/gajene uticalo sa 45 % na ukupnu varijabilnost ove osobine.
- U ukupnoj fenotipskoj varijansi UKT direktni aditivni uticaj životinje učestvovao je sa 24 %, a leglo u kome su nazimice rođene/gajene sa 13 %.
- Varijabilnost DS bila je uslovljena sa 52 % direktnim aditivnim uticajem, dok je leglo rođenja/gajenja nazimica uslovljavalo 6 % ukupne varijabilnosti ove osobine.
- Nasledna komponenta varijanse (heritabilitet) i leglo u kome su nazimice rođene/gajene za DM učestvovali su sa po 6 % u ukupnoj varijansi ove osobine.
- Direktnim aditivnim uticajem objašnjeno je 51 %, a leglom u kome su nazimice rođene/gajene, 7 % ukupne varijanse PM.
- Varijabilnost BŽP bila je uslovljena 7 % sa direktnim aditivnim uticajem, sa 3 % leglom u kome su krmače rođene/gajene i sa 7 % permanentnim uticajem krmače.
- U varijabilnosti dugovečnosti krmača iskazane kao DPŽ nasledni faktor (direktni aditivni uticaj) učestvovao je sa 10 %, a leglo u kome su krmače rođene/gajene, sa 1 %.

- U ukupnoj varijansi UBP krmača direktni aditivni uticaj je uzrokovao 10 %, a leglo u kome su krmače rođene/gajene 1 % ukupne varijabilnosti ove osobine.
- Varijabilnost UBŽP bila je uslovljena sa 11 % direktnim aditivnim uticajem, a sa 2 %, leglom u kome su krmače rođene gajene.

6. Analiza slučajnog dela modela za osobine dugovečnosti krmača – modeli sa jednom osobinom (*Analiza preživljavanja*)

- Koristeći metodologiju analize preživljavanja utvrđeni heritabilitet za DPŽ iznosio je 8 % , što je nešto niža vrednost u odnosu na vrednost koja je ocenjena REML metodom.
- Heritabilitet za UBP iznosio je 7 %, što je takođe nešto niža vrednost heritabiliteta u odnosu na vrednost koja je za ovu osobinu ocenjena REML metodom.
- Nasledni faktor u ispoljavanju UBŽP učestvovao je sa 15 %, ocenjeno je analizom preživljavanja, što je za oko 4 % veća vrednost u odnosu na vrednost ocenjenu REML metodologijom.
- Upoređujući vrednosti heritabiliteta za analizirane osobine dugovečnosti krmača ocenjene analizom preživljavanja i REML metodom, može se reći da razlike postoje, ali se ne mogu u potpunosti potvrditi svi navodi o prednosti analize preživljavanja u odnosu na linearne metode u oceni genetskih parametara osobina dugovečnosti, jer ocenjene vrednosti heritabilitet DPŽ, UBP i UBŽP REML metodom bile su gotovo identične, što je za očekivati ako se uzme u obzir potpuna genetska povezanost između ovih osobina. Sa druge strane, značajna razlika ocenjenih vrednosti heritabiliteta (7 – 15 %) između osobina dugovečnosti upotrebom metodologije analize preživljavanja navodi na zaključak da je upotreba linearnih metoda sasvim opravdana i zadovoljavajuće precizna u oceni naslednosti osobina iz ove grupe.

7. Analiza slučajnog dela modela za uzrast na kraju testa i procenat mesa u trupu nazimica – model sa dve osobine (*Linearni metod analize - REML*)

- Na osnovu modela sa dve osobine utvrđeno je da je direktni aditivni efekat učestvovao sa 25 %, a leglo u kome su nazimice rođene/gajene sa 13 % u ukupnoj varijabilnosti UKT.

- Varijabilnost PM kod performans testiranih nazimica bila je uslovljena 51 % sa direktnim aditivnim uticajem, a 7 % sa leglom u kome su nazimice rođene/gajene.
- Ocenjene vrednosti komponenti varijanse za UKT i PM u modelu sa dve osobine bile su gotovo identične kao i vrednosti koje su ocenjene na osnovu modela koji su sadržali samo po jednu osobinu, što je jedan od pokazatelja dobrog odabira (kombinacije) osobina na osnovu kojih bi se vršila potencijalna selekcija nazimica.

8. Analiza slučajnog dela modela za uzrast na kraju testa i procenat mesa u trupu nazimica i broj živorođene prasadi u leglu krmača – model sa tri osobine (Linearni metod analize - REML)

- Na osnovu analize slučajnog dela modela koji je sadržao tri osobine (UKT, PM, BŽP), utvrđeno je da je ukupna varijabilnost UKT kod nazimica uslovljena sa 25 % direktnim aditivnim uticajem, a sa 13 % leglom u kome su nazimice rođene/gajene.
- Direktnim aditivnim uticajem u modelu sa tri osobine objašnjen je 51 %, a leglom rođenja/gajenja nazimica, 7 % ukupne varijabilnosti PM.
- Na varijabilnost BŽP sa 7 % uticala je nasledna osnova krmače, sa 2 % leglo u kome je krmača rođena gajena i sa 7% permanentni uticaj krmače.
- Sve ocenjene komponente varijanse za UKT, PM i BŽP u modelu sa tri osobine bile su ili identične ili vrlo bliske vrednostima dobijenim na osnovu modela sa jednom ili dve osobine. Takođe, konstantnost ocena komponenti varijanse ovih osobina (UKT, PM, BŽP) dobijenih na osnovu modela koji sadrže različit broj osobina, ukazuju na dobru stabilnost samih modela i dobar odabir (kombinaciju) osobina na osnovu kojih bi se sprovodila potencijalna selekcija.

9. Analiza slučajnog dela modela za uzrast na kraju testa i procenat mesa u trupu nazimica, broj živorođene prasadi u leglu i dužinu produktivnog života krmača – model sa četiri osobine (Linearni metod analize - REML)

- U modelu u koji su bile uključene četiri osobine (UKT, PM, BŽP, DPŽ) ocenjeno je da je genetska komponenta varijanse u ukupnoj varijansi UKT učestvovala sa 25 %, a leglo u kome su nazimice rođene/gajene sa 13 %.

- Direktnim aditivnim uticajem ocenjeno je 51 %, a leglom rođenja/gajenja 7 % ukupne fenotipske varijabilnosti PM performans testiranih nazimica.
- Naslednost BŽP uticala je sa 13 %, leglo rođenja – gajenja sa 4 % i permanentni uticaj krmače sa 3 % na varijabilnost ove osobine.
- U ukupnoj varijabilnosti DPŽ direktnim aditivnim uticajem objašnjeno je 25 %, a leglom rođenja – gajenja nazimica 8 % ukupne fenotipske varijanse ove osobine.
- Ocenjene komponente varijanse za UKT i PM su iste ili vrlo bliske vrednostima koje su ocenjene na osnovu modela sa jednom, dve ili tri osobine, dok se ocenjene komponente varijanse za BŽP i DPŽ bitno razlikuju u odnosu na komponente varijanse ocenjene na osnovu modela koji su sadržali jednu, odnosno tri osobine. Vrednosti heritabiliteta za BŽP i DPŽ bile su dvostruko i više veće, kada su ocenjene na osnovu modela koji je sadržao obe navedene osobine. Vrlo jaka genetska povezanost koja je utvrđena između ovih osobina narušavala je stabilnost samog modela, što je rezultiralo ovako visokim ocenama heritabiliteta i sve je to navelo na zaključak da treba odabrati samo jednu od ove dve osobine na osnovu koje bi se vršila potencijalna selekcija krmača.

10. Genetska i fenotipska povezanost osobina porasta i kvaliteta trupa, broja živorođene prasadi u leglu i osobina dugovečnosti krmača (*Linearni metod analize - REML*)

- Genetska povezanost između osobina iz iste grupe kretala se u intervalu od srednje ($r_g = -0,40$) između DS i DM do potpune pozitivne ($r_g = 1,00$) između DPŽ i UBP, odnosno potpune negativne ($r_g = -1,00$) između ŽDP i UKT, DS i PM.
- Fenotipska povezanost između osobina iz iste grupe kretala se u intervalu od jako slabe negativne ($r_p = -0,15$) između DS i DM, do potpune negativne ($r_p = -0,99$) između ŽDP i UKT i potpune pozitivne ($r_p = 0,99$) između DPŽ i UBP.
- Povezanost između osobina porasta (ŽDP, UKT) i osobina kvaliteta trupa (DS, DM, PM) na genetskom nivou bila je u kategoriji jako slabe sa koeficijentima korelacije od $r_g = -0,11$ (ŽDP i PM, UKT i DS) do $r_g = 0,18$ (UKT i DM).
- Fenotipska povezanost između osobina porasta (ŽDP, UKT) i osobina kvaliteta trupa (DS, DM, PM) bila je u kategoriji nepostojeće sa koeficijentima korelacije od $r_p = -0,02$ (ŽDP i DM) do $r_p = 0,07$ (UKT i DS)

- Genetska povezanost između osobina porasta i kvaliteta trupa i BŽP nije postojala na šta ukazuju korelacioni koeficijenti koji su se nalazili u intervalu od $r_g = -0,03$ (UKT i BŽP) do $r_g = 0,05$ (DS i BŽP).
- Takođe ni na fenotipskom nivou nije postojala povezanost između osobina porasta i kvaliteta trupa i BŽP, gde su se koeficijenti korelacije nalazili u intervalu od $r_p = -0,01$ do $r_p = 0,01$.
- Povezanost između osobina porasta i kvaliteta trupa nazimica i osobina dugovečnosti krmača na genetskom nivou nije postojala, što pokazuju korelacioni koeficijenti čije su vrednosti bile od $r_g = -0,06$ između PM i DPŽ do $r_g = 0,06$ između DS i DPŽ.
- Fenotipska povezanost između osobina porasta i kvaliteta trupa nazimica i osobina dugovečnosti krmača bila je u kategoriji nepostojeće sa koeficijentima korelacije od od $r_p = -0,02$ između PM i DPŽ do $r_p = 0,03$ između DM i UBP.
- Između BŽP i osobina dugovečnosti utvrđena je pozitivna vrlo jaka, odnosno potpuna povezanost, sa koeficijentima korelacije od $r_g = 0,87$ između BŽP i UBP, do $r_g = 0,95$ između BŽP i UBŽP.
- Povezanost između BŽP i osobina dugovečnosti krmača na fenotipskom nivou bila je slabije jačine u odnosu na genetsku, u kategoriji slabe, ali i dalje pozitivne, gde su se vrednosti korelacionih koeficijenata nalazile u intervalu od $r_p = 0,28$ između BŽP i UBP, do $r_p = 0,38$ između BŽP i UBŽP.

Na osnovu svega iznetog može se reći u formi preporuke za dalji selekcijski rad u populacijama svinja u Srbiji, koje su po svojim proizvodnim uslovima i genetskim odlikama slične ispitivanoj populaciji krmača koju je obuhvatilo ovo istraživanje, da najveću pažnju treba posvetiti osobinama plodnosti krmača, čije vrednosti znatno zaostaju za vrednostima ovih osobina koje ostvaruju krmače u zemljama sa razvijenim svinjarstvom. Takođe, visoka i poželjna genetska povezanost ovih i osobina dugovečnosti uticaće indirektno na željeni genetski progres i kod osobina dugovečnosti. Kod osobina porasta i kvaliteta trupa treba nastaviti i dalje sa njihovim unapređenjem, iako je kod njih ostvaren značajan genetski progres. Takođe treba stvoriti uslove za primenu savremenih metodoloških postupaka za procenu priplodne vrednosti životinja kao što je BLUP – AM metod, na kojima se bazira procena priplodne vrednosti domaćih životinja u zemljama sa razvijenim stočarstvom, bilo da se radi o starijim konvencionalnim metodima ili o genomskoj selekciji koja je sve više prisutna u procesu selekcije domaćih životinja.

6. LITERATURA

1. **Allison P.D. (1995):** Survival analysis using the SAS system: A practical guide. Cary, NC: SAS Institute Inc., 1-292 pp.
2. **Apostolov A., Szostak B., Palova N., Dimitrov I. (2013):** Length of productive life and lifetime reproduction efficiency in sows with different origin. *Bulgarian Journal of Agricultural Science*, 19, (5), 1120-1125.
3. **Arango J., Misztal I., Tsuruta S., Culbertson M., Herring W. (2005):** Estimation of variance components including competitive effects of Large White growing gilts. *Journal of Animal Science*, 83, (6), 1241-1246.
4. **Beličovski S., Vuković V., Andonov S. (1997):** Influence of genotype, parity and year of farrowing on some reproductive performance of sows. *Bulgarian Journal of Agricultural Science*, 3, (1), 75-81.
5. **Belestra B., Flowers W., Rozeboom K., See M. (2001):** Factors contributing to variation of duration of estrus and time of ovulation in commercial sow herd. Annual Swine report. Available from:
https://www.ncsu.edu/project/swine_extension/swinereports/2001/01physbrad.htm
6. **Bizelis J., Kominakis A., Rogdakis E., Georgadopoulou F. (2000):** Genetic parameters of production and reproductive traits in on a farm tested Danish Large White and Landrace swine in Greece. *Archiv Tierzucht*, 43, (3), 287-297.
7. **Brkić N. (1998):** Ocena priplodne vrednosti performans testiranih nazimica primenom selekcijskih indeksa. Magistarska teza. Univerzitet u Beogradu, Poljoprivredni fakultet Beograd, 1-121 str.
8. **Brkić N. (2002):** Ocena odgajivačke vrednosti priplodnih grla svinja primenom integrisanog selekcijskog indeksa. Doktorska disertacija. Univerzitet u Beogradu, Poljoprivredni fakultet Beograd, 1-165 str.
9. **Cai W., Casey D., Dekkers J. (2008):** Selection response and genetic parameters for residual feed intake in Yorkshire swine. *Journal of Animal Science*, 86, (2), 287-298.
10. **Chen P., Bass T., Mabry J., Koehler J., Dekkers C. (2003):** Genetic parameters and trends for litter traits in U.S. Yorkshire, Duroc, Hampshire and Landrace pigs. *Journal of Animal Science*, 81, (1), 46-53.

-
11. **Crump E. (2001):** A genetic analysis of sow longevity. In: Proceedings of the 14th Conference of the Association for the Advancement of Animal Breeding and Genetics, New Zealand, Queenstown, September 2001., vol. 14, 223–226 pp.
 12. **Cutshaw R., Schinckel A., Schultz M., Fix J., Brubaker M., Einstein M. (2014):** Sources of variation in purebred pig growth, live ultrasound backfat, and loin muscle area. *The Professional Animal Scientist*, 30, (5), 534–542.
 13. **Čechová M., Tvrdoň Z. (2006):** Relationships between backfat thickness and parameters of reproduction in the Czech Large White sows. *Archiv Tierzucht*, 49, (4), 363-369.
 14. **Dube B., Mulugeta S., 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.
 15. **Ducrocq V., Sölkner J. (1994):** „The Survival Kit“, a FORTRAN package for the analysis of survival data. In: 5th World Congress Genetics Applied to Livestock Production, Canada, Ontario, August 1994., vol. 22, 51 – 52 pp.
 16. **Ducrocq V., Sölkner J., Mészáros G. (2010):** Survival Kit v6 - A software package for survival analysis. In 9th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, Germany, Leipzig, August 2010.
 17. **Đedović R. (2015):** *Populaciona Genetika i oplemenjivanje (Knjiga)*. Univerzitet u Beogradu, Poljoprivredni fakultet Beograd, 1-393.
 18. **Ehlers M., Mabry J., Bertrand J., Stalder K. (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.
 19. **Engblom L., Lundeheim N., Strandberg E., Schneider M., Dalin A.-M., Andersson K. (2008):** Factors affecting length of productive life in Swedish commercial sows. *Journal of Animal Science*, 86, (2), 432-441.
 20. **Engblom L., Lundeheim N., Schneider M., Dalin A.-M., Andersson K. (2009):** Genetics of crossbred sow longevity. *Animal*, 3, (6), 783–790.
 21. **Engblom L., Calderon Diaz J., Nikkilä M., Gray K., Harms P., Fix J., Tsuruta S., Mabry J., Stalder K. (2016):** Genetic analysis of sow longevity and sow lifetime reproductive traits using censored data. *Journal of Animal Breeding and Genetics*, 133, (2), 138-144.
-

-
22. **Filho R., Torres R., Lopes P., Pereira C., Euclides R., de Araújo C., Silva M. (2005):** Genetic trends in the performance and reproductive traits of pigs. *Genetics and Molecular Biology*, 28, (1), 97-102.
 23. **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., vol. 13, 488-491 pp.
 24. **Groeneveld E., Kovac M., Mielenz N. (2010):** VCE6 User's Guide and Reference Manual. Mariensee, Institute of Farm Animal Genetics, FLI: 125 pp.
 25. **Gogić M., Petrović M., Živković B., Radović Č., Radojković D., Parunović N., Marinkov G. (2012):** The effect of various factors on traits of performance tested gilts. *Biotechnology in Animal Husbandry*, 28, (2), 313-322.
 26. **González J., Lozano M., Gamba R. (2011):** Effect of sow's parity number, farrowing room, litter size and individual birth weight on the main causes of piglet mortality. *Rev. Mex. Cienc. Pecu*, 2, (4), 403-414.
 27. **Guo S.-F., Gianola D., Rekaya R., Short T. (2001):** Bayesian analysis of lifetime performance and prolificacy in Landrace sows using a linear mixed model with censoring. *Livestock Production Science*, 72, (3), 243–252.
 28. **Hall D., Lo S., Rance A. (2002):** Comparative study of the lifetime productivity and performance characteristics of Meishan and Duroc cross-bred pigs. *Acta Agriculturae Scandinavica, Section A*, 52, 183–188.
 29. **Heusing M., Hamann H., Distl O. (2005):** Genetische analyse von Lebensleistungs – und Fruchtbarkeitsmerkmalen bei Sauen der Rassen Deutsches Edelschwein, Deutsche Landrasse und Pietrain. *Zuchtungskunde*, 77, (1), 15 – 34.
 30. **Hoge M., Bates R. (2011):** Developmental factors that influence sow longevity. *Journal of Animal Science*, 89, (4), 1238–1245.
 31. **Holm B., Bakken M., Vangen O., Rekeyasa R. (2004):** Genetic analysis of litter size, parturition length, and birth assistance requirements in primiparous sows using a joint linear-threshold animal model. *Journal of Animal Science*, 82, (9), 2528–2533.
 32. **Humpolíček P., Tvrdoň Z., Urban T. (2013):** Breeding for reproduction traits in context of multiplication herds efficiency in swine. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 71, (3), 647-650.
 33. **Imboonta N., Rydhmer L., Tumwasorn S., (2007a):** Genetic parameters for reproduction and production traits of Landrace sows in Thailand. *Journal of Animal Science*, 85, (1), 53-59.
-

-
34. **Imboonta N., Rydhmer L., Tumwasorn S. (2007b):** Genetic parameters and trends for production and reproduction traits in Thai Landrace sows. *Livestock Science*, 111, (1), 70–79.
 35. **Jones R., Hermes S., Crump R. (2009):** Evaluation of pig flight time, average daily gain and backfat using random effect models including grower group. In: *Proceedings of the 18th Conference of the Association for the Advancement of Animal Breeding and Genetics*, September 2009., vol. 18, 199-202 pp.
 36. **Jorgensen B. (2000):** Longevity of breeding sows in relation to leg weakness symptoms at six months of age. *Acta Veterinaria Scandinavica*, 41, (2), 105–121.
 37. **Jovanovac S., Raguž N., Sölkner J., Mészáros G. (2013):** Genetic evaluation for longevity of Croatian Simmental bulls using a piecewise Weibull model. *Archiv Tierzucht*, 56, (9), 89-101.
 38. **Kamp B., Soede M. (1996):** Relationship of weaning-to-estrus interval to timing of ovulation and fertilization in sows. *Journal of Animal Science*, 74, (5), 944-949.
 39. **Kasprzyk A. (2007):** Characteristics of genetic parameters and genetic gain in breeding herd of PL pigs over 25- year breeding work period. *Archiv Tierzucht*, 50, (Special Issue), 107-115.
 40. **Kernerová N., Václavovský J., Matoušek V., Hanyková Z. (2006):** The use of performance test parameters for selection of gilts before their placement into breeding. *Czech Journal of Animal Science*, 51, (6), 253–261.
 41. **Kinghorn, B.P. (1994):** Pedigree Viewer - a graphical utility for browsing pedigreed data sets. *5th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production*. Guelph, 7 - 12 August 1994. 22: 85-86.
 42. **Knauer M., Stalder K., Serenius T., Bass T., Berger P., Karriker L., Goodwin R., Johnson R., Mabry J., Miller R., Robison O., Tokach M. (2010):** Factors associated with sow stayability in 6 genotypes. *Journal of Animal Science*, 88, (11), 3486–3492.
 43. **Knecht D., Srodon S., Duzinski K. (2015):** The impact of season, parity and breed on selected reproductive performance parameters of sows. *Archives Animal Breeding*, 58, (1), 49–56.
 44. **Kralik G., Kušec G., Kralik D., Margeta V. (2007):** *Svinjogojstvo*, (Knjiga). Sveučilište Josipa Juraja Štrosmajera u Osijeku, Poljoprivredni fakultet Osijek; Sveučilište u Mostaru, Agronomski fakultet Mostar, 1-506.
 45. **Latinović D. (1996):** *Populaciona genetika i oplemenjivanje domaćih životinja (Praktikum)*. Univerzitet u Beogradu, Poljoprivredni fakultet Beograd, 1-173.
-

-
46. **Lepron E., Bergeron R., Robert S., Faucitano L., Bernier J., Pomar C. (2007):** Relationship between residual energy intake and the behaviour of growing pigs from three genetic lines. *Livestock Science*, 111, (1), 104–113.
 47. **Logar B. (2000):** Breeding value for litter size in pigs in population with different genetic groups. Masters thesis. University of Ljubljana, Biotechnical Faculty Ljubljana, Zootechnical Department, 1–96 pp.
 48. **Lukač D. (2013):** Reproductive traits in relation to crossbreeding in pigs. *African Journal of Agricultural Research*, 8, (19), 2166-2171.
 49. **Lukač D., Vidović V., Višnjic 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.
 50. **Luković Z., Gorjanc G., Malovrh Š., Kovač M. (2003):** Estimation of genetic parameters for number of piglets born alive using random regression model. In: *Proceedings of Genetica 2003, Slovenia, Ljubljana, May 2003.*, 243-245 pp.
 51. **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 pp.
 52. **Luković Z., Uremović M., Uremović Z., Konjačić M., Klišanić V. (2006):** Duljina laktacije i veličina legla u svinja. *Stočarstvo* 60, (2), 115-119.
 53. **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.
 54. **Malovrh Š., Jasenšek S., Kovač M., Štuhec I. (1998):** Influence of season on sow efficiency. In: *Proceedings of the 14th International Congress of Biometeorology, Slovenia, Ljubljana, September 1998.*, 1-136 pp.
 55. **Malovrh Š., Kovač M. (1999):** Genetic correlations between test station and on-farm performance for backfat thickness and daily gain. *Acta Agraria Kaposváriensis*, 3, (2), 145-154.
 56. **Meszaros G., Pálos J., Ducrocq V., Sölkner J. (2010):** Heritability of longevity in Large White and Landrace sows using continuous time and grouped data models. *Genetics Selection Evolution*, 42, (1), 1-13.
 57. **Mijatović M., Petrović M., Radojković D., Pušić M., Radović Č. (2009):** Influence of performance test traits of gilts on variability of their reproductive performance as primiparous sows. *Biotechnology in Animal Husbandry*, 25, (5-6), 825-831.
-

-
58. **Nagy I., Csató I., Farkas J., Gyovai P., Radnóczy L., Komlósi I. (2008):** Genetic parameters of direct and ratio traits from field and station tests of pigs. *Archiv Tierzucht*, 51, (2), 172-178.
 59. **Nagyné-Kiszlinger H., Farkas J., Kövér G., Nagy I. (2013):** Selection for reproduction traits in Hungarian pig breeding in a two-way cross. *Animal Science Papers and Reports*, 31, (4), 315-322.
 60. **Nguyen N., McPhee C. (2005):** Genetic parameters and responses of performance and body composition traits in pigs selected for high and low growth rate on a fixed ration over a set time. *Genetics Selection Evolution*, 37, (2), 199–213.
 61. **Nikkilä M., Stalder K., Mote B., Rothschild M., Gunsett F., Johnson A., Karriker L., Boggess M., Serenius T. (2013):** Genetic associations for gilt growth, compositional, and structural soundness traits with sow longevity and lifetime reproductive performance. *Journal of Animal Science*, 91, (4), 1570-1579.
 62. **Petrović M., Jokić Ž., Vukelić G. (2001):** Variability of the reproduction cycle duration and its' influence on annual productivity of sows. *Biotechnology in Animal Husbandry*, 17, (5-6), 147-151.
 63. **Petrović M., Radojković D., Romić D., Pušić M., Mijatović M., Brkić N. (2002):** Genetska i fenotipska varijabilnost osobina performans testiranih nerastova i nazimica. *Biotehnologija u stočarstvu*, 18, (5-6), 67-72.
 64. **Pham T., Hoang N., Le Duc N., Hendriks W., van der Peet-Schwering C., Verstegen M. (2010):** Effect of genotype and dietary protein level on growth performance and carcass characteristics of fattening pigs in Central Vietnam. *Asian-Australian Journal of Animal Science*, 23, (8), 1034-1042.
 65. **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), 469-476.
 66. **Popovac M., Petrović M., Radojković D., Stanojević D., Miletić A., Perišić P. (2014a):** The assessment of genetic potential in performance tested gilts by means of selection indexes method. *Genetika*, 46, (1), 95-104.
 67. **Popovac M., Radojković D., Petrović M., Gogić M., Savić R., Stanojević D., Miletić A., (2014b):** The assessment of breeding value of first farrowed sows by the method selection indices. In: *Proceedings of the international symposium on animal science 2014, Serbia, Belgrade, September 2014*, 135-146 pp.
-

68. **Radivojević R. (1992):** Povezanost direktnog testa sa proizvodnim osobinama plotkinja svinja rase švedski landras. Doktorska disertacija. Univerzitet u Novom Sadu, Poljoprivredni fakultet Novi Sad, 1–108 str.
69. **Radojković D. (2007):** Varijabilnost osobina plodnosti i procena priplodne vrednosti svinja. Doktorska disertacija. Univerzitet u Beogradu, Poljoprivredni fakultet Beograd, 1-208 str.
70. **Radojković D., Petrović M., Mijatović M. (2005):** Estimation of genetic variability of fertility traits of pigs. *Biotechnology in Animal Husbandry*, 21, (3-4), 93-97.
71. **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 pp.
72. **Radović Č., Petrović M., Parunović N., Brkić N., Živković B., Gogić M., Stanišić N. (2012):** The effect of genotype and year on traits of performance tested gilts. *Biotechnology in Animal Husbandry*, 28, (3), 463-468.
73. **Raguž N. (2012):** Genetsko vrednovanje dugovječnosti u populaciji simentalске i holstein pasmine goveda u Hrvatskoj. Doktorski rad. Sveučilište Josipa Jurja Strossmayera u Osijeku, Poljoprivredni fakultet u Osijeku, 1-159 str.
74. **Raguž N., Jovanovac S., Mészáros G., Sölkner J. (2014):** Linear vs. piecewise Weibull model for genetic evaluation of sires for longevity in Simmental cattle. *Mljekarstvo*, 64, (3), 141-149.
75. **Rodriguez-Zas L., Southey R., Knox V., Connor F., Lower F., Roskamp J. (2003):** Bioeconomic evaluation of sow longevity and profitability. *Journal of Animal Science*, 81, (12), 2915–2922.
76. **Sasaki Y., Tokunaga T., Uemura R., Sueyoshi M. (2014):** An assessment of reproductive and lifetime performances of Kagoshima Berkshire gilts and sows. *Animal Science Journal*, 85, (3), 213–218.
77. **SAS Inst. Inc. (2010):** SAS/STAT® 9.3_M1 User’s Guide. Cary, NC
78. **Savić R. (2015):** Fenotipska i genetska varijabilnost plodnosti nerasta. Doktorska disertacija. Univerzitet u Beogradu, Poljoprivredni fakultet Beograd, 1–194 str.
79. **Sehested E., Schjerve A. (1996):** Aspects of sow longevity based on analyses of Norwegian sow recording data. In: *Proceedings of the Nordiska Jordbruk forskares Forening Seminar 265-Longevity of Sows, Denmark, Foulum, May 1996*, 8–16 pp.

80. **Serenius T., Stalder K. (2004):** Genetics of length of productive life and lifetime prolificacy in the Finnish Landrace and Large White pig populations. *Journal of Animal Science*, 82, (13), 3111–3117.
81. **Serenius T., Stalder K. (2006):** Selection for sow longevity. *Journal of Animal Science*, 84, (E. Suppl.), E166–E171.
82. **Serenius T., Stalder K., Puonti M. (2006):** Impact of dominance effects on sow longevity. *Journal of Animal Breeding and Genetics*, 133, (6), 355–361.
83. **Serenius T., Stalder K. (2007):** Length of productive life of crossbred sows is affected by farm management, leg conformation, sow's own prolificacy, sow's origin parity and genetics. *Animal*, 1, (5), 745–750.
84. **Sevón-Aimonen M.-L., Uimari P. (2013):** Heritability of sow longevity and lifetime prolificacy in Finnish Yorkshire and Landrace pigs. *Agricultural and Food Science*, 22, (3), 325–330.
85. **Smith A., Stalder K., Serenius T., Baas T., Mabry J. (2008):** Effect of weaning age on nursery pig and sow reproductive performance. *Journal of Swine Health and Production*, 16, (3), 131-137.
86. **Sobczynska M., Blicharski T., Tyra M. (2013):** Relationships between longevity, lifetime productivity, carcass traits and conformation in Polish maternal pig breeds. *Journal of Animal Breeding and Genetics*, 130, (5), 361–371.
87. **Sobczynska M., Blicharski T., Tyra M. (2014):** A canonical correlation analysis of relationships between growth, compositional traits and longevity, lifetime productivity and efficiency in Polish Landrace sows. *Ann. Animal Science*, 14, (2), 257–270.
88. **Solanes F., Grandinson K., Rydhmer L., Stern S., Andersson K., Lundeheim N. (2004):** Direct and maternal influences on the early growth, fattening performance, and carcass traits of pigs. *Livestock Production Science*, 88, (3), 199–212.
89. **Stalder K., Knauer M., Baas T., Rothschild M., Mabry J. (2004):** Sow longevity. *Pig News and Information*, 25, (2), 53–74.
90. **Stalder K., Saxton A., Conatser G., Serenius T. (2005):** Effect of growth and compositional traits on first parity and lifetime reproductive performance in U.S. Landrace sows. *Livestock Production Science*, 97, (2-3), 151–159.
91. **Stevernik D., Soede N., Groenland G., Schie F., Noordhuizen J., Kemp B. (1999):** Duration of estrus in relation to reproduction results in pigs on commercial farms. *Journal of Animal Science*, 77, (4), 801-809.

-
92. **Suzuki K., Kadowaki H., Shibata T., Uchida H., Nishida A. (2005):** Selection for daily gain, loin-eye area, backfat thickness and intramuscular fat based on desired gains over seven generations of Duroc pigs. *Livestock Production Science*, 97, (2-3), 193–202.
 93. **Szulc K., Szyndler-Nędza M., Luciński P., Skrzypczak E., Buczyński J. (2011):** The effect of sex, slaughter weight and weight gains in PEN-AR-LAN fatteners on their slaughter value. *African Journal of Biotechnology*, 10, (71), 16107-16112.
 94. **Szyndler-Nędza M., Tyra M., Różycki M. (2010):** Coefficients of heritability for fattening and slaughter traits included in a modified performance testing method. *Ann. Anim. Sci.*, 10, (2), 117–125.
 95. **Škorput D., Vincek D., Luković Z. (2009):** Fixed effects in models for the genetic evaluation of backfat thickness and time on test in gilts. *Italian Journal of Animal Science*, 8, (3), 119-121.
 96. **Tantasuparuk W., Lundeheim N., Dahn A.-M., Kunavongkrit A., Einarsson S. (2000):** Reproductive performance of purebred Landrace and Yorkshire sows in Thailand with special reference to seasonal influence and parity number. *Theriogenology*, 54, (3), 481-490.
 97. **Tretinjak M., Škorput D., Đikić M., Luković Z. (2009):** Veličina legla u krmača na obiteljskim gospodarstvima u Republici Hrvatskoj. *Stočarstvo*, 63, (3), 175-185.
 98. **Tummaruk P., Lundeheim N., Einarsson S., Dalin A.-M. (2000):** Factors influencing age at first mating in purebred Swedish Landrace and Swedish Yorkshire gilts. *Animal Reproduction Science*, 63, (3-4), 241–253.
 99. **Tvrdon Z., Humpolicek P. (2010):** Impact of hyper-prolific population generation on the reproduction of sows in multiplication herds. *Archiv Tierzucht*, 53, (2), 176-183.
 100. **Urankar J., Malovrh Š., Ule I., Kovač M. (2004):** Proučitev komponent variance za velikost gnezda pri prašičih. Spremljanje proizvodnosti prašičev, II del. Univerza v Ljubljani, Biotehniška fakulteta Ljubljana, Katedra za etologijo, biometrijo in selekcije ter prašičerejo, Domžale, 71-78 str.
 101. **Urankar J., Malovrh Š., Kovač M. (2013):** Dispersion parameters for litter size and teat number in Krškopolje pig. In: 8th International Symposium on the Mediterranean Pig, Slovenia, Ljubljana, October 2013., 57-60 pp.
 102. **Vidović V., Krnjaić J., Lukač D., Višnjić V., Stupar M. (2012a):** Growth intensity of the fertile breed gilts in the nucleus pig farm. *Biotechnology in Animal Husbandry*, 28, (4), 87-96.
-

-
103. **Vidović V., Višnjic V., Lukač D., Štrbac Lj., Krnjaić J., Ivanović M., Stupar M., Novković R. (2012b):** Piglets weight at birth versus growth intensity of the pure breed and hybrid gilts. *Stočarstvo*, 66, (2), 83-93.
104. **Vidovic V., Lukac D., Stupar M., Višnjic V., Krnjaic J. (2012c):** Heritability and repeatability estimates of reproduction traits in purebred pigs. *Biotechnology in Animal Husbandry*, 28, (3), 455-462.
105. **Vincek D., Gorjanc G., Luković Z., Malovrh Š., Poljak F., Kovač M. (2003):** Estimated of genetic parameters for time on test and backfat thickness for gilts from field test. *Agriculturae Conspectus Scientificus*, 68, (2), 109-113.
106. **Vukasinovic N., Moll J., Künzi N. (1997):** Analysis of productive life in Swiss Brown cattle. *Journal of Dairy Science*, 80, (10), 2572 - 2579.
107. **Vukasinovic, N., Moll, J., Künzi, N. (1999):** Genetic evaluation for length of productive life with censored records. *Journal of Dairy Science*, 82, (10), 2178-2185.
108. **Vukasinovic N., Moll J., Casanova L. (2001):** Implementation of a routine genetic evaluation for longevity based on survival analysis techniques in dairy cattle populations in Switzerland. *Journal of Dairy Science*, 84, (9), 2073 - 2080.
109. **Vuković V. (1998):** Varijabilnost i povezanost proizvodnih i reproduktivnih osobina svinja različitih genotipova. Magistarska teza. Univerzitet u Beogradu, Poljoprivredni fakultet Beograd, 1-127 str.
110. **Vuković V. (2003):** Estimation of genetic parameters for most important reproductive and productive traits of pigs. Doctoral Dissertation. University "St. Cyril and Methodius", Faculty of Agriculture Skopje, 1-115 pp.
111. **Vukovic V., Andonov S., Kovac M., Kocevski D., Malovrh S. (2007):** Estimation of genetic parameters for number of teats and traits from performance test of gilts. In: 3rd Joint Meeting of the Network of Universities and Research Institutions of Animal Science of the South Eastern European Countries, Greece, Thessaloniki, February 2007.
112. **Weibull W. (1951):** A statistical distribution function of wide applicability. *ASME Journal of Applied Mechanics*, 56, 293 - 297.
113. **Wolf J., Wolfová M. (2012):** Impact of genetic groups and herd-year-season fixed/random on genetic parameter estimates from large data sets in pigs. *Research in pig breeding*, 6, (2), 88-96.
114. **Wongsakajornkit N., Imboonta N. (2015):** Genetic correlations among average daily gain, backfat thickness and sow longevity in Landrace and Yorkshire sows. *Thai Journal of Veterinary Medicine*, 45, (2), 221-227.
-

115. **Xue L. Dial G. (1995):** Early weaning: Influence on maternal productivity and longevity. In: Proceedings of the Allen D. Leman Swine Conference, Minnesota, Minneapolis, August 1995., vol. 22, 174–179 pp.
116. **Yazdi M., Rydhmer L., Ringmar-Cederberg E., Lundeheim N., Johansson K. (2000):** Genetic study of longevity in Swedish Landrace sows. *Livestock Production Science*, 63, (3), 255–264.
117. **Yazdi H., Visscher M., Ducrocq V., Thompson R. (2002):** Heritability, Reliability of Genetic Evaluations and Response to Selection in Proportional Hazard Models. *Journal of Dairy Science*, 85, (6), 1563-1577.

7. PRILOZI

SPISAK PRILOGA

Broj	Naziv priloga	Strana
1.	Tabela analize varijanse za životni dnevni prirast nazimica (ŽDP)	167
2.	Tabela analize varijanse za uzrast nazimica na kraju performans testa (masa 100 kg), (UKT)	167
3.	Tabela analize varijanse za prosečnu debljinu slanine nazimica (DS)	167
4.	Tabela analize varijanse za dubinu DM – a nazimica (DM)	167
5.	Tabela analize varijanse za procenat mesa u trupu nazimica (PM)	167
6.	Tabela analize varijanse regresionih koeficijenata osobina porasta i kvaliteta trupa (ŽDP, DS, DM, PM) u pod uticajem telesne masena kraju performans testa nazimica	168
7.	Tabela analize varijanse za broj živorođene prasadi u leglu krmača (BŽP)	168
8.	Tabela analize varijanse za dužinu produktivnog krmača (DPŽ)	168
9.	Tabela analize varijanse za broj prašenja (legala) krmača (UBP)	169
10.	Tabela analize varijanse za ukupan broj živorođene prasadi u toku proizvodnog života krmače (UBŽP)	169
11.	Tabela analize varijanse regresionih koeficijenata osobina dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP) pod uticajem uzrasta nazimica pri masi od 100 kg	169
12.	Tabela analize varijanse regresionih koeficijenata osobina dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP) pod uticajem debljine slanine nazimica pri masi od 100 kg	169
13.	Tabela analize varijanse regresionih koeficijenata osobina dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP) pod uticajem starosti pri prvom prašenju	170
14.	Komponente varijanse za sve posmatrane osobine (ŽDP, UKT, DS, DM, PM, BŽP, DPŽ, UBP, UBŽP) utvrđene REML metodom (model sa jednom osobinom)	170

15.	Komponente varijanse za UKT i PM utvrđene REML metodom (model sa dve osobine)	170
16.	Komponente varijanse za UKT, PM i BŽP utvrđene REML metodom (model sa tri osobine)	171
17.	Komponente varijanse za UKT, PM, BŽP i DPŽ utvrđene REML metodom (model sa četiri osobine)	171
18.	Genetske (iznad dijagonale) i fenotipske (ispod dijagonale) korelacije između UKT i PM utvrđene REML metodom (model sa dve osobine)	171
19.	Genetske (iznad dijagonale) i fenotipske (ispod dijagonale) korelacije između UKT, PM i BŽP utvrđene REML metodom (model sa tri osobine)	171
20.	Genetske (iznad dijagonale) i fenotipske (ispod dijagonale) korelacije između UKT, PM, BŽP i DPŽ utvrđene REML metodom (model četiri osobine)	172
21.	Fenotipske varijanse (po dijagonali), genetske kovarijanse (iznad dijagonale) i fenotipske kovarijase (ispod dijagonale) posmatranih osobina (ŽDP, UKT, DS, DM, PM, BŽP, DPŽ, UBP, UBŽP) utvrđene REML metodom (model sa devet osobina)	172

Prilog 1. Tabela analize varijanse za životni dnevni prirast nazimica (ŽDP)

Izvor variranja	DF	MS	P
SEZT	172	7892.336	<.0001
GEN	1	3431.305	0.0018
MASA	1	5811574.972	<.0001

Prilog 2. Tabela analize varijanse za uzrast nazimica na kraju performans testa (masa 100 kg), (UKT)

Izvor variranja	DF	MS	P
SEZT	172	1239.1613	<.0001
GEN	1	9593.6826	<.0001

Prilog 3. Tabela analize varijanse za prosečnu debljinu slanine nazimica (DS)

Izvor variranja	DF	MS	P
SEZT	172	167.10154	<.0001
GEN	1	158.73965	<.0001
MASA	1	5264.82892	<.0001

Prilog 4. Tabela analize varijanse za dubinu DM – a nazimica (DM)

Izvor variranja	DF	MS	P
SEZT	172	72.13270	<.0001
GEN	1	8.40750	0.4640
MASA	1	1495.38080	<.0001

Prilog 5. Tabela analize varijanse za procenat mesa u trupu nazimica (PM)

Izvor variranja	DF	MS	P
SEZT	172	166.15536	<.0001
GEN	1	142.80590	<.0001
MASA	1	4024.51175	<.0001

Prilog 6. Tabela analize varijanse regresionih koeficijenata osobina porasta i kvaliteta trupa (ŽDP, DS, DM, PM) u pod uticajem telesne masena kraju performans testa nazimica

Osobina	DF	MS	P
ŽDP	1	6044158	<.0001
DS	1	2459.21094	<.0001
DM	1	3423.84888	<.0001
PM	1	1541.67375	<.0001

Prilog 7. Tabela analize varijanse za broj živorođene prasadi u leglu krmača (BŽP)

Izvor variranja	DF	MS	P
SEZK	196	12.883379	0.0017
GEN	1	478.862880	<.0001
KZO	9	180.657073	<.0001
PAR	1	509.128213	<.0001
OL	298	14.897873	<.0001
PL	1	494.463255	<.0001
UPP(PAR)	3	261.783967	<.0001
UPP*UPP(PAR)	3	340.047364	<.0001

Prilog 8. Tabela analize varijanse za dužinu produktivnog krmača (DPŽ)

Izvor variranja	DF	MS	P
SEZPK	176	562606.93	<.0001
GEN	1	4676071.46	<.0001
BŽPPP	18	1165730.27	<.0001
KDS	1	5897674.31	<.0001
UN _{100kg}	1	4609518.79	<.0001
UPPP	1	6484523.04	<.0001

Prilog 9. Tabela analize varijanse za broj prašenja (legala) krmača (UBP)

SEZPK	DF	MS	P
GEN	176	21.656476	<.0001
BŽPPP	1	153.132654	0.0003
KDS	18	42.756310	<.0001
UN _{100kg}	1	215.538974	<.0001
UPPP	1	213.969313	<.0001
SEZPK	1	284.577951	<.0001

Prilog 10. Tabela analize varijanse za ukupan broj živorođene prasadi u toku proizvodnog života krmače (UBŽP)

Izvor variranja	DF	MS	P
SEZPK	176	21.656476	<.0001
GEN	1	153.132654	0.0003
BŽPPP	18	42.756310	<.0001
KDS	1	215.538974	<.0001
UN _{100kg}	1	213.969313	<.0001
UPPP	1	284.577951	<.0001

Prilog 11. Tabela analize varijanse regresionih koeficijenata osobina dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP) pod uticajem uzrasta nazimica pri masi od 100 kg

Osobina	DF	MS	P
DPŽ	1	4307795	0.0002
UBP	1	204.55282	<.0001
UBŽP	1	18429	0.0008

Prilog 12. Tabela analize varijanse regresionih koeficijenata osobina dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP) pod uticajem debljine slanine nazimica pri masi od 100 kg

Osobina	DF	MS	P
DPŽ	1	21371993	<.0001
UBP	1	9126.10084	<.0001
UBŽP	1	106676	<.0001

Prilog 13. Tabela analize varijanse regresionih koeficijenata osobina dugovečnosti krmača (DPŽ, UBP, UBŽP) pod uticajem starosti pri prvom prašenju

Osobina	DF	MS	P
DPŽ	1	2329789	0.0059
UBP	1	125.22094	0.0017
UBŽP	1	8200.53407	0.0254

Prilog 14. Komponente varijanse za sve posmatrane osobine (ŽDP, UKT, DS, DM, PM, BŽP, DPŽ, UBP, UBŽP) utvrđene REML metodom (model sa jednom osobinom)

Osobina	σ_{ph}^2	$\sigma_a^2 \pm se$	$\sigma_l^2 \pm se$	$\sigma_p^2 \pm se$	$\sigma_e^2 \pm se$
ŽDP	363,32	20,75 ± 9,46	162,13 ± 10,74	-	180,44 ± 8,39
UKT	221,81	53,53 ± 8,56	28,97 ± 5,28	-	139,20 ± 6,66
DS	6,60	3,44 ± 0,31	0,43 ± 0,13	-	2,73 ± 0,19
DM	15,86	0,99 ± 0,37	0,86 ± 0,40	-	14,00 ± 0,51
PM	6,47	3,28 ± 0,30	0,46 ± 0,12	-	2,73 ± 0,19
BŽP	9,88	0,69 ± 0,11	0,24 ± 0,08	0,73 ± 0,11	8,23 ± 0,08
DPŽ	289644,16	28690,17 ± 7877,87	4133,92 ± 7541,20	-	256820,08 ± 9878,18
UBP	12,10	1,22 ± 0,33	0,12 ± 0,32	-	10,77 ± 0,42
UBŽP	1516,91	163,48 ± 41,08	29,97 ± 44,01	-	1323,46 ± 54,20

σ_{ph}^2 – fenotipska varijansa; σ_a^2 – aditivna genetska varijansa; σ_l^2 – varijansa legala rođenja nazimice/krmače; σ_p^2 – varijansa permantne okoline krmače; σ_e^2 – varijansa ostatka; se – standardna greška

Prilog 15. Komponente varijanse za UKT i PM utvrđene REML metodom (model sa dve osobine)

Osobine	σ_{ph}^2	$\sigma_a^2 \pm se$	$\sigma_l^2 \pm se$	$\sigma_e^2 \pm se$
UKT	222,21	54,69 ± 7,81	28,85 ± 5,01	138,67 ± 6,69
PM	6,51	3,32 ± 0,30	0,47 ± 0,11	2,72 ± 0,17

σ_{ph}^2 – fenotipska varijansa; σ_a^2 – aditivna genetska varijansa; σ_l^2 – varijansa legala rođenja nazimice/krmače; σ_e^2 – varijansa ostatka; se – standardna greška

Prilog 16. *Komponente varijanse za UKT, PM i BŽP utvrđene REML metodom (model sa tri osobine)*

Osobina	σ_{ph}^2	$\sigma_a^2 \pm se$	$\sigma_l^2 \pm se$	$\sigma_p^2 \pm se$	$\sigma_e^2 \pm se$
UKT	222,18	54,58 ± 7,40	28,99 ± 4,23	-	138,61 ± 5,52
PM	6,50	3,31 ± 0,21	0,46 ± 0,11	-	2,73 ± 0,15
BŽP	9,89	0,69 ± 0,10	0,24 ± 0,04	0,73 ± 0,07	8,23 ± 0,07

σ_{ph}^2 – fenotipska varijansa; σ_a^2 – aditivna genetska varijansa; σ_l^2 – varijansa legala rođenja nazimice/krmače; σ_p^2 – varijansa permantne okoline krmače; σ_e^2 – varijansa ostatka; se – standardna greška

Prilog 17. *Komponente varijanse za UKT, PM, BŽP i DPŽ utvrđene REML metodom (model sa četiri osobine)*

Osobina	σ_{ph}^2	$\sigma_a^2 \pm se$	$\sigma_l^2 \pm se$	$\sigma_p^2 \pm se$	$\sigma_e^2 \pm se$
UKT	222,27	54,79 ± 6,35	29,12 ± 2,91	-	138,37 ± 4,62
PM	6,50	3,31 ± 0,14	0,46 ± 0,10	-	2,73 ± 0,10
BŽP	10,23	1,30 ± 0,12	0,41 ± 0,07	0,30 ± 0,06	8,21 ± 0,08
DPŽ	315454,57	78202,46 ± 7288,45	25961,03 ± 4972,01	-	211291,09 ± 6575,98

σ_{ph}^2 – fenotipska varijansa; σ_a^2 – aditivna genetska varijansa; σ_l^2 – varijansa legala rođenja nazimice/krmače; σ_p^2 – varijansa permantne okoline krmače; σ_e^2 – varijansa ostatka; se – standardna greška

Prilog 18. *Genetske (iznad dijagonale) i fenotipske (ispod dijagonale) korelacije između UKT i PM utvrđene REML metodom (model sa dve osobine)*

Osobine	UKT	PM
UKT	-	0,12 ± 0,04
PM	0,07	-

Prilog 19. *Genetske (iznad dijagonale) i fenotipske (ispod dijagonale) korelacije između UKT, PM i BŽP utvrđene REML metodom (model sa tri osobine)*

Osobina	UKT	PM	BŽP
UKT	-	0,12 ± 0,03	-0,06 ± 0,05
PM	0,07	-	-0,09 ± 0,05
BŽP	-0,01	-0,01	-

Prilog 20. Genetske (iznad dijagonale) i fenotipske (ispod dijagonale) korelacije između UKT, PM, BŽP i DPŽ utvrđene REML metodom (model četiri osobine)

Osobine	UKT	PM	BŽP	DPŽ
UKT	-	0,12 ± 0,02	-0,08 ± 0,03	0,04 ± 0,01
PM	0,06	-	-0,03 ± 0,04	0,01 ± 0,03
BŽP	-0,01	-0,01	-	0,79 ± 0,03
DPŽ	-0,02	0,04	0,20	-

Prilog 21. Fenotipske varijanse (po dijagonali), genetske kovarijanse (iznad dijagonale) i fenotipske kovarijanse (ispod dijagonale) posmatranih osobina (ŽDP, UKT, DS, DM, PM, BŽP, DPŽ, UBP, UBŽP) utvrđene REML metodom (model sa devet osobina)

Osobine	ŽDP	UKT	DS	DM	PM	BŽP	DPŽ	UBP	UBŽP
ŽDP	1486,61	-147,40 ± 3,36	3,86 ± 0,40	-3,00 ± 0,27	-4,11 ± 0,36	0,92 ± 0,33	-186,55 ± 48,28	-1,48 ± 0,31	-10,44 ± 3,37
UKT	-571,38	222,82	-1,51 ± 0,15	1,26 ± 0,12	1,62 ± 0,14	-0,33 ± 0,13	67,78 ± 18,11	0,52 ± 0,12	3,70 ± 1,26
DS	5,62	-2,37	6,62	-0,70 ± 0,08	-3,38 ± 0,10	0,13 ± 0,03	39,06 ± 4,67	0,18 ± 0,03	2,90 ± 0,34
DM	-2,52	1,10	-1,54	15,83	0,79 ± 0,07	-0,05 ± 0,01	8,31 ± 3,15	0,07 ± 0,02	0,11 ± 0,20
PM	-5,95	2,51	-6,34	3,56	6,52	-0,13 ± 0,03	-36,62 ± 4,69	-0,17 ± 0,03	-2,78 ± 0,34
BŽP	1,75	-0,66	0,10	-0,13	-0,11	10,43	448,20 ± 24,78	2,80 ± 0,16	45,94 ± 1,87
DPŽ	71,37	-16,10	30,38	52,36	-24,87	543,10	341736,32	689,17 ± 61,14	10291,86 ± 770,59
UBP	0,80	-0,26	0,03	0,42	0,01	3,38	2168,56	14,10	64,66 ± 4,91
UBŽP	12,67	-4,16	0,98	3,11	-0,77	55,50	25542,48	165,11	2057,29

Skraćenice uticaja prikazanih u priložima

Skraćenica	Značenje
SEZT	Sezona kraja performans testa nazimica
GEN	Genotip nazimica/krmača
MASA	Masa nazimica na kraju performans testa
SEZK	Sezona uspešne koncepcije krmača
KZO	Klasa dužine trajanja intervala od zalučenja legla do uspešne oplodnje krmača
PAR	Redosled prašenja krmača
OL	Nerast otac legla
PL	Odstupanje prethodne laktacije krmača od prosečnog trajanja laktacije
UPP	Uzrast krmača pri prašenju
SEZPK	Sezona prve uspešne koncepcije krmača
BŽPPP	Broj živorođene prasadi u prvom leglu krmača
KDS	Debljina prosečne slanine nazimica pri masi od 100 kg
UN_{100kg}	Uzrast nazimica pri masi od 100 kg
UPPP	Uzrast pri prvom prašenju krmača

BIOGRAFIJA KANDIDATA

Dipl. inž. Mladen Popovac rođen je 30. 03. 1982. godine u Sarajevu. Srednju Poljoprivrednu školu je završio u Bijeljini 2001. godine, a Poljoprivredni fakultet u Zemunu - Odsek za stočarstvo 2007. godine. Od 2008. godine zaposlen je na Poljoprivrednom fakultetu Univerziteta u Beogradu na radnom mestu saradnika u nastavi, a kasnije asistenta i saradnika bez saradničkog zvanja na predmetima Stočarstvo. Doktorske studije upisao je 2008. godine na modulu za Zootehniku, na Poljoprivrednom fakultetu Univerziteta u Beogradu i položio sve ispite predviđene planom i programom ovog modula sa prosečnom ocenom 8,88 (osam, osamdeset osam).

Kandidat je učestvovao u realizaciji 2 projekta finansirana od strane Ministarstva za nauku i tehnološki razvoj Republike Srbije i jednog TEMPUS projekta finansiranog od strane Evropske unije .

U dosadašnjem radu objavio je i/ili saopštio 16 naučnoistraživačkih i stručnih radova, od čega jedan u časopisu sa SCI liste međunarodnih naučnih časopisa. Bavi se problematikom iz oblasti genetike i selekcije domaćih životinja, pre svega svinja.

Izjava 1.

Izjava o autorstvu

Ime i prezime autora: Mladen Popovac

Broj indeksa: 08/38

Izjavljujem

da je doktorska disertacija pod naslovom:

Fenotipska i genetska varijabilnost proizvodnih i osobina dugovečnosti 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, 7. 10. 2016.

Izjava 2.

Izjava o istovetnosti štampane i elektronske verzije doktorskog rada

Ime i prezime autora: Mladen Popovac

Broj indeksa: 08/38

Studijski program: Biotehničke nauke

Naslov rada: Fenotipska i genetska varijabilnost proizvodnih i osobina dugovečnosti krmača

Mentor: Dr Dragan Radojković, vanredni profesor

Izjavljujem da je štampana verzija mog doktorskog rada istovetna elektronskoj verziji koju sam predao radi pohranjena 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, 7. 10. 2016.

Izjava o korišćenju

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

Fenotipska i genetska varijabilnost proizvodnih i osobina dugovečnosti 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 prerada (CC BY-NC-ND)
4. Autorstvo – nekomercijalno – deliti pod istim uslovima (CC BY-NC-SA)
5. Autorstvo – bez prerada (CC BY-ND)
6. Autorstvo – deliti pod istim uslovima (CC BY-SA)

Potpis autora

U Beogradu, 7. 10. 2016.

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 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 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.