

FENOTIPSKJE I GENOTIPSKJE VARIJACIJE POKAZATELJA REPRODUKCIJSKE UČINKOVITOSTI OVACA U SUSTAVU UČESTALIH JANJENJA

Vlahek, Ivan

Doctoral thesis / Disertacija

2021

Degree Grantor / Ustanova koja je dodijelila akademski / stručni stupanj: **University of Zagreb, Faculty of Veterinary Medicine / Sveučilište u Zagrebu, Veterinarski fakultet**

Permanent link / Trajna poveznica: <https://um.nsk.hr/um:nbn:hr:178:179794>

Rights / Prava: [In copyright](#) / [Zaštićeno autorskim pravom.](#)

Download date / Datum preuzimanja: **2024-04-16**



Repository / Repozitorij:

[Repository of Faculty of Veterinary Medicine -](#)
[Repository of PHD, master's thesis](#)





Sveučilište u Zagrebu
VETERINARSKI FAKULTET

Ivan Vlahek

**FENOTIPSKE I GENOTIPSKE VARIJACIJE
POKAZATELJA REPRODUKCIJSKE
UČINKOVITOSTI OVACA U SUSTAVU
UČESTALIH JANJENJA**

DOKTORSKI RAD

Zagreb, 2021.



University of Zagreb
FACULTY OF VETERINARY MEDICINE

Ivan Vlahek

**PHENOTYPIC AND GENOTYPIC
VARIATIONS OF REPRODUCTIVE
PERFORMANCE INDICATORS OF SHEEP
IN ACCELERATED LAMBING SYSTEM**

DOCTORAL THESIS

Zagreb, 2021



Sveučilište u Zagrebu
VETERINARSKI FAKULTET

Ivan Vlahek

**FENOTIPSKE I GENOTIPSKE VARIJACIJE
POKAZATELJA REPRODUKCIJSKE
UČINKOVITOSTI OVACA U SUSTAVU
UČESTALIH JANJENJA**

DOKTORSKI RAD

Mentor:
prof. dr. sc. Velimir Sušić

Zagreb, 2021.



University of Zagreb
FACULTY OF VETERINARY MEDICINE

Ivan Vlahek

**PHENOTYPIC AND GENOTYPIC
VARIATIONS OF REPRODUCTIVE
PERFORMANCE INDICATORS OF SHEEP
IN ACCELERATED LAMBING SYSTEM**

DOCTORAL THESIS

Supervisor:
Velimir Sušić, PhD, Full Prof.

Zagreb, 2021

Zahvala

Na početku želim izraziti najdublju zahvalnost prof. dr. sc. Velimiru Sušiću što me je predano vodio kroz cijelo razdoblje mog doktorskog studija. Njegovi savjeti temeljeni na velikom znanju i bogatom iskustvu ohrabrivali su me u mom akademskom istraživanju i svakodnevnom životu. Bio mi je mentor i učitelj.

Hvala prof. dr. sc. Anamariji Ekert Kabalin na nesebičnoj podršci i pronicljivim savjetima tijekom izrade i pisanja mog doktorskog rada.

Hvala i izv. prof. dr. sc. Svenu Menčiku na uvijek ugodnoj suradnji i velikodušnoj pomoći u organizaciji laboratorijskog dijela mog istraživanja.

Zahvalu dugujem i doc. dr. sc. Maji Maurić Maljković koja me je uvela u laboratorijski rad.

Hvala i Hrvoju Kabalinu, univ. mag. med. vet. na pomoći pri sakupljanju uzoraka na terenu.

Iskreno se zahvaljujem gospođi Ivanki Lenac i gospodinu Damiru Lencu, vlasnicima farme „Queensheep“, što su mi omogućili provedbu istraživanja na njihovoj farmi.

Povrh svega, želim se zahvaliti mojoj zaručnici Tini na svakodnevnoj svesrdnoj ljubavi i podršci tijekom izrade i pisanja rada i u životu te mojim roditeljima i bratu čija je potpora tijekom cijelog razdoblja mog obrazovanja omogućila da postignem ovaj uspjeh.

SAŽETAK

Fenotipske i genotipske varijacije pokazatelja reprodukcijske učinkovitosti ovaca u sustavu učestalih janjenja

Hipoteze istraživanja bile su da unutarpasminske varijacije reprodukcijskih pokazatelja u visokoplodnih pasmina ovaca ovise o genetskim i paragenetskim čimbenicima te da reprodukcijski pokazatelji utvrđeni u početku rasplodne aktivnosti mogu biti prediktori za ukupan broj janjadi koji će ovca proizvesti u životu. Ukupno 134 ovce romanovske pasmine, uzgajane u sustavu učestalih janjenja s kontinuiranim razmnožavanjem, analizirane su s obzirom na 742 janjenja. Kao rani reprodukcijski pokazatelji analizirani su dob pri 1. janjenju, veličina 1. legla i trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja, a životna proizvodnja ovce iskazana je kao ukupan broj ojanjene janjadi do navršene 4. godine života. Linearni modeli za tumačenje varijabilnosti reprodukcijskih pokazatelja uključivali su različite kombinacije paragenetskih i genetskih čimbenika: mjesec rođenja, pripusnu skupinu, ovna, prvi pripust, mjesec prvog janjenja, tip prvog legla, rodbinski odnos majka – kći, gen za sintezu čimbenika rasta i diferencijacije 9 (*GDF9*) i gen za sintezu inzulinu sličnog čimbenika rasta 1 (*IGF1*). Polimorfizam *GDF9* i *IGF1* gena utvrđen je lančanom reakcijom polimerazom uz uporabu *Hha1* i *HaeII* restrikcijskih endonukleaza. Povezanosti između reprodukcijskih pokazatelja analizirane su fenotipskim i genotipskim korelacijama, a heritabiliteti su procijenjeni regresijom majka – kći. Za odabir optimalnog modela predikcije životne proizvodnje ovaca korišten je Akaikeov informacijski kriterij (AIC). Ovce obuhvaćene istraživanjem do navršene četvrte godine života janjile su se 4 do 6 puta i proizvele prosječno 11,87 janjadi. Prosječna vrijednost utvrđene dobi pri 1. janjenju bila je 373,2 dana, veličine 1. legla 1,98 janjadi, a trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja 257,8 dana. Varijacije u veličini 1. legla zadanim su modelom relativno malo objašnjene ($R^2 = 7,64\%$). Za varijacije u dobi pri 1. janjenju utvrđen je najveći doprinos čimbenika mjeseca rođenja ovce i prvog pripusta, a za varijacije u 1. međujanjidbenom razdoblju čimbenika pripusne skupine. Veličina 1. legla i trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja najvažniji su izvori varijacija za životnu proizvodnju. Iste se varijable ističu i kao najpouzdaniji prediktori životne proizvodnje, pri čemu za 1. međujanjidbeno razdoblje kao važan izvor varijacija treba uzeti u obzir utjecaj pripusne skupine.

Ključne riječi: reprodukcijska učinkovitost; fenotipske i genotipske varijacije; životna proizvodnja; predikcija; ovce

EXTENDED ABSTRACT

Phenotypic and genotypic variation of reproductive performance indicators of sheep in accelerated lambing system

INTRODUCTION

Sheep reproduction is specific compared to the reproduction of other animal species, which creates unique opportunities and challenges in the production of sheep meat, milk and wool. Different breeds of sheep can manifest a wide range of reproductive performances depending on their genetic background and ecological/production system. High reproductive efficiency of prolific breeds of sheep can be achieved with a large number of lambs per litter and/or short interlambing periods. Reproductive efficiency is most often expressed by multiple indicators that can be registered at different stages of life and production. Within breed variations of reproductive performance indicators are caused by genetic and non-genetic factors. Understanding the sources of variation in reproductive performance indicators contributes to the effective reproduction and population improvement. Given the complex interactions of different factors that to a greater or lesser extent can contribute to the variability of a particular reproductive performance indicator, researchers are looking for optimal models that can explain the variability of a indicator in the best possible way. This research is based on the assumptions that genetic and non-genetic factors contribute to the variability of reproductive performance indicators in prolific breeds of sheep and that early reproductive performance indicators can be used as predictors of lifetime lamb production.

MATERIAL AND METHODS

The study included 134 ewes of the Romanov breed. The data were derived from the total of 742 lambings. All sheep originated from one farm in mountain part of Croatia. Ewes were kept at the semi-intensive production system. Reproductive management was based on the accelerated lambing with continuous mating. Ewe lambs were first joined with rams at the age of four to eight months. After joining, rams and ewe lambs were kept together permanently. The breeding group consisted of one ram and approximately 35 to 40 ewe lambs. Reproductive performance indicators included in the analysis were divided into early indicators (age at 1st lambing, 1st litter size and 1st interlambing period) and lifetime production expressed as the total number of lambs born within the first four years of ewes' life. Linear models for the

analysis of variability of reproductive performance indicators included following non-genetic and genetic factors: month of birth, mating group, type of first mating, ram, month of first lambing, type of the first litter, mother – daughter relationship, growth differentiation factor 9 gene (*GDF9*) and insulin-like growth factor 1 (*IGF1*) gene. Polymorphisms of *GDF9* and *IGF1* genes were determined by polymerase chain reaction (PCR) followed by restriction with *HhaI* and *HaeIII* restriction enzymes. For the analysis of lifetime production, ewes were divided into several groups in regard to the early reproductive performance indicators and birth weight of lambs at 1st lambing. Thus, the model included age at 1st lambing, 1st litter size, 1st interlambing period, *GDF9* and *IGF1* genotypes, birth weight of lambs at 1st lambing and mother – daughter relationship. All variables included in the model were categorical. The lowest value of Akaike information criterion (AIC) was used to determine the optimal model for the prediction of the lifetime production. Phenotypic and genotypic correlations were calculated, depending on the type of the variable, with Pearson and Spearman rank correlations. Heritability was estimated by mother – daughter regression.

RESULTS

By the age of four, the examined sheep lambed between 4 and 6 times. The mean age at first lambing was 373.2 ± 34.5 days, with the range from 304.0 to 469.0 days. Non-genetic factors with the greatest influence on this trait were type of first mating ($F(2,123)=130.25$; $P>0.001$) and month of birth ($F(4,123)=45.72$; $P>0.001$). Significant differences ($P<0.05$) in age at 1st lambing were observed between ewes with different types of the first mating and between ewes born in different months. Genotypic correlations of age at 1st lambing with size of the 1st litter and 1st interlambing period were -0.12 and 0.01, respectively. Phenotypic correlations between these traits were very weak. Estimated heritability of age at 1st lambing was 0.38 ($P=0.360$). The average size of the 1st litter was 1.98 ± 0.54 lambs. The largest number of ewes had twins at first lambing (95), while 21 ewe had singleton and 18 had triplets. No significant differences ($P>0.05$) were observed between frequencies of singletons, twins and triplets in ewes divided in groups according to the ram, type of the first mating, month of birth, mother – daughter relationship, *GDF9* genotypes and *IGF1* genotypes. Model which included previously listed non-genetic and genetic factors explained relatively small proportion of the variance of this indicator ($R^2=0.0764$; $F(14,119)=0.703$; $P=0.768$). Phenotypic and genotypic correlation of 1st litter size and 1st interlambing period were 0.19 and 0.04, respectively. Heritability of the 1st litter size was 0.20 ($P=0.694$). The 1st interlambing period lasted an average of $257.8 \pm$ days,

with the range from 196.0 to 393.0 days. The largest contribution to the variations in this indicator had the factor of the breeding group ($F(3,121)=19.26$; $P<0.001$). Ewes in the fourth breeding group had significantly ($P<0.05$) longer 1st interlambing period (309.9 ± 8.5) compared to the ewes in breeding group one (261.2 ± 6.8), two (248.7 ± 7.5) and three (242.6 ± 7.5). Significant differences ($P<0.05$) in 1st interlambing period were also observed between ewes born in January (257.3 ± 3.4) and April (269.2 ± 8.7) and between ewes whose first lambing occurred in February (270.1 ± 8.8) and March (255.9 ± 5.6). Estimated heritability was -0.42 ($P>0.398$). The average lifetime production of the investigated sheep was 11.87 ± 2.33 lambs, with the range from 7 to 18 lambs. The model explained 25.49 % of the variations in lifetime production ($R^2=0.2549$; $F(16,117)=2.43$; $P<0.001$). The greatest contribution to the individual variations in this indicator had size of the 1st litter ($F(2,117)=2.77$; $P=0.047$) and 1st interlambing period ($F(2,117)=5.12$; $P=0.007$). Significant differences ($P<0.05$) in lifetime production were observed between ewes that lambed triplets in first litter (13.43 ± 0.94) compared to ewes that lambed twins (11.90 ± 0.82) and singletons (9.60 ± 1.12). Ewes with short 1st interlambing period had significantly ($P=0.001$) larger lifetime production (12.52 ± 0.58) compared to those with long 1st interlambing period (10.79 ± 0.61). Genotypic correlations between age at 1st lambing, 1st litter size, 1st interlambing period and lifetime production were -0.01 , 0.18 and -0.22 respectively. Phenotypic correlations between these traits were -0.13 , 0.34 and -0.28 , respectively. Heritability of lifetime production was 0.21 ($P=0.521$). The optimal model for the prediction of lifetime production included size of the 1st litter and the 1st interlambing period as independent variables, with an estimated precision of 15.86 %.

CONCLUSIONS

The studied population of Romanov ewes showed the ability for frequent lambing. The average litter size values were at the level expected for the prolific breeds. Intra-breed variations in reproductive performance indicators related to the number of lambs born (size of the 1st litter and lifetime production) were higher compared to the age at 1st lambing and 1st interlambing period. The age at 1st lambing varied the most depending on the month of birth and the type of mating. Non-genetic factors related to the age of sheep and the type of mating, as well as genetic factors of *GDF9* and *IGF1* gene polymorphisms and kinship, did not significantly explain the variations in the size of the 1st litter. Variations in the 1st interlambing period are mostly explained by the factor of the breeding group, which included the influence of ram and social interactions between individuals. The size of the 1st litter and the 1st interlambing period were

factors with the greatest contribution to variation in lifetime production. Ewes with higher number of lambs in first litter and with a shorter 1st interlambing period had higher lifetime production. The optimal model for predicting lifetime production included the size of the 1st litter and the 1st interlambing period as independent variables. Phenotypic and genotypic correlations between age at 1st lambing, size of the 1st litter, 1st interlambing period and lifetime production of these indicators have little applicability in breeding and selection schemes aimed to improve sheep fertility.

Key words: reproductive performance; phenotypic and genotypic variations; lifetime production; prediction; sheep.

SADRŽAJ

1. UVOD	1
2. PREGLED DOSADAŠNJIH SPOZNAJA	3
2.1. Rasplodivanje ovaca.....	4
2.1.1. Regulacija spolnog ciklusa ovaca	4
2.1.1.1. Neurohormonalna regulacija spolnog ciklusa ovaca.....	4
2.1.1.2. Svjetlosni ciklus (fotoperiod)	4
2.1.2. Pojava puberteta u ženske janjadi / šilježica	7
2.1.2.1. Spolni razvoj u predreprodukcijском razdoblju i pojava puberteta	7
2.1.2.2. Čimbenici koji utječu na spolni razvoj i pojavu puberteta.....	7
2.1.3. Prvi pripust, koncepcija i gravidnost.....	10
2.1.3.1. Prvi pripust	10
2.1.3.1.1. Organizacija prvog pripusta	10
2.1.3.2. Koncepcija.....	11
2.1.3.3. Čimbenici o kojima ovisi broj ovuliranih jajašaca.....	12
2.1.3.3.1. Gen za sintezu čimbenika rasta i diferencijacije 9	13
2.1.3.3.1. Gen za sintezu inzulinu sličnog čimbenika rasta 1	18
2.1.3.3. Gravidnost	20
2.1.4. Janjenje.....	21
2.1.4.1. Hormonalne promjene tijekom janjenja	21
2.1.4.2. Preživljavanje janjadi	21
2.1.4.2.1. Utjecaj porođajne mase na preživljavanje janjadi.....	22
2.1.5. Reprodukcijska aktivnost ovaca nakon prvog janjenja	23
2.1.5.1. Hormonalne promjene nakon janjenja	23
2.1.5.2. Puerperij	24
2.1.5.3. Servisno razdoblje	24
2.1.5.4. Odbiće janjadi	25
2.1.5.5. Ponovni pripust	25
2.2. Povećanje reprodukcijske učinkovitosti ovaca	26
2.2.1. Povećanje broja janjadi u leglu	26
2.2.1.1. Selekcija ovaca na veličinu legla	26
2.2.1.2. Križanje	27
2.2.1.3. Upotreba glavnih gena	28
2.2.1.4. Genomska selekcija ovaca	28

2.2.2. Asezonsko razmnožavanje	29
2.2.2.1. Programi učestalih janjenja	30
2.2.2.1.1. Dva janjenja u jednoj godini (janjenje svakih šest mjeseci)	31
2.2.2.1.2. Tri janjenja u dvije godine (janjenje svakih osam mjeseci)	32
2.2.2.1.3. Četiri janjenja u tri godine (janjenje svakih devet mjeseci)	34
2.2.2.1.4. CAMAL program (<i>Cornell Alternate Month Accelerated Lambyng System</i>) ...	35
2.2.2.1.5. STAR program	35
2.2.2.1.6. Kontinuirano razmnožavanje	37
2.3. Pokazatelji reproduktivne učinkovitosti ovaca	41
2.3.1. Pokazatelji povezani s „plodnošću“ ovaca	41
2.3.2. Pokazatelji povezani s vremenskim odrednicama u životu ovce	42
2.3.3. Ostali pokazatelji reproduktivne učinkovitosti	42
2.3.4. Varijacije pokazatelja reproduktivne učinkovitosti	42
2.3.4.1. Genetski utjecaji	43
2.3.4.2. Paragenetski utjecaji	43
2.3.5. Životna proizvodnja ovaca	44
3. OBRAZLOŽENJE TEME	45
4. MATERIJAL I METODE	48
4.1. Životinje obuhvaćene istraživanjem	49
4.1.1. Pasma, uvjeti smještaja i držanja	49
4.1.2. Mjesec rođenja ovaca	50
4.1.3. Pripust	50
4.1.4. Janjenje	51
4.1.5. Podatci iz evidencije uzgojno valjanih grla	51
4.2. Identifikacija polimorfizama <i>GDF9</i> i <i>IGF1</i> gena	52
4.3. Reprodukcijski pokazatelji	55
4.3.1. Čimbenici varijacije ranih reprodukcijskih pokazatelja	56
4.3.2. Čimbenici varijacije životne proizvodnje	56
4.4. Predikcija životne proizvodnje	57
4.5. Populacijski parametri istraženih reprodukcijskih pokazatelja	57
4.6. Statistička obrada podataka	57
5. REZULTATI	61
5.1. Polimorfizmi <i>GDF9</i> i <i>IGF1</i> gena	62
5.1.1. Gen za čimbenik rasta i diferencijacije 9 (<i>GDF9</i>)	62
5.1.2. Gen za inzulinu sličan čimbenik rasta (<i>IGF1</i>)	63

5.1.3. Učestalost gena i genotipova te provjera Hardy-Weinbergove ravnoteže	64
5.2. Dob pri 1. janjenju.....	65
5.3. Veličina 1. legla.....	71
5.4. Trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja	78
5.5. Životna proizvodnja	85
6. RASPRAVA.....	96
6.1. Dob pri 1. janjenju.....	98
6.2. Veličina 1. legla.....	103
6.3. Trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja	106
6.4. Životna proizvodnja	111
6.4.1. Predikcija životne proizvodnje.....	117
7. ZAKLJUČCI.....	120
8. POPIS LITERATURE	123
9. ŽIVOTOPIS AUTORA S POPISOM OBJAVLJENIH RADOVA	163
9.1. Životopis.....	164
9.2. Popis objavljenih radova	165

POPIS SLIKA, TABLICA I GRAFIKONA

Slike

Slika 1. Pojava puberteta u šilježice rođene u proljeće.....	6
Slika 2. Sezonálnost spolnog ciklusa ovaca.....	6
Slika 3. Sezona rođenja i vrijeme pojave puberteta u šilježica.....	9
Slika 4. Shematski prikaz proizvodnog ciklusa temeljenog na sezonskom razmnožavanju.....	33
Slika 5. Shematski prikaz proizvodnog ciklusa temeljenog na programu tri janjenja u dvije godine.....	33
Slika 6. Shematski prikaz STAR programa, Cornell University, 1983.....	36
Slika 7. Primjer dobivenih genotipova (GG, GA i AA) nakon cijepanja DNK produkta s <i>HhaI</i> restrikcijskom endonukleazom uz vizualizaciju na 3 % agaroznom gelu. Razgradnjom produkata zabilježeni su sljedeći genotipovi: GG (52, 156 i 254 pb), GA (52, 156, 254 i 410 pb) i AA (52 i 410 pb). Za utvrđivanje duljine odsječaka korišten je DNK standard veličine 50 pb.....	62
Slika 8. Primjer dobivenih genotipova (AA, AB i BB) nakon cijepanja DNK produkta s <i>HaeII</i> restrikcijskom endonukleazom uz vizualizaciju na 3 % agaroznom gelu. Razgradnjom PCR produkata zabilježeni su sljedeći genotipovi: AA (86 i 179 pb), AB (otprilike 86, 179 pb i 256 pb) i BB (256 pb). Za utvrđivanje duljine odsječaka korišten je DNK standard veličine 50 pb.....	63

Tablice

Tablica 1. Broj ovuliranih jajašaca u romanovskih i finskih šilježica i ovaca (prilagođeno prema FAHMY, 1996.).....	12
Tablica 2. Prikaz dosadašnjih istraživanja polimorfizama <i>GDF9</i> gena i povezanosti s reprodukcijom učinkovitošću u različitim pasmina ovaca.....	15
Tablica 3. Pregled dosadašnjih istraživanja reprodukcije učinkovitosti ovaca u sustavima učestalih janjenja.....	38
Tablica 4. Redoslijed začetnih oligonukleotida odabranih odsječaka gena te literatura iz koje su preuzeti.....	53
Tablica 5. Sastav reakcijske smjese i koncentracije reagensa korištenih za umnažanje odsječaka <i>GDF9</i> i <i>IGF1</i> gena.....	53
Tablica 6. Protokoli provođenja reakcije za umnažanje odsječaka odabranih gena.....	54

Tablica 7. Reakcijska mješavina za <i>HhaI</i> i <i>HaeII</i> restrikcijske endonukleaze.....	54
Tablica 8. Očekivane duljine restrikcijskih odsječaka pojedinih genotipova <i>GDF9</i> i <i>IGF1</i> gena.....	55
Tablica 9. Polimorfizam genotipova i alela <i>GDF9</i> i <i>IGF1</i> gena te provjera Hardy-Weinbergove ravnoteže.....	64
Tablica 10. Opisni statistički pokazatelji za svojstvo dob pri 1. janjenju.....	65
Tablica 11. Korigirane srednje vrijednosti po kategorijama nezavisnih varijabli, analiza varijance i relativna važnost nezavisnih varijabli u modelu za procjenu varijacija dobi pri 1. janjenju.....	68
Tablica 12. Razlike u dobi pri 1. janjenju s obzirom na kategorije nezavisnih varijabli.....	69
Tablica 13. Genotipske i fenotipske korelacije dobi pri 1. janjenju s veličinom 1. legla i trajanjem 1. međujanjidbenog razdoblja	70
Tablica 14. Rezultati regresije majka – kći i analiza varijance za dob pri 1. janjenju.....	70
Tablica 15. Opisni statistički pokazatelji za svojstvo veličina 1. legla.....	71
Tablica 16. Korigirane srednje vrijednosti po kategorijama nezavisnih varijabli, analiza varijance i relativna važnost nezavisnih varijabli u modelu za procjenu varijacija veličine 1. legla	74
Tablica 17. Razlike u veličini 1. legla s obzirom na kategorije nezavisnih varijabli.....	76
Tablica 18. Genotipske i fenotipske korelacije veličine 1. legla s dobi pri 1. janjenju i trajanjem 1. međujanjidbenog razdoblja.....	77
Tablica 19. Rezultati regresije majka – kći i analiza varijance za veličinu 1. legla ovaca.....	77
Tablica 20. Opisni statistički pokazatelji za trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja.....	78
Tablica 21. Korigirane srednje vrijednosti po kategorijama nezavisnih varijabli, analiza varijance i relativna važnost nezavisnih varijabli u modelu za procjenu varijacija u trajanju 1. međujanjidbenog razdoblja ovaca.....	81
Tablica 22. Razlike u trajanju 1. međujanjidbenog razdoblja s obzirom na kategorije nezavisnih varijabli.....	83
Tablica 23. Genotipske i fenotipske korelacije trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja s dobi pri 1. janjenju i veličinom 1. legla.....	84
Tablica 24. Rezultati regresije majka – kći i analiza varijance za trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja.....	84
Tablica 25. Opisni statistički pokazatelji za životnu proizvodnju.....	85
Tablica 26. Korigirane srednje vrijednosti po kategorijama nezavisnih varijabli, analiza varijance i relativna važnost nezavisnih varijabli u modelu za procjenu životne proizvodnje...	90

Tablica 27. Razlike u životnoj proizvodnji s obzirom na kategorije nezavisnih varijabli.	92
Tablica 28. Genotipske i fenotipske korelacije životne proizvodnje s dobi pri 1. janjenju, veličinom 1. legla i trajanjem 1. međujanjidbenog razdoblja.....	93
Tablica 29. Rezultati regresije majka – kći i analiza varijance za životnu proizvodnju ovaca.....	94
Tablica 30. Rezultati regresijske analize postupkom eliminacije unatrag za odabir najprikladnijeg modela za predikciju životne proizvodnje.....	94
Tablica 31. Prosječne vrijednosti, granice pouzdanosti (CI) i predikcijski intervali (PI) životne proizvodnje prema kombinaciji veličine 1. legla i trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja.....	95

Grafikoni

Grafikon 1. Udio promatranih ovaca po mjesecima rođenja.....	50
Grafikon 2. Distribucija broja janjenja prema mjesecima u godini.....	51
Grafikon 3. Distribucija vrijednosti svojstva dob pri 1. janjenju.....	65
Grafikon 4. Varijabilnost dobi pri 1. janjenju s obzirom na pripusnu skupinu (A), prvi pripust (B), mjesec rođenja ovce (C) i rodbinski odnos majka – kći (D).....	67
Grafikon 5. Prikaz regresije majka – kći za dob pri 1. janjenju.....	70
Grafikon 6. Distribucija svojstva veličina 1. legla.....	71
Grafikon 7. Broj ovaca koje su u 1. janjenju ojanjile jedince, dvojke i trojke s obzirom na ovna.....	72
Grafikon 8. Broj ovaca koje su u 1. janjenju ojanjile jedince, dvojke i trojke s obzirom na prvi pripust.....	72
Grafikon 9. Broj ovaca koje su u 1. janjenju ojanjile jedince, dvojke i trojke s obzirom na mjesec rođenja.....	72
Grafikon 10. Broj ovaca koje su u 1. janjenju ojanjile jedince, dvojke i trojke s obzirom na rodbinski odnos majka – kći.....	72
Grafikon 11. Broj ovaca koje su u 1. janjenju ojanjile jedince, dvojke i trojke s obzirom na genotip <i>GDF9</i> gena.....	73
Grafikon 12. Broj ovaca koje su u 1. janjenju ojanjile jedince, dvojke i trojke s obzirom na genotip <i>IGF1</i> gena.....	73
Grafikon 13. Prikaz regresije majka – kći za veličinu 1. legla.....	77
Grafikon 14. Distribucija svojstva trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja.....	78

Grafikon 15. Varijabilnost trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja s obzirom na pripusnu skupinu (A), veličinu 1. legla (B), mjesec rođenja ovce (C), mjesec prvog janjenja (D) i rodbinski odnos majka – kći (E).....	80
Grafikon 16. Prikaz regresije majka – kći za trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja.....	84
Grafikon 17. Distribucija svojstva životna proizvodnja.....	85
Grafikon 18. Varijabilnost životne proizvodnje s obzirom na veličinu 1. legla (A), dob pri 1. janjenju (B), tip porođajne mase janjadi u 1. leglu (C) i trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja (D).....	87
Grafikon 19. Varijabilnost životne proizvodnje s obzirom na genotip <i>GDF9</i> gena (A), genotip <i>IGF1</i> gena (B) i rodbinski odnos majka – kći (C).....	88
Grafikon 20. Prikaz regresije majka – kći za životnu proizvodnju.....	93

1. UVOD

Reprodukcija je proces kojim živi organizmi stvaraju potomstvo i tako omogućuju preživljavanje vlastite vrste. Sa stajališta uzgoja i proizvodnje životinja, reprodukcija ženki ima dvije važne uloge. Prva je dati podmladak koji će poslužiti za obnovu populacije, a druga porođajem omogućiti laktaciju odnosno proizvodnju mlijeka te proizvesti potomstvo s izraženim kapacitetima za brzi rast i proizvodnju mesa. Reprodukcija domaćih ovaca specifična je u odnosu na reprodukciju drugih vrsta domaćih životinja po tome što stvara jedinstvene mogućnosti i izazove u ovčarskoj proizvodnji. Dobro poznavanje osobitosti reprodukcije ovaca ključno je za razumijevanje načina na koji funkcioniraju proizvodni sustavi u ovčarstvu i načina na koji se oni mogu unaprijediti. Uvažavajući navedeno, u ovom radu najprije je cilj bio opisati fiziološke osobitosti reprodukcije ovaca, čimbenike koji na nju utječu i načine upravljanja njome te jasnije sagledati ulogu pojedinih pokazatelja u procjeni reproduktivne učinkovitosti ovaca. Provedenim istraživanjem u populaciji visokoprodne romanovske ovce analizirana su tri reproduktivna pokazatelja koja je moguće registrirati u ranoj fazi reproduktivne aktivnosti i životna proizvodnja ovce koja se u pravilu registrira u povoljnim razdobljima proizvodnog korištenja ovce. Navedeno je učinjeno kako bi se provjerila jedna od hipoteza rada, prema kojoj rani reproduktivni pokazatelji mogu poslužiti kao prediktori broja janjadi koji će ovca proizvesti do navršene 4. godine života. S ciljem da se sveobuhvatnije sagleda vrijednost pojedinog reproduktivnog pokazatelja kao prediktora životne proizvodnje, u prvoj fazi istraživanja analizirane su njihove varijacije. Pri tome se željelo spoznati u kojoj mjeri pojedini genetski i paragenetski čimbenici pridonose fenotipskim varijacijama reproduktivnih pokazatelja. Na taj način težilo se dati doprinos boljem razumijevanju unutarpasminskih varijacija koje za pojedine reproduktivne pokazatelje postoje i otvoriti mogućnosti da se individualne varijacije iskoriste u poboljšanju reproduktivne učinkovitosti populacija ovaca.

2. PREGLED DOSADAŠNJIH SPOZNAJA

2.1. Rasplodivanje ovaca

2.1.1. Regulacija spolnog ciklusa ovaca

2.1.1.1. Neurohormonalna regulacija spolnog ciklusa ovaca

Regulacija spolnog ciklusa ovaca odvija se preko međudnosa osovine hipotalamus-hipofiza-jajnici. Procesima rasplodivanja povezane su gotovo sve endokrine žlijezde u manjoj ili većoj mjeri, a funkcija endokrinih žlijezda i spolnih organa ovisi o središnjem živčanom sustavu na koji djeluju njušni, svjetlosni, zvučni i taktilni podražaji iz okoline (SAMARDŽIJA i sur., 2010.). Podražaji iz okoline preko limbičkog sustava dolaze u hipotalamus, gdje se sintetizira gonadotropin otpuštajući hormon (GnRH), koji upravlja endokrinom aktivnošću hipofize. Paralelno s navedenim mehanizmom, u ovaca je sekrecija GnRH regulirana i dužinom sekrecije melatonina iz epifize (GOODMAN i INSKEEP, 2015.).

U hipotalamusu su lokalizirana dva centra koja reguliraju izlučivanje gonadotropnih hormona: epizodično-tonični i pulzatorni. Epizodično-tonični centar odgovoran je za sekreciju bazalnih koncentracija gonadotropina i uspostavljanje te održavanje germinativne i endokrine funkcije jajnika. Pulzatorni je centar odgovoran za naglo povećanje koncentracije luteinizirajućeg hormona (LH) i poticanje ovulacije (SAMARDŽIJA i sur., 2010.).

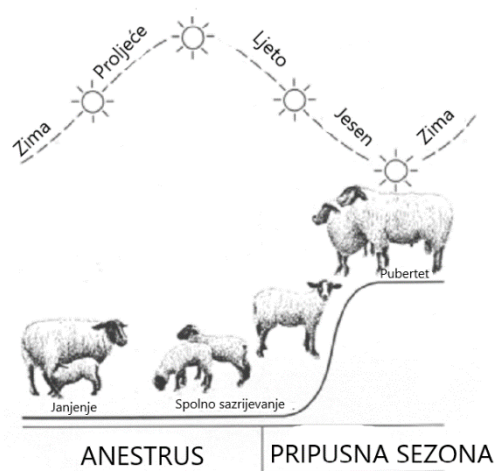
Tijekom estrusnog razdoblja GnRH stimulira hipofizu na lučenje folikulostimulirajućeg hormona (FSH) i LH. FSH je zadužen za poticanje razvoja jajničkih folikula, dok LH stimulira sintezu androstendiona, koji pod utjecajem FSH prelazi u estradiol. Estradiol pozitivnom povratnom spregom stimulira hipotalamus na veću pulzacijsku frekvenciju izlučivanja GnRH i uzrokuje vanjske znakove estrusa. Visoka pulzacijska frekvencija GnRH stimulira lučenje LH u valovima, a on potom inducira ovulaciju. LH također potiče razvoj i ranu funkciju žutog tijela (GOODMAN i INSKEEP, 2015.).

2.1.1.2. Svjetlosni ciklus (fotoperiod)

Dinamika rasplodivanja ovaca uvjetovana je svjetlosnim ciklusom, pri čemu skraćivanje svjetlosnog ciklusa djeluje kao okidač u aktivaciji neurohormonalne regulacije spolnog ciklusa (MALPAUX i sur., 1997.; PAMPORI i sur., 2020.). Epifiza je jedinstvena endokrina žlijezda koja okolišne signale o promjeni svjetlosnog ciklusa prima preko retine i prevodi ih u

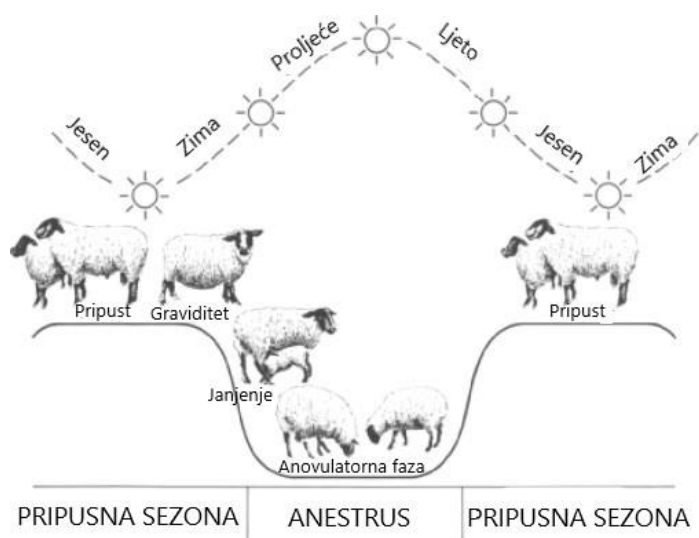
neuroendokrine signale. Glavni neuroendokrini medijator koji izlučuje epifiza, a djeluje kao signalna molekula promjene svjetlosnog ciklusa, jest hormon melatonin (YOUNIS i sur., 2019.). Melatonin se izlučuje u noćnim satima, a njegova produljena visoka koncentracija u krvi potiče pulzacijsko izlučivanje GnRH iz hipotalamusa, čime se aktivira osovina hipotalamus-hipofiza-jajnici i započinje spolni ciklus (PAMPORI i sur., 2020.).

Ovce se opisuju kao „životinje kratkog dana“ (engl. *short day breeders*), što znači da se spolni ciklus javlja sezonski, kad se duljina dnevne svjetlosti počne skraćivati. Na sjevernoj Zemljinoj polutci to se događa u jesenskim i/ili zimskim mjesecima, dok se anestrusna sezona proteže tijekom proljeća i ljeta (HAFEZ, 1952.; THIÉRY i sur., 2002.). Sezonalnost spolnog ciklusa razvijena je kao prilagodba na sezonske promjene u temperaturi i dostupnosti hrane u umjerenim klimatskim područjima (PAMPORI i sur., 2020.). LINCOLN i SHORT (1980.) opisali su tu prilagodbu kao „prirodnu metodu kontracepcije“ koja ograničava spolnu aktivnost u nepovoljnim razdobljima u godini. Tako se osigurava rađanje mladunčadi u razdobljima u kojima je dostupnost hrane za njih i majku najveća. U umjerenim klimatskim područjima to vrijeme odgovara proljetnim i ranoljetnim mjesecima (ROSA i BRYANT, 2003.). Ta se prilagodba gotovo potpuno izgubila u domaćih svinja i goveda te se one smatraju poliestričnim vrstama životinja. Međutim, ovce i koze zadržale su je nakon udomaćivanja te je ona i danas prisutna u velikom broju pasmina (BALASSE i sur., 2017.). Usporedni prikaz sezonske reprodukcije šilježica i odraslih ovaca prikazan je na slikama 1 i 2. Isprekidana linija na obje slike predstavlja godišnje varijacije svjetlosnog ciklusa.



Slika 1. Pojava puberteta u šilježice rođene u proljeće

Vidljivo je kako se rast i razvoj šilježice odvija tijekom dugih dana proljetnog i ljetnog anestrusa, a reproduksijski ciklus, uključujući prvo parenje, nastupa u jesenskoj pripusnoj sezoni (prilagođeno prema FOSTER i sur., 1986.).



Slika 2. Sezonalnost spolnog ciklusa ovaca

U razdoblju kratkog svjetlosnog ciklusa (pripusna sezona) reproduksijska je aktivnost najveća te se estrus i ovulacija ponavljaju u intervalima od 16 do 17 dana sve dok ovca ne zabređa. U anestrusnoj fazi nema pripusta jer nema ni cikličke aktivnosti (prilagođeno prema FOSTER i sur., 1986.).

2.1.2. Pojava puberteta u ženske janjadi i šilježica

2.1.2.1. Spolni razvoj u predreprodukcijском razdoblju i pojava puberteta

Spolni razvoj ovaca postupan je proces koji započinje još tijekom fetalnog razvoja, a uključuje embrionalni razvitak reprodukcijских organa, središnjeg živčanog sustava i žlijezda s unutrašnjim izlučivanjem (DÝRMUNDSSON, 1987.). Ekstrauterini rast i razvoj, koji započinje rođenjem ženskog janjeta, podrazumijeva predreprodukcijско razdoblje koje se proteže od porođaja do spolne zrelosti. U prvom dijelu tog razdoblja ženske spolne žlijezde funkcionalno prividno miruju (SAMARDŽIJA i sur., 2010.). Prividno mirovanje rezultat je supresije lučenja GnRH iz hipotalamusa uzrokovano niskim koncentracijama cirkulirajućeg estradiola (FOSTER i HILEMAN, 2015). U drugom dijelu predreprodukcijского razdoblja hipotalamus postaje manje osjetljiv na estradiol, čime postupno dolazi do povećavanja frekvencije pulzacijskog lučenja GnRH te, posljedično, i LH (CHEMINEAU i sur., 2010.). Povećanje koncentracije GnRH i LH uzrokuje rast i razvoj folikula i, konačno, ovulaciju (DECOURT i BELTRAMO, 2018.). U samom početku puberteta, koji se obično definira kao vrijeme pojave prvog estrusa, šilježice imaju još uvijek nepotpuno razvijene jajnike, nižu stopu ovulacije te kraće, intenzivnije i neredovite estruse u odnosu na starije ovce (DÝRMUNDSSON, 1981.; FOSTER i HILEMAN, 2015.). Nakon dva do tri neredovita estrusa ciklička se aktivnost jajnika ustaljuje i ciklusi postaju redoviti (LOZANO i sur., 2020.).

2.1.2.2. Čimbenici koji utječu na spolni razvoj i pojavu puberteta

Opisane fiziološke reakcije prvi se put javljaju u mladim šilježica u vrlo varijabilnom rasponu od 5 do 18 mjeseci. Navedeni široki raspon određen je brojnim čimbenicima koji samostalno ili u interakcijama potiču aktivaciju prvog estrusa. Uz tjelesni rast i razvoj janjeta/šilježice kao najvažniji čimbenik, na početak spolne aktivnosti utjecaj imaju i pasmina (genotip), mjesec rođenja i, u manjoj mjeri, „učinak ovna“.

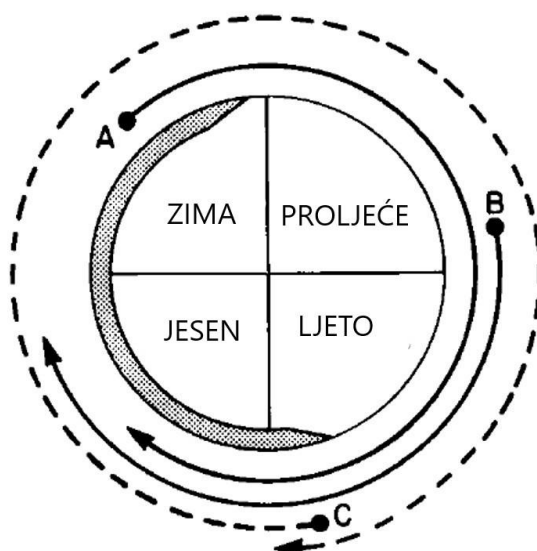
Postoji bliska povezanost tjelesnog rasta ovaca s rastom i razvojem reprodukcijских organa. U tom smislu šilježad s bržim tjelesnim rastom u pubertet ulazi ranije jer se i reprodukcijски organi razvijaju brže (HILEMAN i sur., 2020.). Dokazano je da se podizanjem kvalitete i kvantitete krme može postići ranija pojava puberteta. Tako šilježice koje su izložene kvalitativno i kvantitativno zadovoljavajućoj hranidbi brže rastu i u pubertet ulaze ranije, a samim time vjerojatnije je i da će koncipirati u ranijoj dobi (DÝRMUNDSSON 1987.). Hrana

koju konzumiraju ženska janjad i šilježice za rasplod mora sadržavati dovoljno vlakana (oko 30 % neutralnih detergenskih vlakana) za pravilan razvoj predželudaca te dovoljno energije (izvor je najčešće dohrana koncentriranim krmivima) kako bi se tjelesni, a time i spolni rast i razvoj neometano odvijali (BRANDANO i sur., 2004.). Načelno, pubertet se javlja kad šilježica postigne od 50 do 70 % mase od mase uzrasle jedinke.

Glavni čimbenik koji regulira predispozicije šilježice za rast i reakcije na okolinu jest njezina genska osnova. Genska osnova u populacijama ovaca najčešće je određena genotipom, pa s obzirom na aktivaciju prvog estrusa govorimo o ranozrelim, srednjezrelim i kasnozrelim pasminama. DÝRMUNDSSON (1987.) navodi da incidencija pojave estrusa u prvoj godini života, ovisno o pasmini, varira od 0 do 100 %. U ranozrelim pasmina, poput romanovske (*Romanovskaja ovec*), finske (*Finnsheep*) ili istočnofrizijske (*Ostfriesisches Milkschaf*) ovce, pubertet obično nastupa u dobi od pet do osam mjeseci (FAHMY, 1996.). U kasnozrelim pasmina, poput pramenki, šarolea (*Charollais*) ili merino (*Merino*) ovaca, pubertet nastupa u dobi od devet do 16 mjeseci (MIOČ i sur., 2007.). Međupasminske varijacije s obzirom na dob pri pojavi prvog estrusa FOSTER i HILEMAN (2015.) većinski objašnjavaju genetski determiniranim različitim stupnjem osjetljivosti na godišnje promjene u svjetlosnom ciklusu te intenzitetom rasta.

Kako je već ranije istaknuto, za aktivaciju spolnog ciklusa šilježica važno je ostvarenje dovoljne tjelesne mase (50 do 70 % od mase uzrasle jedinke). Međutim, zbog toga što pojava spolnog ciklusa ovaca u većoj ili manjoj mjeri ovisi o godišnjim promjenama svjetlosnog ciklusa, za šilježicu nije svejedno u kojem će razdoblju u godini postići „kritičnu“ tjelesnu masu. U praktičnom smislu navedeno znači da na pojavu prvog estrusa znatno utječe mjesec rođenja (FOSTER i HILEMAN, 2015.). Za razumijevanje navedenog fenomena važno je znati da je na sjevernoj Zemljinoj polutci prirodna pripusna sezona za ovce ona jesenska, dok su ostale sezone karakterizirane anestrusom. Samim time jesenska je sezona i doba godine kad šilježice manifestiraju znakove ulaska u pubertet (prvi estrus), što je prvi utvrdio HAMMOND (1944.), nakon čega je isto potvrđeno i u brojnim drugim istraživanjima. Međutim, o sezoni (mjesecu) rođenja ovisi hoće li šilježica u pubertet ući iste godine kad je rođena ili one sljedeće. Šilježice rođene u zimu i proljeće u pubertet ulaze u pripusnoj sezoni iste godine, uz uvjet da su postigle dostatnu uzraslost. Iako u pubertet ulaze u gotovo isto vrijeme, šilježice iz proljetnog janjenja bit će mlađe pri pojavi puberteta od onih iz zimskog janjenja. Sukladno tome, dob pri ulasku u pubertet snižava se s porastom mjeseca (datuma) rođenja šilježice do određene granice. Šilježice rođene kasnije u godini (ljetna anestrusna sezona, sezona parenja) zbog nedovoljne razvijenosti u pubertet ne ulaze u pripusnoj sezoni iste godine kad su i rođene, nego u sljedećoj,

često u dobi višoj od godinu dana. Navedeni je fenomen izražen unatoč tome što je fizički rast te rast i razvoj spolnih organa potreban za pojavu puberteta postignut ranije, ali nakon pripusne sezone u godini u kojoj su rođene (FOSTER i sur., 1986.; FOSTER i HILEMAN, 2015.). Shematski prikaz utjecaja sezone rođenja na pojavu puberteta prikazan je na slici 3.



Slika 3. Sezona rođenja i vrijeme pojave puberteta u šilježica

Zadebljani i osjenčani dio kruga predstavlja pripusnu sezonu ovaca. Slova A, B i C predstavljaju tri šilježice rođene u različitim sezonama. Ulazak u pubertet označen je krajem strelice. Vidljivo je da sve tri šilježice u pubertet ulaze u pripusnoj sezoni. Šilježice A i B u pubertet ulaze u pripusnoj sezoni iste godine kad su i rođene, no razlikuju se u dobi. Šilježica C rođena je krajem ljeta, odnosno početkom pripusne sezone, i ona u pubertet ulazi tek u pripusnoj sezoni druge godine te joj je dob pri ulasku u pubertet znatno viša od dobi šilježica A i B (prilagođeno prema FOSTER i sur., 1986.).

Učinak sezone rođenja i stope rasta na vrijeme pojave puberteta može se protumačiti ako se promatra u kontekstu sezonskog razmnožavanja i odraslih ovaca. Šilježica bi se trebala roditi dovoljno rano u godini da postigne odgovarajuću uzraslost za pubertet tijekom pripusne sezone. Ako se to ne dogodi, zbog rođenja kasno u godini ili neodgovarajuće hranidbe, pubertet se odgađa do sljedeće pripusne sezone. Ta strategija osigurava kontinuiranu sinkronizaciju parenja među ovcama svih dobnih skupina jer je prvi pripust grupiran u doba godine kada je spolna aktivnost starijih ovaca najveća. Također, spriječena je možebitna gravidnost nerazvijenih šilježica koja bi ugrozila njihov normalni razvoj i preživljavanje (FOSTER i sur., 1986.; FOSTER i HILEMAN, 2015.).

Na aktivaciju prvog estrusa kod šilježica u određenoj mjeri može utjecati i prisustvo mužjaka (ovna). „Učinak ovna“ najčešće se objašnjava kao iznenadni učinak koji se javlja naglim uvođenjem ovnova u stado odraslih sezonski anovulatornih ovaca na kraju anestrusne ili u početku estrusne sezone. Ovnovi moraju biti odvojeni i udaljeni od ovaca najmanje četiri tjedna prije uvođenja. Naglo uvođenje ovnova inducira estrus i ovulaciju ovaca izloženih navedenom učinku. U pasmina ovaca koje su manje osjetljive na kolebanja u svjetlosnom ciklusu učinak ovna može inducirati navedene promjene tijekom cijele godine (ROSA i BRYANT, 2002.). Naglo uvođenje ovna u stado u punom obimu ima učinak na odrasle ovce, dok je isti taj učinak na šilježice ograničen (DÝRMUNDSSON 1987.; UNGERFELD i sur., 2004.). Jedan od razloga mogao bi biti taj što je estrus šilježica kraći, a bihevioralni znakovi estrusa slabiji. Najvažniji čimbenici koji utječu na magnitudu učinka ovna jesu pasmina, dob i iskustvo ovna u rasplodu, a neizravno i sezona (ROSA i BRAYNT, 2002.).

2.1.3. Prvi pripust, koncepcija i gravidnost

2.1.3.1. Prvi pripust

Vrijeme prvog pripusta uvjetovano je proizvodnom namjenom stada, sustavom uzgoja, uzgojnom tehnologijom i genetskim potencijalom šilježica (MIOČ, 2014.). Uspjeh prvog pripusta ovisi o nekoliko čimbenika, među kojima su najvažniji način pripusta (organizacija), kvaliteta rasplodnjaka, utjecaj rasplodnjaka na šilježice te sezona pripusta.

2.1.3.1.1. Organizacija prvog pripusta

Dva osnovna načina oplođivanja ovaca jesu parenje i umjetno osjemenjivanje (UO). Parenje je u ovaca češće, a postoji nekoliko različitih načina parenja: skok iz ruke, divlje parenje, klasno parenje i haremski skok. Skok iz ruke podrazumijeva parenje određene ovce s rasplodnjakom „jedan na jedan“, čime je točno poznato vrijeme parenja i rasplodnjak – otac janjadi. Suprotno tome, divlje parenje način je organiziranog parenja u kojem se veći broj ovnova uvodi u stado ovaca te s njima boravi tijekom pripusne sezone. U klasnom i haremskom parenju jedan ovan boravi s određenim brojem ovaca, pri čemu se u klasnom parenju ovce razvrstavaju u skupine prema određenim kriterijima, dok kod haremskog pripusta to nije slučaj. U slučaju divljeg parenja potreban je jedan ovan na 20 do 25 ženki, dok kod klasnog i

haremskog parenja taj omjer varira između 1:20 i 1:50 (MIOČ i sur., 2007.; VIPOND i GRIEG, 2007.).

Kvalitetnim rasplodnjakom smatra se spolno dozreli, zdrav ovan u rasplodnoj kondiciji, s dobro izraženim sekundarnim spolnim odlikama. Pri tome poseban značaj imaju libido, razvijenost testisa i kvaliteta sperme te zdravlje nogu i papaka (MIOČ, 2014.). RIDLER i sur. (2012.) navode da je korelacija između opsega testisa i broja spermija visoka (0,77 do 0,92), što mjerenje opsega testisa čini korisnom i jednostavnom metodom procjene kvalitete rasplodnjaka. TSAKMAKIDIS (2010.) naglašava važnost procjene kvalitete sperme rutinskim testovima, čime se preciznije može utvrditi kvaliteta, odnosno rasplodna sposobnost ovnova.

Učinak ovna iznenadni je učinak kojim se ubrzava i sinkronizira estrusni ciklus ovaca, a postiže se naglim uvođenjem ovnova u stado. U šilježica taj učinak ima ograničen utjecaj. Tako se „učinak ovna“ u stadu šilježica može očitovati ranijim ulaskom u estrus te sinkroniziranim estrusnim ciklusima (ROSA i BRYANT, 2002.).

Sezona u kojoj se organizira prvi pripust ovisi o sezoni u kojoj je potrebno postići prvo janjenje. Ključni ograničavajući čimbenik pri odabiru sezone pripusta jest „stupanj sezonalnosti“ određene pasmine. U izrazito sezonalnih pasmina ovaca pripust izvan rasplodne sezone gotovo nije moguć (NOTTER, 2002.). Šilježice manje sezonalnih pasmina moguće je pripuštati i izvan rasplodne sezone, ali je broj šilježica koje uđu u estrus i uspješno koncipiraju redovito manji u odnosu na rasplodnu sezonu. S tim u skladu LEWIS i sur. (1996.) utvrdili su u šilježica i ovaca pasmine dorzet (*Dorset*) relativno visok postotak oplođenosti ovaca u listopadu (69 %), dok su u ožujku i lipnju zabilježeni postotci oplođenosti iznosili 28 % i 15 %.

2.1.3.2. Koncepcija

Kulminacija estrusnog ciklusa jest ovulacija. Ovce u pravilu ovuliraju između jednog i tri (i više) jajašaca, što ponajprije ovisi o genetskoj predispoziciji pasmine (NOTTER, 2012.). Ovce većine pasmina u prosjeku ovuliraju između jedne i dvije jajne stanice, što odgovara prosječnoj plodnosti (SCARAMUZZI i RADFORD, 1983.), no međupasminske su razlike znatne, pa tako merino ovce prosječno ovuliraju jedno jajašce (KLEEMANN i WALKER, 2005.), dok ovce teksel (*Texel*) pasmine ovuliraju prosječno 1,75 jajašaca (HANRAHAN i QUIRKE, 1975.). Međutim, postoji skupina visokoplodnih pasmina ovaca koje se ističu iznadprosječnim brojem ovuliranih jajašaca koji nerijetko prelazi tri jajašca. Najpoznatije su visokoplodne pasmine romanovska ovca, finska ovca, borol merino ovca (*Booroola Merino*) i istočnofrizijska ovca (FAHMY, 1996.). Pri tome valja imati na umu da je broj ovuliranih

jajašaca u šilježica redovito niži u odnosu na broj ovuliranih jajašaca u starijih ovaca (RICORDEAU i sur., 1982.; FAHMY, 1989.). Prosječni brojevi ovuliranih jajašaca romanovskih i finskih šilježica i ovaca iz različitih istraživanja prikazani su u tablici 1.

Tablica 1. Broj ovuliranih jajašaca u romanovskih i finskih šilježica i ovaca (prilagođeno prema FAHMY, 1996.)

Pasmina	Broj ovuliranih jajašaca u šilježica	Broj ovuliranih jajašaca u ovaca	Literaturni izvor
romanovska ovca	2,51	2,81 – 3,29	FAHMY (1989.)
	2,5	3,26 – 3,41	RICORDEAU i sur. (1982.)
	/	4,94	RICORDEAU i sur. (1974.)
	/	2,4 – 3,7	TOTEDA i sur. (1987.)
finska ovca	/	4,5	BRADFORD i sur. (1971.)
	/	4,2	SCARAMUZZI i LAND (1978.)
	2,2	/	ECHTERNKAMP i LASTER (1976.)
	2,3	/	CASTONGUAY i sur. (1990.)

2.1.3.3. Čimbenici o kojima ovisi broj ovuliranih jajašaca

Broj ovuliranih jajašaca ponajprije ovisi o genetskom potencijalu određene pasmine. Genetska regulacija ovulacije u većine pasmina ovaca podrazumijeva aditivno djelovanje velikog broja gena, od kojih svaki s malim pojedinačnim učinkom doprinosi varijacijama u broju ovuliranih jajašaca (FAHMY, 1996.). Međutim, tijekom 1980-ih postalo je očito kako se stopa ovulacije u nekih populacija ovaca nasljeđuje kao kvalitativno, a ne kvantitativno svojstvo, čime je započela nova era istraživanja plodnosti ovaca (GOOTWINE, 2020.). Prvi nedvojbeni utjecaj pojedinačnoga gena na stopu ovulacije i veličinu legla zabilježen je u ranim 1980-ima u stadu australskih borol merino ovaca, a gen je nazvan *F* ili *FecB* gen (PIPER i sur. 1985.). Ovce s jednom kopijom borol mutiranog alela (B+) ovulirale su prosječno 1,65 jajašaca i 0,9 janjadi u leglu više od ovaca bez ijednog mutiranog alela (tzv. divlji tip). Homozigotne ovce s oba mutirana alela imale su 2,3 ovulirana jajašca i 1,2 janjeta u leglu više od „divljeg tipa“. SOUZA i sur. (2001.) konačno su doveli u vezu visoku plodnost borol merino ovaca s

mutacijama na genu za koštani morfogenetski protein 1B receptor (engl. *bone morphogenic protein receptor 1B*; *BMPR1B*).

Ubrzo nakon otkrića *booroola* gena otkriveni su i drugi geni sa znatnim utjecajem na ovulaciju. Prvenstveno je to gen koji kodira sintezu čimbenika rasta i diferencijacije 9 (engl. *growth differentiation factor 9*; *GDF9*) te gen koji kodira sintezu koštanog morfogenetskog proteina 15 (engl. *bone morphogenic protein 15*; *BMP15*) (DAVIS, 2005.). Uz *BMPR1B* gen, navedeni su geni do danas ostali najvažniji i najistraživaniji u kontekstu regulacije stope ovulacije ovaca. Pri tome valja naglasiti da se *BMPR1B* gotovo uvijek povezuje s australskim i azijskim pasminama ovaca, dok se dva potonja gena najčešće povezuju s europskim pasminama (DAVIS i sur., 2006.).

Međutim, neprestano se istražuju i drugi potencijalni geni za koje se pretpostavlja da mogu utjecati na stopu ovulacije. U prvom redu to su gen za beta-1,4-*N*-acetil-galaktozaminil-transferazu 2 (engl. *beta-1,4-N-acetyl-galaktozaminyl transferase 2*; *B4GALNT2*), gen za estrogeni receptor 1 (engl. *estrogen receptor 1*; *ESR1*), gen za prolaktinski receptor (engl. *prolactin receptor*; *PRLR*), gen za supresor metastaza (engl. *metastasis suppressor*; *KiSS1*), gen za receptor supresora metastaza (engl. *KiSS1 receptor gene*; *KiSS1R*), gen za receptor folikulostimulirajućeg hormona (engl. *folicle-stimulating hormone receptor*; *FSHR*) i gen koji kodira sintezu inzulinu sličnog čimbenika rasta 1 (engl. *insuline like growth factor 1*; *IGF1*) (HE i sur., 2012.; ABDOLI i sur., 2016.).

2.1.3.3.1. Gen za sintezu čimbenika rasta i diferencijacije 9 (*GDF9* gen)

Čimbenik rasta i diferencijacije 9 (engl. *growth differentiation factor 9*; *GDF9*) spada u brojnu skupinu pretvorbenih čimbenika rasta beta (*TGF-β*; engl. *transforming growth factor beta*). Proteini te skupine djeluju kao signalne molekule i sudjeluju u regulaciji procesa rasta, maturacije i diferencijacije (JUENGEL i sur., 2004.; SANFINS i sur., 2018.). Zajedno s koštanim morfogenetskim proteinom 15 (engl. *bone morphogenic protein 15*; *BMP15*), *GDF9* je ključan za normalan razvoj folikula u ranoj fazi folikulogeneze. U jajniku *GDF9* izlučuje oocita kao prekursorski protein veličine 453 aminokiseline, a aktivni mu se dio nalazi na c-kraju proteina (JUENGEL i sur., 2004.). Zajedno s *BMP15* regulira proliferaciju, diferencijaciju, steroidogenezu, apoptozu i ekspanziju kumulusa granulosa stanica te stvaranje stanica teke (OTSUKA i sur., 2011.; LIU i sur., 2014.; SANFINS i sur., 2018.).

GDF9 gen, poznat i pod nazivom *FecG*, kodira sintezu čimbenika rasta i diferencijacije 9. Smješten je na ovčjem kromosomu 5 u dužini od 2,5 kilobaza, a sastoji se od dva egzona

odvojena jednim intronom (HANRAHAN i sur, 2004.). *GDF9* gen jedan je od prvih gena za koji je utvrđeno da ima potencijal za znatno povećanje reproduktivne učinkovitosti. DONG i sur. (1996.) prvi su opisali važnost navedenoga gena za normalno funkcioniranje jajnika miševa dokazavši neplodnost u homozigotnih ženki s mutacijom, dok su heterozigotne ženke te homozigotne ženke „divljeg tipa“ pokazivale normalnu plodnost.

Najveći broj istraživanja kojima je cilj bio provjeriti povezanost *GDF9* gena s reproduktivnim svojstvima proveden je na ovcima. U tablici 2 zbirno je prikazan pregled nekih od dosadašnjih istraživanja polimorfizama *GDF9* gena i povezanosti s reproduktivskom učinkovitošću.

Istražujući gensku osnovu visoke plodnosti pasmina ovaca kembridž (*Cambridge*) i belkler (*Belclare*), HANRAHAN i sur. (2004.) prvi su put dokazali da su mutacije *GDF9* gena povezane s povišenom stopom ovulacije i sterilnošću ovaca. Autori su utvrdili ukupno osam točkastih mutacija (G1-G8) *GDF9* gena. Mutacije G1 (Arg87His), G4 (Glu241Lys), G6 (Val332Ile), G7 (Val371Met) i G8 (Ser395Phe) bile su funkcionalne i dovodile su do promjene u aminokiselinskom slijedu, dok su ostale tri mutacije (G2, G3 i G5) tihe i bez utjecaja na aminokiselinski slijed. Homozigotne ovce obiju navedenih pasmina s dvije kopije mutiranog alela nazvanog *FecG^H* bile su sterilne, dok je kod ovaca heterozigotnoga genotipa utvrđena povećana stopa ovulacije. Procijenjeni učinak jednog alela *FecG^H* na povećanje stope ovulacije u pasmine ovaca kembridž bio je 1,18, a u pasmine belkler 0,77. SILVA i sur. (2010.) u ovaca pasmine santa ines (*Santa Ines*) opisali su dodatnu funkcionalnu mutaciju i nazvali je *FecG^E* (Phe345Cys). U ukupnoj populaciji od 334 ovce učestalost alela *Fec^E* bila je 0,192, a učestalost „divljeg alela“ 0,808. Izdvojivši samo ovce s iznadprosječnim brojem janjadi u leglu, autori su zabilježili učestalost alela *Fec^E* od 0,522, dok je učestalost „divljeg alela“ bila 0,478. Ovce s mutacijom na oba alela spomenutog lokusa imale su prosječno 1,78 janjadi u leglu, što je za 0,34 odnosno 0,65 janjadi u leglu više od heterozigotnih ovaca, odnosno homozigotnih ovaca „divljeg tipa“.

Tablica 2. Prikaz dosadašnjih istraživanja polimorfizama *GDF9* gena i povezanosti s reprodukcijskom učinkovitošću u različitim pasmina ovaca

Pasmina	N	Promatrano svojstvo	Literaturni izvor
kembridž	9	veličina legla, plodnost	HANRAHAN i sur. (2004.)
belkler	10		
mogani (<i>Moghani</i>) i gezel (<i>Ghezel</i>)	108	veličina legla	BARZEGARI i sur. (2010.)
garol (<i>Garole</i>)	22	učestalost alela i genotipova	POLLEY i sur. (2010.)
santa ines	23	broj žutih tijela	SILVA i sur. (2010.)
barbarin (<i>Barbarine</i>)	41	veličina legla	VACCA i sur. (2010.)
ke fine luest (<i>Queue Finede L'ouest</i>)	31		
noar du tibar (<i>Noire de Thibar</i>)	34		
sicilio-sardinijska (<i>Sicilio- Sarde</i>)	51		
dman (<i>D'man</i>)	47		
kratkorepi han (<i>Short Tailed Han</i>)	126	veličina legla	CHU i sur. (2011.)
baluči (<i>Baluchi</i>)	134	veličina legla	MORADBAND i sur. (2011.)
čios (<i>Chios</i>)	92	veličina legla	LIANDRIS i sur. (2012.)
karaguniki (<i>Karagouniki</i>)	96		
mehraban (<i>Mehraban</i>)	100	veličina legla, broj ojanjene i odbijene janjadi do 4. godine života, prosječna i ukupna porođajna masa do 4. godine života, prosječna i ukupna masa pri odbiću do 4. godine života	ABDOLI i sur. (2013.)
norveška bijela ovca (<i>Norwegian white sheep</i>)	378	veličina legla kćeri	VÅGE i sur. (2013.)
avasi (<i>Awassi</i>)	208	veličina legla	JAWASREH i sur. (2014.)

...nastavak tablice 2

Pasmina	N	Istraživano svojstvo	Literatura
čilota (<i>Chilota</i>)	57	veličina legla	PAZ i sur. (2014.)
austral (<i>Austral</i>)	120		
arukana (<i>Araucana</i>)	100		
Il d frans (<i>Ile de France</i>)	25	stopa ovulacije	SOUZA i sur. (2014.)
romanovska ovca	60	učestalost alela i genotipova	KOLOSOV i sur. (2015.)
salaskaja (<i>Salaskaya</i>)	100		
lori (<i>Lori</i>)	123	učestalost alela i genotipova	NANEKARANI i sur., (2015.)
romanovska ovca	70	veličina legla	JAWASREH i sur. (2017.)
ramani (<i>Rahmani</i>)	88	veličina legla	EL-HALAWANY i sur. (2018.)
osimi (<i>Osimi</i>)	92		
hu (<i>Hu</i>)	267	veličina legla	LI i sur. (2020.)
luzong muton (<i>Luzhong Mutton</i>)	/	veličina legla	WANG i sur. (2021.)

Nedvojbeni dokaz utjecaja polimorfnih varijanti *GDF9* gena na reprodukciju ovaca privukao je pažnju znanstvenika te su u narednim godinama provedena slična istraživanja na većem broju pasmina. Neke su istraživane pasmine ovaca bile homozigotne za sve lokuse, no otkrivena su i nova polimorfna mjesta, a utjecaj pojedinog genotipa na reproduksijske pokazatelje varirao je među pasminama.

VACCA i sur. (2010.) istraživali su prisutnost polimorfnih varijanti *GDF9* gena u pet sjevernoafričkih pasmina ovaca (tablica 2). Ni u jedne pasmine nije utvrđeno niti jedno polimorfno mjesto. Iste su godine POLLEY i sur. (2010.) utvrdili da je od pet istraživanih lokusa (G1, G4, G6, G7 i G8) samo lokus G1 polimorfan. Učestalosti utvrđenih alela bile su: G = 0,82 i A = 0,18, a genotipova: GG = 0,64 i GA = 0,36. MORADBAND i sur. (2011.) proveli su istraživanje na 134 ovce iranske pasmine baluči i utvrdili prisutnost polimorfizma na lokusu G1. Učestalosti gena G (*FecG⁺*) i A (*FecG^I*) bile su 0,82 i 0,18, dok su učestalosti genotipova GG (*FecG⁺/FecG⁺*), GA (*FecG⁺/FecG^I*) i AA (*FecG^I/FecG^I*) bile 0,72, 0,020 i 0,08. Najveći broj janjadi u leglu utvrđen je u genotipa GA (1,39), što je bilo statistički znakovito ($P < 0,05$) više od genotipa AA (1,03), dok u usporedbi s genotipom GG (1,24) nije

bilo znakovite razlike ($P > 0,05$). Autori su istaknuli kako je to bio prvi dokaz povezanosti polimorfizma na lokusu G1 s veličinom legla u ovaca. Novo polimorfno mjesto koje rezultira aminokiselinskom zamjenom (Gln243His) utvrdili su CHU i sur. (2011.) u kineske pasmine ovaca kratkorepi han. Ovce s jednom kopijom mutiranog alela (CD) imale su za 0,77 veći broj janjadi u leglu od ovaca bez ijednog mutiranog alela (CC). Autori su utvrdili i prisutnost polimorfizma na lokusu G3, ali bez znakovitih ($P > 0,05$) razlika u veličini legla između genotipova. U istraživanju koje je obuhvaćalo grčke pasmine ovaca čios i karaguniki, LIANDRIS i sur. (2012.) utvrdili su prisutnost polimorfnih mjesta na lokusima G1, G4, G7 i G8. Znakovite ($P < 0,05$) razlike u veličini legla zabilježene su u ovaca pasmine čios na lokusu G1, gdje su ovce s dva „divlja alela“ (G) imale 2,25 janjadi u leglu, što je za 0,47 više od ovaca s genotipom AG. ABDOLI i sur. (2013.) utvrdili su u ovaca pasmine meraban polimorfizam na lokusu G1 sa sljedećim učestalostima genotipova: AA = 0,10, AG = 0,62 i GG = 0,28. Između genotipova nije bilo statistički znakovitih ($P > 0,05$) razlika u veličini legla, broju janjadi ojanjene do 4. godine života ovce, broju janjadi odbijene do 4. godine života ovce, prosječne tjelesne mase janjadi do 4. godine života ovce, ukupne mase janjadi do 4. godine života ovce, prosječne mase odbijene janjadi do 4. godine života ovce i ukupne mase odbijene janjadi do 4. godine života ovce. Koristeći Illumina 50K ovine SNP array chip za procjenu uzgojne vrijednosti ovnova na temelju fenotipa kćeri norveške bijele pasmine ovaca, VÅGE i sur. (2013.) utvrdili su da G7 mutacija statistički znakovito ($P < 0,05$) utječe na varijacije u navedenom svojstvu. Kćeri ovnova genotipa GG imale su od 1. do 3. legla u prosjeku 0,46 do 0,57 janjadi u leglu više od kćeri ovnova AA, odnosno 0,20 do 0,25 janjadi u leglu više u odnosu na GA genotipizirane ovnovce. Kćeri ovnova genotipa GA imale su od 1. do 3. legla prosječno od 0,26 do 0,32 janjeta u leglu više od ovnova s genotipom AA. Prisutnost mutacije G1 potvrdili su JAWASREH i sur. (2014.) u ovaca pasmine avasi te PAZ i sur. (2014.) u ovaca pasmina čilota i arukana. Učestalosti alela G i A *GDF9* gena u pasmine avasi bile su 0,049 i 0,951, a učestalosti genotipova GG, GA i AA iznosile su 0,00, 0,12 i 0,88, no nije bilo statistički znakovite ($P > 0,05$) razlike u veličini legla genotipova GA (1,28) i AA (1,20). Međutim, ovce pasmine čilota s heterozigotnim genotipom (1,56) imale su znakovito ($P < 0,05$) više janjadi u leglu od ovaca s genotipom AA (1,25). KOLOSOV i sur. (2015.) utvrdili su u pasmina salaskaja (*Salaskaya*) i romanovska ovca mutacije G1 i G4 *GDF9* gena. Učestalost genotipova u pasmine salaskaja na poziciji G1 bila je AG (0,1) i GG (0,9), a na poziciji G4 AA (0,9) i AG (0,1), dok je učestalost genotipova u romanovskih ovaca na poziciji G1 bila AG (0,391) i GG (0,609), a na poziciji G4 AA (0,609) i AG (0,391). Slično istraživanje proveli su NANEKARANI i sur. (2015.) na ovcima pasmine lori. Autori su potvrdili postojanje mutacije G1 s učestalošću alela

A od 0,815 i alela G od 0,185. Utvrđena su dva genotipa, AA i AG s učestalošću 0,631 i 0,369. JAWASREH i sur. (2017.) zabilježili su prisutnost mutacije G1 *GDF9* gena u ovaca romanovske pasmine u Jordanu. Frekvencije alela G i A bile su 0,79 i 0,21. Potvrđena je prisutnost dvaju od tri moguća genotipa s učestalošću genotipa GG od 0,585 i genotipa GA od 0,415. Ovce s genotipom GG imale su statistički znakovito ($P < 0,05$) više janjadi u leglu (2,732) u odnosu na ovce s genotipom GA (1,940). Polimorfizam, povezanost genotipova s veličinom legla i izražajnost *GDF9* gena istražena je u pasmina ovaca osimi i ramani u Egiptu (EL-HALAWANY i sur., 2018.). Od tri istražena potencijalna polimorfna mjesta *GDF9* gena na promotor, egzon 2 i 3'UTR regijama, samo je ono na egzonu 2 bilo polimorfno. Utvrđena su sva tri genotipa s frekvencijama AA (0,17), AG (0,55) i GG (0,28). Ovce s genotipovima AA (1,82) i AG (1,73) imale su statistički znakovito ($P < 0,05$) više janjadi u leglu od ovaca s genotipom GG (1,38). Autori su također utvrdili znatan pad u razini ekspresije mRNK *GDF9* gena u oocita loše kvalitete u odnosu na kvalitetne. LI i sur. (2020.) sekvenciranjem su utvrdili postojanje triju novih mutacija *GDF9* gena u kineske pasmine ovaca hu. Sve tri su mutacije vezane te su utvrđena tri genotipa: A-T-C/A-T-C (AA), A-T-C/G-G-T (AB) i G-G-T/G-G-T (BB). Učestalost genotipa AA bila je 0,629, genotipa AB 0,326, a genotipa BB 0,045. Ovce s genotipom AA imale su statistički znakovito ($P < 0,05$) više janjadi u leglu (1,69) od ovaca s genotipom BB (1,33).

2.1.3.3.1. Gen za sintezu inzulinu sličnog čimbenika rasta I

IGF1 molekulu identificirali su SALMON i DAUGHDAY (1957.) istražujući mehanizme kontrole ugradnje sulfata u hrskavicu štakora. S vremenom je utvrđeno da je *IGF1* uključen u razne fiziološke procese, uključujući rast, spolno sazrijevanje, razvoj ploda i reprodukciju (ADAM i sur., 2000.; SHEN i sur., 2003.). Hormon rasta (engl. *growth hormone*; *GH*) inducira sintezu *IGF1* u jetri te regulira parakrinu proizvodnju *IGF1* u mnogim drugim tkivima i stanicama (LARON, 2001.), uključujući granulosa i teka stanice jajnika (LUCY, 2000.).

Jedna od važnih funkcija *IGF1* molekule jest sudjelovanje u regulaciji reprodukcije. Dokazano je da utječe na folikularnu i lutealnu aktivnost tijekom spolnog ciklusa, a koncentracija u krvi joj ovisi o hranidbi (VELAZQUEZ i sur., 2008.). Zajedno s gonadotropinima, *IGF1* stimulira rast i steroidogenezu stanica jajnika (LUCY, 2000.). Uvažavajući navedeno, provedena su istraživanja s ciljem utvrđivanja utjecaja *IGF1* na reproduksijska svojstva poput trajanja gravidnosti u nutrija (SIROTKIN i sur., 2003.) te

višestruke ovulacije (ECHTERNKAMP i sur., 2004.), predimplantacijskog razvoja zametka (VELAZQUEZ i sur., 2005.) i stope oplodjenosti nakon prvog osjemenjivanja (PATTON i sur., 2007.) u goveda.

IGF1 gen kodira sintezu *IGF1* molekule, a u ovaca se nalazi na trećem kromosomu i sastoji se od šest egzona i pet introna (DETTORI i sur., 2018.). Sudjelovanje *IGF1* molekule u regulaciji različitih fizioloških procesa poslužilo je kao polazište za istraživanje povezanosti polimorfizama navedenoga gena s različitim proizvodnim i drugim svojstvima ovaca. Tako je dosad istražena povezanost polimorfizama *IGF1* gena sa svojstvima poput količine i kvalitete (sastava) mlijeka u pasmine sarda (*Sarda*) (DETTORI i sur., 2018.), rasta i razvoja u pasmina baluči (GHOLIBEIKIFARD i sur., 2013.), makoi (*Makoei*) (NEGAHDARY i sur., 2013) i poljski merino (*Polish Merino*) (GROCHOWSKA i sur., 2017.), konformacije trupa u nigerijskih autohtonih pasmina (RAJI i sur., 2017.), kvalitete trupa i mesnatosti u pasmina poljski merino (GROCHOWSKA i sur., 2017.) i santa ines (MEIRA i sur., 2019.), kvaliteta sjemena u pasmine ovaca sanjabi (*Sanjabi*) (BAKHTIAR i sur., 2017.) i svojstava važnih u proizvodnji vune (DARWISH i sur., 2017.).

Uvažavajući činjenicu da je jedna od uloga *IGF1* molekule sudjelovanje u regulatornim mehanizmima kontrole spolnog ciklusa i sazrijevanja oocite, istražena je povezanost polimorfizama *IGF1* gena sa svojstvima poput duljine trajanja servisnog razdoblja i broja pripusta do uspješne koncepcije u krava pasmine holštajn (MULLEN i sur., 2011.; LEYVA-CORONA i sur., 2018.) te veličine legla u koza pasmina atapadi blek (*Attappaday Black*) i malabari (*Malabari*) (THOMAS i sur., 2016.).

Povezanost polimorfnihi varijanti 5' bočne regije *IGF1* gena s reprodukcijom učinkovitošću ovaca utvrdili su HE i sur. (2012.). U populaciji ovaca kineske pasmine kratkorepi han autori su identificirali tri genotipa sa sljedećim frekvencijama: AA (0,646), AB (0,325) i BB (0,029). Ovce s genotipovima BB (2,80) i AB (2,22) imale su znakovito ($P < 0,05$) veća legla u odnosu na ovce s genotipom AA (1,84). U recentnom istraživanju na populaciji ovaca sarda LURIDIANA i sur. (2020.) utvrdili su nakon prvog, drugog i trećeg pripusta nižu stopu plodnosti (od 75 do 77 %) u ovaca s genotipom BB (GG) u odnosu na ovce s genotipovima AA (CC) i AB (CG) koje su pokazivale plodnost od 83 do 88 %. Također, razdoblje od uvođenja ovna u stado do janjenja trajalo je u ovaca s genotipom BB oko 15 dana dulje u odnosu na ovce s preostala dva genotipa.

Uz genetske čimbenike, na broj ovuliranihi jajašaca utječu i paragenetski čimbenici, među kojima se ističu dva blisko povezana – hranidba i tjelesna masa (SMITH, 1988.). Pri tome se razlikuju takozvani „statički učinak“ i „dinamički učinak“ tih čimbenika (KENYON,

2014.b). „Statički učinak“ podrazumijeva učinak tjelesne mase koju šilježica ima u vrijeme ovulacije. Načelno, broj ovuliranih jajašaca veći je ako je tjelesna masa šilježice/ovce veća. CUMMING i sur. (1977.) utvrdili su da se za svakih dodatnih 10 kg tjelesne mase merino ovaca broj ovuliranih jajašaca povećava za prosječno 0,25 do 0,30 (tjelesna masa ovaca bila je između 40 i 67 kg). „Dinamički efekt“ zapravo je *flushing*, a podrazumijeva dohranu šilježica/ovaca visokokvalitetnom hranom tri do šest tjedana prije planiranog pripusta, čime se postiže veći broj ovuliranih jajašaca (SCARAMUZZI i sur., 2006.).

2.1.3.3. Gravidnost

Uspješan prvi pripust rezultira gravidnošću, koja se definira kao razdoblje od trenutka oplodnje jajne stanice do fiziološkog poroda. Za održavanje gravidnosti ključan je hormon progesteron, koji luči žuto tijelo. Progesteron negativnom povratnom spregom potiskuje lučenje GnRH, čime inhibira pojavu novih spolnih ciklusa i ovulaciju. Također, u inicijalnoj fazi gravidnosti progesteron priprema endometrij maternice za nidaciju embrija. Implantacijom zametka oko 16 dana od oplodnje sprječava se izlučivanje prostaglandina F_{2α} i posljedična luteoliza (PTASZYNSKA, 2006.). S obzirom na to da je nemoguće utvrditi točno vrijeme oplodnje jajne stanice, kao početak gravidnosti smatra se vrijeme posljednjeg pripusta ili inseminacije (SAMARDŽIJA i sur., 2010.). Gravidnost ovaca traje prosječno 147 dana (GOOTWINE, 2011.). Na trajanje gravidnosti utjecaj može imati dob ovce i veličina legla, pri čemu gravidnost traje kraće u mlađih ovaca i u ovaca koje nose više fetusa (GOOTWINE, 2011.). Sukladno tome, visokoprodne pasmine poput romanovske i finske ovce karakterizira kraće trajanje gravidnosti (145 odnosno 143 dana) (FAHMY, 1996.), dok je u merino pasmina, koje najčešće daju jedno janje u leglu, trajanje gravidnosti duže od prosječnog (152 dana) (ÖZTÜRK i AKTAŞ, 1996.).

Odstupanju između broja ovuliranih i oplođenih jajnih stanica te broja ojanjene janjadi nakon oplodnje najviše pridonosi rana embrionalna smrtnost (RES) (ABBOTT, 2018.). RES u ovaca varira u rasponu od 20 do 30 % (CHUNDEKKAD i sur., 2020.), što znači da taj udio oplođenih jajnih stanica, odnosno embrija uginu u ranom stadiju gravidnosti. Ako RES pogodi sve zametke prije dvanaestog dana od dana oplodnje, estrusni se ciklus ne mijenja te RES najčešće prolazi nezamijećen. Međutim, češće se događa da uginu dio zametaka, dok se barem jedan zametak implantira. U tom slučaju gubitci zbog RES-a mogu biti značajni te ovce visokog reproduktivnog potencijala (visok broj ovuliranih jajašaca) naizgled imaju nisku reproduktivnu učinkovitost. Uzroci RES-a najčešće su nepoznati (CHUNDEKKAD i sur.,

2020.). Najčešći uzrok gubitaka u posljednje dvije trećine gravidnosti jesu pobačaji i prerana rođenja koja imaju letalan ishod (ABBOTT, 2018.).

2.1.4. Janjenje

2.1.4.1. Hormonalne promjene tijekom janjenja

Porod označava fiziološki završetak gravidnosti, kada razvijeni, zreli plod kroz porođajni kanal napušta organizam majke kako bi u vanjskom svijetu nastavio ekstrauterini rast i razvoj (SAMARDŽIJA i sur., 2010.). Hormonalna regulacija poroda započinje povećanjem razine estrogena u krvi, što se u ovaca događa od 30 do 40 sati prije partusa. Paralelno s povećanjem razine estrogena opada razina progesterona jer ga žuto tijelo prestaje izlučivati. Navedeno rezultira porastom koncentracije prostaglandina 2α u stijenci maternice i placenti. Također, raste i koncentracija relaksina, koji utječe na širenje zdjeličnog kanala i priprema ga za prolazak fetusa. U toj fazi hormonalna regulacija uključuje i pripremu za sintezu i ekskreciju mlijeka i laktaciju (SAMARDŽIJA i sur., 2010.). Ovca se ojanji jedan sat nakon početka trudova, no trajanje janjenja može biti duže ako je fetusa više. Porod prvojanjki u pravilu traje duže u odnosu na partus starijih ovaca (ABBOTT, 2018.).

2.1.4.2. Preživljavanje janjadi

Nakon janjenja reprodukcijska učinkovitost najviše ovisi o perinatalnom preživljavanju janjadi. Uzrok uginuća može biti zbog čimbenika vezanih za janje, ovcu i okoliš. ABBOTT (2018.) navodi da perinatalni gubitci (unutar prvih nekoliko dana od janjenja) variraju između 15 i 30 %. Glavni su uzroci perinatalnih uginuća porođajni stres janjadi uzrokovan distokijom, perakutna hipotermija i gladovanje zbog nedovoljnog unosa kolostruma i mlijeka (ALEXANDER, 1974.; ABBOTT, 2018.; JACOBSON i sur., 2020.). Porođajna masa janjadi znatno je niža u prvojanjki (MURPHY i sur., 2020.) u odnosu na starije ovce, pa su stoga i uginuća zbog hipotermije veća. Također, mlade ovce nisu završile svoj fizički razvoj te su podložnije teškom porodu (distokiji). Kao glavni uzroci teškog poroda navode se nefiziološki situs, habitus ili pozicija janjeta, disproporcije u veličini ovce i janjeta, nedovoljna dilatacija cerviksa, torzija uterusa i inercija uterusa (MENZIES, 2007.). Kod prvojanjki češće dolazi i do nedostatka dovoljne količine mlijeka za othranu janjadi te odbacivanja janjadi u puerperiju (REDDEN i THORNE, 2020.). Sve navedeno ukazuje na to da neonatalni gubitci mogu biti znatno veći u mladim ovaca u odnosu na starije ovce.

2.1.4.2.1. Utjecaj porođajne mase na preživljavanje janjadi

Porođajna masa janjadi neupitno je jedan od najvažnijih čimbenika o kojima ovisi neonatalno preživljavanje janjadi. Dokazano je da janjad rođena s malom porođajnom masom ima visok mortalitet u odnosu na janjad s normalnom porođajnom masom (HUFFMAN i sur., 1985.; CHRISTLEY i sur., 2003.; SALLAM, 2019.). K tome, porođajna je masa svojstvo s relativno visokim koeficijentom ponovljivosti i može se očekivati da će se premale ili prevelike porođajne mase u prvom leglu za istu ovcu ponoviti i u sljedećim leglima (AGUIRRE RIOFRIO i sur., 2016.; YADOLLAHI i sur., 2019.).

Nedostatna hranidba gravidnih ovaca, prvenstveno u zadnjoj trećini gravidnosti, kao posljedicu može imati nisku porođajnu masu janjadi (ROCA FRAGA i sur., 2018.). Navedeno je potvrđeno istraživanjem koje su proveli OLDHAM i sur. (2011.) na merino ovacama u Australiji. Ovce koje nisu dobivale dostatnu količinu hrane u razdoblju od 100 dana nakon pripusta do porođaja kontinuirano su davale lakšu janjad svih kategorija (jedinci, dvojci, muški, ženski) u odnosu na pravilno hranjene ovce. Porođajna masa janjadi pasmine romni (*Romney*) u prvom leglu bila je statistički znakovito ($P < 0,05$) niža (3,5 kg) ako je majka bila hranjena tako da održava postojeću tjelesnu masu u prvih 100 dana gravidnosti, a povećava je za 180 grama/dan od 101. dana do porođaja u odnosu na janjad majki koje su hranjene *ad libitum* (4 kg) (MULVANEY i sur., 2008.).

Tip janjenja često je najvažniji paragenetski čimbenik koji određuje porođajnu masu. Poznato je da porođajna masa individualne janjadi opada s povećanjem veličine legla iz kojeg potječe (KENYON i sur., 2019.). Janjad rođena kao jedinci bila je statistički znakovito ($P < 0,05$) teža od janjadi iz legla blizanaca za 0,27 kg u pasmine Sabi (ASSAN i MAKUZA, 2005.), 0,28 kg u pasmine mis (PETROVIĆ i sur., 2009.) i 0,6 kg u pasmine ovaca dorper (*Dorper*) (MELLADO i sur., 2016.). Suprotno tome, janjad jedinci i dvojci mesnog merina i pasmine dorper razlikovali su se za 0,02 i 0,07 kg i te razlike nisu bile statistički znakovite ($P > 0,05$) (ASSAN i MAKUZA, 2005.). GARDNER i sur. (2007.) naveli su nekoliko mogućih uzroka za postojanje razlika u porođajnoj masi između jedinaca i dvojaka: (i) različit fiziološki kapacitet majki da opskrbe plod hranjivim tvarima, (ii) različit fizički kapacitet maternice majki, (iii) različita snaga mehaničkog pritiska u različitim dijelovima maternice i (iv) genotipski utjecaj fetusa. Također, GOOTWINE i sur. (2007.) navode da višebrojni fetusi obično imaju i manje placente s nižim brojem kotiledona, što posljedično uzrokuje manju porođajnu masu.

Spol janjeta i redni broj gravidnosti (dob majke) također doprinose varijacijama u porođajnoj masi. Znakovit utjecaj navedenih čimbenika zabilježili su MOHAMMADI i sur. (2010.) u pasmine ovaca zandi (*Zandi*), THIRUVENKADAN i sur. (2008.) u pasmine mečeri (*Mecheri*) i CHNITER i sur. (2011.) u pasmine dman. Razlika u porođajnoj masi između muške i ženske janjadi pasmine zandi bila je 0,37 kg, pasmine mečeri 0,12 kg i pasmine dman 0,18 kg. U sve tri navedene pasmine ovaca porođajna je masa janjadi rasla s porastom rednog broja gravidnosti. PETROVIĆ i sur. (2009.) i PETROVIĆ i sur. (2011.) u istraživanjima provedenim na srpskim autohtonim pasminama ovaca nisu utvrdili znakovite ($P > 0,05$) razlike u porođajnoj masi s obzirom na spol, dok su razlike s obzirom na dob ovce bile statistički znakovite ($P < 0,05$). Razlike u porođajnoj masi u odnosu na spol mogu se objasniti različitim hormonskim profilima muških i ženskih fetusa (CHNITER i sur., 2011.), što je rezultat prisutnosti odnosno odsutnosti kromosoma Y (GARDNER i sur., 2007.). Najmanja porođajna masa janjadi u prvom leglu može se objasniti činjenicom da u većine ovaca pri prvom janjenju tjelesni razvoj nije u potpunosti završen te se dio hranjivih tvari koji bi inače bio namijenjen razvoju plodova koristi za rast (GARDNER i sur., 2007.).

Godina i sezona rođenja često se uzimaju u obzir kao mogući okolišni izvori varijabilnosti u analizi reprodukcijских i proizvodnih svojstava životinja. Znakovit ($P < 0,05$) utjecaj godine ili sezone janjenja na porođajnu masu utvrdili su SUŠIĆ i sur. (2005.) u pasmine ovaca merinolandsaf (*Merinolandschaf*), ASSAN i MAKUZA (2005.) u pasmine sabi (*Sabi*) i TOHIDI i sur. (2016.) u pasmine baluči. SIDWELL i MILLER (1971.) kao uzrok varijacija u porođajnoj masi janjadi između različitih sezona i godina vide varijacije u okolišu. Primarno se to odnosi na temperaturu, količinu padalina i dostupnost paše, koje variraju od godine do godine, ali i između različitih sezona unutar iste godine.

2.1.5. Reprodukcijska aktivnost ovaca nakon prvog janjenja

2.1.5.1. Hormonalne promjene nakon janjenja

Neposredno nakon istiskivanja ploda dolazi do izbacivanja posteljice, a gravidnosno žuto tijelo regresira, što rezultira drastičnim smanjenjem koncentracija progesterona i estrogena u plazmi, koje ostaju minimalne sve do prije prve postporođajne ovulacije i estrusa. Također, sadržaj gonadotropina u hipofizi i koncentracije gonadotropina u plazmi pri porođaju su niski, a povećavaju se tijekom postporođajnog razdoblja (WETTEMANN, 1980.). Zbog niske koncentracije gonadotropina nema dostatnog lučenja LH, dok se FSH izlučuje u

koncentracijama blizu onima u sezoni parenja. Posljedično dolazi do pojave „tihog estrusa“, koji je karakteriziran rastom, ali ne i sazrijevanjem folikula i ovulacijom (SAMARDŽIJA i sur., 2010.). Samim time, može se reći da je postporođajno razdoblje karakterizirano anestrusom.

2.1.5.2. Puerperij

Puerperij je razdoblje nakon završetka porođaja u kojem nestaju promjene na spolnim organima nastale tijekom gravidnosti i porođaja. Tako se unutar prva četiri tjedna od porođaja odvija proces involucije maternice koji reguliraju oksitocin i prostaglandin F2 α . Involucija je proces smanjivanja i sakupljanja maternice, a po završetku involucije maternica se vraća na fiziološku veličinu te je struktura endometrija obnovljena i spremna za novu implantaciju zametka. Na involuciju maternice primarno utječu dob ovce, godišnje doba (sezona), sisanje i dojenje, klima, peripartalni poremećaji te povratak cikličke aktivnosti jajnika (SAMARDŽIJA i sur., 2010.).

2.1.5.3. Servisno razdoblje

Postporođajni hormonalni status u najvećoj je mjeri uvjetovan fiziološkim učincima laktacije koja započinje neposredno nakon porođaja. EDGARTON (1980.) navodi nekoliko fizioloških aspekata laktacije ovaca koji mogu imati odgađajući učinak na postporođajno razdoblje do ovulacije, estrusa i koncepcije: (1) visok protok krvi u mliječnoj žlijezdi i poremećaji tog protoka mogu poremetiti vaskularne regulatorne mehanizme u reproduktivnim organima, (2) metabolizam gonadalnih i nadbubrežnih hormona u tkivu vimena može poremetiti endokrinu kontrolu važnu za reprodukciju, (3) oslobađanje prolaktina i oksitocina izazvano sisanjem ili mužnjom može inhibirati funkciju jajnika ili hipofize, (4) učinci socijalnih interakcija povezanih s laktacijom i sisanjem mogu odgoditi ponovnu pojavu estrusnih ciklusa.

Od navedenih uzroka laktacijske anestrije najvjerojatniji je intenzitet sisanja/dojenja, pri čemu se inhibira oslobađanje gonadotropina u hipofizi tijekom laktacije kao rezultat desenzibilizacije hipofize prolaktinskim valovima izazvanim sisanjem. Navedeno potvrđuju radovi MORALES-TERÁN i sur. (2011.) te CASTILLO MALDONADO i sur. (2013.).

2.1.5.4. Odbiće janjadi

Vrijeme odbića janjadi ovisi prvenstveno o proizvodnoj namjeni ovaca, a varira u rasponu od tri tjedna do šest mjeseci. Ako se ne provede pravilno, (rano) odbiće može biti stresno za ovcu i janje/janjad (REDDEN i THORNE, 2020.). Stres uzrokovan nepravilnim odvajanjem janjeta od ovce može produžiti postporođajnu anestriju ovce (ARROYO i sur., 2011.). Međutim, važno je janje odbiti prije planiranog ponovnog pripusta jer visoka razina prolaktina u ovaca tijekom laktacije djeluje supresorno na pojavu spolnog ciklusa.

2.1.5.5. Ponovni pripust

Reprodukcijaska aktivnost sezonski poliestričnih pasmina ovaca podrazumijeva da se pripusna sezona odvija jednom godišnje i uvijek u istom dijelu godine, čime je trajanje međujanjidbenog razdoblja (razdoblje između dva janjenja) određeno na godinu dana. Međutim, različite pasmine imaju različit stupanj sezonalnosti, a u nekih jedinki zabilježena je pojava estrusa u svim mjesecima u godini (WIGGINS i sur., 1970.; HALL i sur., 1986.). Potpuna asezonalnost u ovaca ipak je iznimno rijetka te i ovce pretežno asezonskih pasmina pokazuju anestrus u određenom dijelu godine (NOTTER, 2002.).

S obzirom na velike međupasminske razlike u stupnju sezonalnosti, evidentno je kako je to svojstvo genetski uvjetovano. U prilog navedenome govori i činjenica da su početak, kraj i trajanje pripusne sezone ponovljiva i nasljeđiva svojstva (CHEMINEAU i sur., 2010.). Sukladno tome istražuje se i postojanje kandidatnih gena koji bi mogli biti povezani s varijacijama u sezonalnosti. U tom je smislu najperspektivniji i najistraženiji gen za melatoninški receptor 1a (*MTNR1A* gen) (CARCANGIU i sur., 2009.; HE i sur., 2019.; STARIČ i sur., 2020.) te u novije vrijeme i kipeptin gen (LI i sur., 2012.; SMITH, 2012.; LI i sur., 2019.). Uz navedene gene, utvrđen je i velik broj drugih lokusa kvantitativnih svojstava s mogućim utjecajem na trajanje pripusne sezone ovaca, od kojih su neki naglašeni kao mogući kandidati za selekciju (NOTTER i COCKETT, 2005.; MATEESCU i THONNEY, 2010.; POSBERGH i sur., 2019.). Međutim, kako navode CHEMINEAU i sur. (2010.), genetska varijabilnost sezonalnosti rasplodivanja vjerojatno nije dominantno uvjetovana polimorfizmom nekog od spomenutih gena, već velikim brojem nepotpuno poznatih gena s manjim pojedinačnim učinkom.

2.2. Povećanje reprodukcijske učinkovitosti ovaca

Veću reprodukcijsku učinkovitost ovaca moguće je ostvariti povećanjem broja ojanjene janjadi po ovci, povećanjem broja janjenja po ovci ili kombinacijom tih dviju metoda (DICKERSON, 1970.). Stoga su programi za unaprijeđenje reprodukcijske učinkovitosti ovaca najčešće usmjereni na dva svojstva – veličinu legla i međujanjidbeno razdoblje (NOTTER, 2012.).

2.2.1. Povećanje broja janjadi u leglu

S obzirom na različite genetske mehanizme koji reguliraju stopu ovulacije te neizravno i veličinu legla koje će ovca ojanjiti, nekoliko je ustaljenih uzgojno-seleksijskih postupaka kojima se može genetski unaprijediti to važno svojstvo. To su: (i) selekcija na osnovi unutarpasminske aditivne genetske varijabilnosti, (ii) križanje niskoplodnih s visokoplodnim pasminama ovaca i (iii) introgresija (unos) gena s velikim pojedinačnim utjecajem na stopu ovulacije ili selekcija s obzirom na genotipove tih gena (ELSEN i sur., 1994.; NOTTER, 2012.).

2.2.1.1. Selekcija ovaca za veličinu legla

Selekcija s obzirom na fenotip (veličinu legla) u populacijama koje pripadaju istoj pasmini moguća je, no često je spora i napredak je malen zbog niskog heritabiliteta (oko 0,10) i male varijabilnosti svojstva u većine pasmina ovaca (SAFARI i sur., 2005.). BRADFORD (1985.) navodi da je upravo to razlog zbog kojeg su uzgajivači već u samom početku sustavne primjene modernih uzgojno-seleksijskih postupaka odustali od jednostrane selekcije na to svojstvo. Međutim, razlike u stopi ovulacije i veličini legla nekih pasmina ovaca mogu varirati između jednog i tri ili više ovuliranih jajašaca/janjadi, što otvara mogućnost unaprijeđenja tog svojstva selekcijom (NOTTER, 2012.), no nedostaje recentnih istraživanja na tu temu. Selekcija na veličinu legla unutar zatvorenih populacija teoretski može dovesti do povećanja godišnje proizvodnje janjadi od 0,02 do 0,03 janjeta po ovci (WALKLEY i SMITH, 1980.). HANRAHAN (1976.) uspoređivao je proizvodnju kćeri koje potječu od 3,4 % najplodnijih majki s vršnjakinjama u kontrolnom stadu. Seleksijski diferencijal bio je statistički znakovit ($P < 0,05$) i iznosio je 0,099 janjadi, a procijenjeni heritabilitet iznosio je 0,077. Autor je

zaključio da se selekcijom na veličinu legla može povećati godišnji broj janjadi po ovci za 1 do 1,5 %. Slične rezultate zabilježili su TURNER (1978.) u populaciji australskih merino ovaca te ANDERSON i KARAN (1990.) u pasmine romni.

2.2.1.2. Križanje

Križanje podrazumijeva parenje jedinki različitih pasmina, najčešće s ciljem poboljšavanja jednog ili više svojstava. U proizvodnji janjećeg mesa primarni je cilj povećati reprodukcijsku učinkovitost ovaca te poboljšati svojstva mesnatosti i kakvoće mesa janjadi. Raspon mogućih učinaka križanja kreće se od dobivanja F1 generacije potomaka koji služe izravnom gospodarskom korištenju (industrijsko križanje) do stvaranja nove pasmine (kombinacijsko križanje), a primjena određenog načina križanja ovisi prvenstveno o uzgojnom cilju. Provedena su brojna istraživanja utjecaja križanja na reprodukcijsku učinkovitost ovaca (ABOUL – NAGA, 2000.; CLOETE i sur., 2007.; GAVOJDIAN i sur., 2013.; ZONABEND KÖNIG i sur., 2016.; AYICHEW, 2019.). ÖZCAN i sur. (2001.) križali su ovce autohtone turske pasmine kivrčik (*Kivircik*) s ovnovima visokopodne čios pasmine te su dobivene šilježice križanke parili s njemačkim crnoglavim merino ovnovima. U usporedbi s čistokrvnim ovacima kivrčik pasmine, trolinijske križanke imale su za oko 10 % veću stopu koncepcije (76,66 % u odnosu na 85,29 %) i veličinu legla (1,17 u odnosu na 1,66 janjadi u leglu). MISHRA i sur. (2007.) istraživali su učinak križanja autohtonih malpura (*Malpura*) ovaca s ovnovima visokopodne garol pasmine na reprodukcijsku učinkovitost. F1 križanke imale su u odnosu na čistokrvne malpura ovce bolje sve reprodukcijske parametre. Veličina legla unaprijeđena je za 0,35 janjadi, a broj janjadi po ovci na godišnjoj razini povećan je za 52 %. Romanovska ovca, kao tipični predstavnik visokoplodnih pasmina, često se koristi u terminalnim križanjima za povećanje plodnosti. Križanke turskih morkaraman (*Morkaraman*) ovaca i romanovskih ovnova janjile su u prosjeku 1,56 janjadi u leglu, što je za 0,48 janjadi više u odnosu na čistokrvne morkaraman ovce (1,08 janjadi). Također, križanke su u odnosu na čistokrvne ovce imale i statistički znakovito ($P < 0,05$) bolje kasnije reprodukcijske parametre poput broja odbijene janjadi (1,35 u odnosu na 1,04) i broja žive janjadi do dobi od 120 dana (1,26 u odnosu na 1,02) (TURKYILMAZ i ESENBUGA, 2019.).

GALLIVAN i sur. (1993.) proveli su komparativno istraživanje u kojem su križali targi (*Targhee*) ovce s ovnovima romanovske i finske pasmine s ciljem dobivanja plodnijih šilježica. Nakon toga su F1 šilježice parene s ovnovima hemšir (*Hampshire*) i dorzet pasmine. Križanke romanovske pasmine imale su statistički znakovito ($P < 0,05$) veća legla (2,16) u odnosu na

križanke finske pasmine (1,94), dok se broj odbijene janjadi i broj janjadi na kraju tova nisu statistički znakovito razlikovali.

Dvije najpoznatije visokopodne pasmine (romanovska i finska ovca) korištene su u kombinacijskim križanjima s ulogom povećanja reproduktivske učinkovitosti. Tako je u francuskoj nastala roman (*Romane*) pasmina (TCHAMITCHIAN i sur., 1986.). U SAD-u i Kanadi pasmina izbora za komponentu veličine legla u kombinacijskim križanjima bila je finska ovca. Pasma polipej (*Polypay*) nastala je u SAD-u križanjem dorzeta, targi pasmine, rambuhea (*Rambouillet*) i finske ovce i danas je jedna od najbrojnijih američkih pasmina ovaca (HULET i sur., 1984.). U Kanadi su na sličan način dobivene čak dvije, danas često uzgajane pasmine ovaca za meso – rido arko (*Rideau Arcott*) i outa arko (*Outaouais Arcott*) (SHRESTHA i HEANEY, 2003.).

2.2.1.3. Upotreba glavnih gena

Upotreba glavnih gena u povećanju plodnosti ovaca jedinstvena je u mogućnostima i izazovima. Velik broj primjera unosa (introgresije) *BMPR1B* gena u različite pasmine i populacije ovaca detaljno je opisan u Zborniku Australskog centra za međunarodna poljoprivredna istraživanja (engl. *Australian Centre for International Agricultural Research; AICAR*) objavljenom 2009. godine, primjerice u radovima GOOTWINE (2009.), NIMBKAR i sur. (2009.), ARORA i sur. (2009.), TEYSSIER i sur. (2009.). GOOTWINE i sur. (2001.) „unijeli“ su alel B (alel koji doprinosi plodnosti) u populacije avasi i asaf (*Asaf*) ovaca formirajući tako nove sojeve – afec-avasi i afec-asaf. Ovce oba novooblikovana soja davale su prosječno dva janjeta po leglu što je za 0,8 janjadi više u odnosu na avasi ovce i 0,4 janjeta više u odnosu na čistokrvne asaf ovce. MISHRA i sur. (2009.) križali su autohtone indijske malpura ovce s ovnovima garol pasmine koji su nositelji *BMPR1B* gena. Ovce križanke s jednom kopijom gena imale su za 69 % veću godišnju proizvodnju janjadi, dok su ovce s dvije kopije gena imale za 81 % veću godišnju proizvodnju janjadi u odnosu na čistokrvne malpura ovce.

2.2.1.4. Genomska selekcija ovaca

Kombiniranom uporabom genomske selekcije s klasičnom fenotipskom selekcijom moguće je točnije procijeniti uzgojnu vrijednost životinja, što u konačnici rezultira većim selekcijskim učinkom (DAETWYLER i sur., 2014.). Jedna od temeljnih prednosti genomske selekcije jest mogućnost ranog utvrđivanja genomskih uzgojnih vrijednosti za reproduktivska

svojstva koja se na razini fenotipa očituju kasnije u životu jedinke. Najčešće se to radi korištenjem komercijalnih SNP čipova poput *Ilumina Ovine SNP50 BeadChipa* ili *Ilumina Ovine 600 k BeadChipa*, koji obuhvaćaju oko 54 000 odnosno oko 600 000 pojedinačnih polimorfizama u genomu ovce (MRODE i sur., 2018.). Sukladno tome, informacije o prisutnosti polimorfničkih varijanti glavnih gena povezanih s ovulacijom ovaca mogle bi se koristiti kao dodatni pokazatelj u selekciji na veličinu legla (YAO i sur., 2021.).

2.2.2. Asezonsko razmnožavanje

U ovčarskoj proizvodnji primjenjuju se različiti sustavi janjenja. Sustav janjenja određuje kad će se ovce janjiti (mjesec ili sezona u godini), koliko će se često janjiti (jednom godišnje ili češće) te gdje će se janjenje odvijati (ekstenzivno ili intenzivno). Odabir najprikladnijeg sustava janjenja ovisi o proizvodnim ciljevima, dostupnim resursima i zahtjevima tržišta. I dok je odabir sustava uzgoja (intenzivno ili ekstenzivno) uvjetovan ponajviše mogućnostima uzgajivača, definiranje vremena i učestalosti janjenja ovisi prvenstveno o genetskom potencijalu, odnosno predispozicijama ovaca da fiziološki odgovore na režim parenja koji takvi proizvodni sustavi zahtijevaju. Naime, primjena sustava u kojem se ovce janje češće od jedanput u godini podrazumijeva pripust ovaca izvan njihove prave pripusne sezone, što je bez genetske predispozicije za izvansezonsko parenje nemoguće postići.

Kako je ranije navedeno, u različitim pasmina ovaca sezonalnost se očituje različitim intenzitetom. Stoga je u pasmina u kojih postoji predispozicija za produljenje pripusne sezone moguće postići učestalija janjenja (NOTTER, 2002.). Tri su osnovna načina postizanja navedenoga.

Prvo, pripusnu je sezonu moguće produžiti djelovanjem na neuroendokrini sustav ovce. To se može postići prirodnom regulacijom svjetlosnog ciklusa, aplikacijom sintetskih hormonalnih pripravaka koji imitiraju signale o skraćanju svjetlosnog ciklusa, primjenom „učinka ovna“ ili kombinacijom navedenih metoda (HALL i sur., 1986.; WHEATON i sur., 1992.; CAMERON i sur., 2010.; SANTOS-JIMENEZ i sur., 2020.).

Drugi, dugoročniji pristup rješavanju tog problema jest selekcija ovaca na asezonsko janjenje. Istraživanja koja su proveli AL-SHOREPY i NOTTER (1997.), VINCENT i sur. (2000.), NOTTER i sur. (2011.) i ASADI-FOLZI i sur. (2020.) pokazala su da je moguće postići veći udio asezonskih janjenja selekcijom ovaca onih pasmina koje prirodno pokazuju varijabilnost u tom svojstvu. Veći selekcijski učinak u selekciji na to svojstvo može se postići kombinacijom dostupnih informacija o fenotipskim i genotipskim karakteristikama.

Treći način rješavanja problema sezonalnosti jest korištenje pasmina koje prirodno pokazuju produljenu pripusnu sezonu ili im je pojava spolnog ciklusa u najvećoj mjeri neovisna o godišnjem dobu (NOTTER, 2002.; THONNEY, 2007.; HUNTER, 2010.). Neke od kandidatnih pasmina s naglašenom produljenom pripusnom sezonom ili asezonalnošću jesu europske pasmine finska ovca i romanovska ovca te američke pasmine dorzet, polipej i barbados blekbeli (*Barbados Blackbelly*) (FAHMY, 1996.; LEWIS i sur., 1996.).

2.2.2.1. Programi učestalih janjenja

U drugoj polovini 20. stoljeća počeli su se istraživati specifični proizvodni sustavi kojima se reprodukcijaska učinkovitost nastojala povećati skraćivanjem razdoblja između dva janjenja. Takvi sustavi poznati su pod nazivom „sustavi učestalih janjenja“ (eng. *accelerated lambing systems*).

Sustav učestalih janjenja proizvodni je sustav u kojem se ovce janje više od jedanput u godini. Opće karakteristike takvih sustava jesu intenzivna proizvodnja s janjenjima tijekom cijele godine, veći utrošak rada, veće nutritivne potrebe rasplodnih grla te veća dobit po ovci godišnje u odnosu na sezonsko, ekstenzivno ovčarstvo (FISCHER, 2001.; THONNEY, 2007.). Sustavi učestalih janjenja temelje se na nekom od programa intenzivnog razmnožavanja, a njihovom se primjenom može postići veća godišnja proizvodnja janjadi uz održavanje istog ili čak nižeg broja janjadi po leglu (DENICOLO i sur., 2008.a).

Provedeno je nekoliko istraživanja s ciljem usporedbe reprodukcijске učinkovitosti ovaca uzgajanih u klasičnom sustavu sa sezonskim razmnožavanjem u odnosu na sustave s učestalim janjenjima. WALTON i ROBERTSON (1974.) zabilježili su za čak 53 % veću proizvodnju janjadi u sustavu sa šestomjesečnim intervalom parenja u odnosu na sezonsko parenje. RAWLINGS i sur. (1987.) utvrdili su 37 % veću proizvodnju janjadi po godini u ovaca uzgajanih u sustavu s osmomjesečnim intervalom parenja u odnosu na sezonsko parenje. SORMUNEN-CRISTIAN i SUVELA (1999.) u finskih ovaca zabilježili su statistički znakovito veća legla u ovaca sa sezonskim načinom razmnožavanja (2,91) u odnosu na ovce uzgajane u sustavu s tri janjenja u dvije godine (2,71), no životna proizvodnja bila im je za pet janjadi manja. U ovaca romni pasmine i križanaca istočnofrizijske ovce ($\frac{1}{2}$ istočnofrizijska ovca, $\frac{1}{4}$ $\frac{1}{4}$ Texel, $\frac{1}{4}$ bezrožni dorzet) uzgajanih u sustavu sa sezonskim razmnožavanjem i sustavu s tri janjenja u dvije godine veličina legla nije se statistički znakovito razlikovala ($P > 0,05$). Zbog skraćenog međujanjidbenog razdoblja u sustavu s učestalim janjenjima, po ovci je odbijeno u prosjeku 8 % više janjadi (DENICOLO i sur., 2008a.).

Kao primjeri programa intenzivnog razmnožavanja u sustavu učestalih janjenja najčešće se navode: dva janjenja u jednoj godini, tri janjenja u dvije godine, četiri janjenja u tri godine, CAMAL program i program „zvijezde“ ili STAR program (HOGUE, 1987.).

2.2.2.1.1. Dva janjenja u jednoj godini (janjenje svakih šest mjeseci)

Kada bi sve ovce u stadu uspješno koncipirale u razdoblju od 30 dana nakon janjenja, menadžment stada temeljio bi se na šestomjesečnim intervalima s programom razmnožavanja dva janjenja u jednoj godini. U praksi je provedivost navedenog programa gotovo nemoguća, prvenstveno zbog izrazito kratkog servisnog razdoblja (30 dana) koje može ostvariti samo manji broj ovaca selekcioniranih za izvansezonsko mrkanje (SUŠIĆ, 2003.). Ovce koje se ojanje dva puta u jednoj kalendarskoj godini obično se janje samo jednom u sljedećoj godini (GOOT i MAIJALA, 1977.).

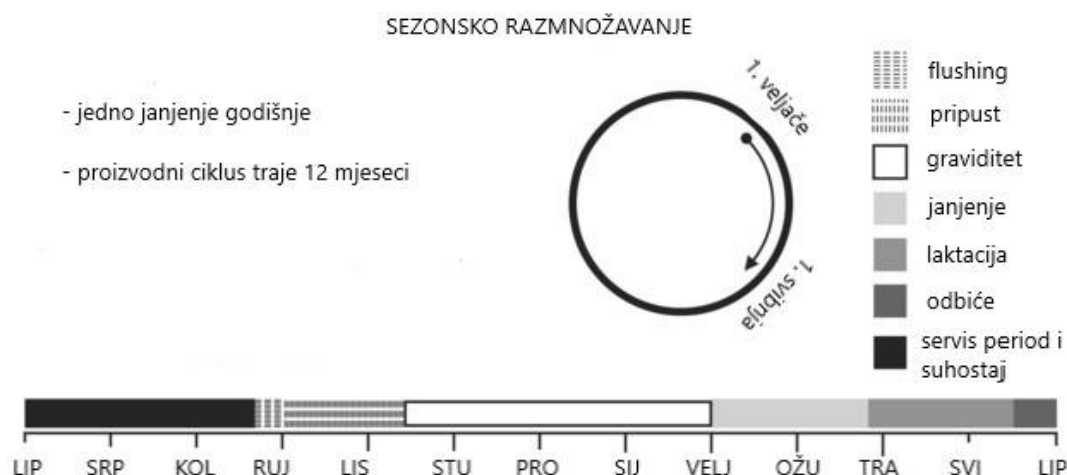
Provedivost programa razmnožavanja dvaju janjenja u jednoj godini bila je predmet nekoliko istraživanja u 70-im godinama 20. stoljeća. Ovce pasmina dorzet, dorzet x rambuje i rambuje pripuštane su u šestomjesečnim intervalima s pripusnim sezonama u travnju i listopadu. Nakon jesenske pripusne sezone uspješno se janjilo od 74 do 89 % ovaca, a od 29 do 39 % nakon proljetne pripusne sezone. Proizvodnja janjadi u jesenskom janjenju bila je od 68 do 105, a u proljetnom od 220 do 305 janjadi. Postotak koncepcije nakon jesenskog pripusta bio je od 71 do 96 %, a nakon proljetnog od 44 do 48 %. Prvi estrus nakon jesenskog janjenja pojavio se za oko 30 dana, a nakon jesenskog za oko 60 dana (WHITEMAN i sur., 1972.). Ovce križanci finske ovce i pasmine dorzet podvrgnute su šestomjesečnom programu parenja uz prethodnu sinkronizaciju estrusa prije pripusnih razdoblja u siječnju i srpnju. Siječanjski pripusti rezultirali su izrazito niskom koncepcijom (od 10 do 35 %), dok je u srpanjskim pripustima postotak koncepcije iznosio od 76 do 97 % (DUNCAN i BLACK, 1978.). Izrazito nizak postotak koncepcije u siječanjskim pripustima autori pripisuju kratkom servisnom razdoblju nakon siječanskog janjenja. Slične zaključke iznijeli su i LAND i MCCLELLAND (1971.). Autori su u križanaca finske ovce i dorzeta zabilježili postotak janjenja od 92 % ako je međujanijidbeno razdoblje trajalo 12 mjeseci, dok je postotak janjenja kod ovaca koje su se janjile šest mjeseci ranije iznosio 32 %. Izostanak recentnih istraživanja tog sustava govori u prilog tome da je ideja o provedbi dugoročno održivog programa rasplodivanja ovaca svakih šest mjeseci gotovo napuštena.

2.2.2.1.2. Tri janjenja u dvije godine (janjenje svakih osam mjeseci)

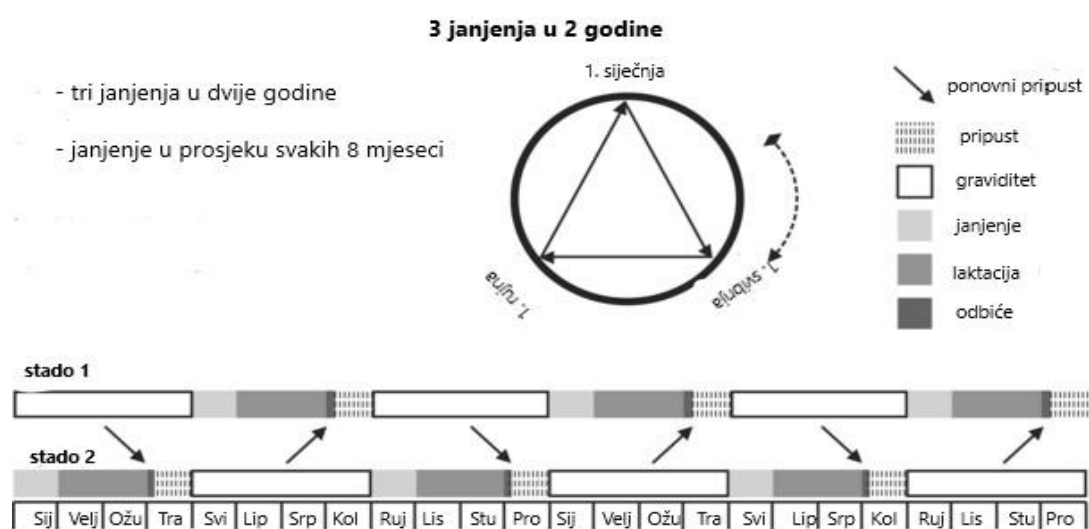
Tri janjenja u dvije godine najčešće je istraživani i primjenjivani program razmnožavanja u sustavima učestalih janjenja (VESELY i SWIERSTRA, 1985.; ABOUL-NAGA i sur., 1989.; FAHMY i LAVALLEE, 1990.; SCHOEMAN, 1990.; FOGARTY i sur., 1992.; SCHOEMAN i BURGER, 1992.; DEMIRÖREN i sur., 1995.; ZARKAWI, 2011.; BOUJENANE, 2012.; KHOJASTEKEY i sur., 2020.). Tim se programom stado ovaca obično dijeli u dvije skupine koje se pripuštaju i janje naizmjenično u četveromjesečnim intervalima. Na taj se način svaka pojedinačna ovca ima priliku janjiti u intervalima od osam mjeseci. Ako ovca „preskoči“ jedan pripusni ciklus, može se pridružiti drugoj skupini, čime joj se međujanjidsbeno razdoblje produžuje na 12 mjeseci. Uspješnom provedbom tog programa ovce se janje tri puta u dvije godine (HOGUE, 1987.). Usporedni prikaz dinamike janjenja i provedbe tehnoloških postupaka u sustavima sezonskog janjenja i tri janjenja u dvije godine prikazan je na slikama 4 i 5.

Prema prvom shematskom prikazu koji prikazuje sezonski način razmnožavanja pripust započinje u listopadu te se ovce janje u ožujku. Janjad se odbija krajem svibnja. Nakon odbića nastupa servisno razdoblje i suhostaj, koji traju oko četiri mjeseca. Sezonskim razmnožavanjem postiže se jedno janjenje svakih 12 mjeseci.

U programu tri janjenja u dvije godine stado ovaca podijeljeno je u dvije skupine koje se janje u razmacima od četiri mjeseca. Datum početka janjenja u stadu 1 jednak je datumu početka gravidnosti u stadu 2. Pripust i janjenje traju oko mjesec dana, a od početka laktacije do ponovnog pripusta protekne oko dva mjeseca. Jedan cjelokupni proizvodni ciklus traje oko osam mjeseci. Ako se prvi siječnja uzima kao početak proizvodnog ciklusa, onda se ovce u stadu 1 janje u svibnju prve godine te u siječnju i rujnu druge godine, a ovce u stadu 2 u siječnju i rujnu prve godine te u svibnju druge godine.



Slika 4. Shematski prikaz proizvodnog ciklusa temeljenog na sezonskom razmnožavanju



Slika 5. Shematski prikaz proizvodnog ciklusa temeljenog na programu tri janjenja u dvije godine

Jedna od glavnih poteškoća prilikom primjene ovog sustava jest nizak postotak koncepcije ovaca izvan prirodne rasplodne sezone, a neizbježno je da barem jedan od tri pripusna ciklusa bude izvansezonski (VANIMISSETTI i NOTTER, 2012.).

Najveći broj istraživanja povezanih s navedenom problematikom proveden je na finskim ovacima i njihovim križancima. SPEEDY I FITZSIMONS (1977.) utvrdili su da je najveći postotak križanaca finske ovce i pasmine dorzet koncipirao u jesenskoj pripusnoj sezoni (88 %), potom u ljetnoj (82 %), a najmanje u zimskoj pripusnoj sezoni (73 %). U odnosu na križance pasmine border lajster (*Border Leicester*) i škotske crnoglave ovce potonje su ovce dale 0,64 janjadi po godini više (2,13 u odnosu na 1,67 janjadi) te su autori zaključili da je prvi

genotip (križanci finske ovce i dorzeta) reproduktivski učinkovitiji od drugog i ističu ga kao genotip izbora pri provedbi ovog programa ramnožavanja. Niži postotak koncepcije nakon proljetnog pripusta zabilježili su NOTTER i COPENHAVER (1980.) u križanaca finske ovce i rambujsa (53 %), dok je najveći postotak ovaca koncipirao nakon pripusta u kolovozu (90 %). Slične rezultate zabilježili su i DZAKUMA i sur. (1982.) u trolinijskih križanaca finske ovce, dorzeta i rambujsa. Najujednačeniji postotak koncepcije u rasplodnim sezonama zabilježio je FAHMY (1990.a) u finskih ovaca i njihovih križanaca u Kanadi. Nakon zimske, proljetne i ljetne sezone pripusta koncipiralo je 87, 80 i 86 % ovaca izloženih ovnu. Nedavno provedenim istraživanjem na stadu ovaca pasmine polipej VANIMISETTI i NOTTER (2012.) utvrdili su postotke koncepcije koji su iznosili od 25 do 28 % nakon ljetnih pripusta, od 32 do 85 % nakon zimskih i od 69 do 84 % nakon jesenskih pripusta. U Australiji su ovce križanci border lajstera i merina ostvarile stopu koncepcije od 76 % u jesenskoj (listopad) pripusnoj sezoni, 84 % u ljetnoj (lipanj) i 89 % u zimskoj (veljača) pripusnoj sezoni (FOGARTY i MULHOLLAND, 2014.).

Uz niži postotak koncepcije, izvan rasplodne sezone često je i leglo manje. Križanke romanovske ovce i pasmine rasa aragonjesa (*Rasa Aragonesa*) koje su se janjile u proljetnoj sezoni ojanjile su jedince u 18 %, dvojke u 66 % i trojke u 14 % janjenja. U usporedbi s njima, ovce koje su se janjile u jesenskoj sezoni dale su više jedinaca (39 %), a manje dvojaka (49 %) i trojaka (10 %) (MARÍA i ASCASO, 1999.). NOTTER i COPENHAVER (1980.) zabilježili su u finskih ovaca veličine legla od 1,7 do 2,9 janjadi u siječanjskom, od 1,8 do 3,2 janjadi u travanjskom i od 1,5 do 2,4 janjadi u rujanskom janjenju. Slične rezultate u iste pasmine u Finskoj zabilježili su SORMUNEN-CHRISTIAN i SUVELA (1999.).

2.2.2.1.3. Četiri janjenja u tri godine (janjenje svakih devet mjeseci)

Program razmnožavanja s četiri janjenja u tri godine temelji se na međujanjidbenom razdoblju od devet mjeseci. Kalendarska je godina podijeljena na četiri pripusne sezone, a ovce se pripuštaju u četvrtom mjesecu nakon janjenja. Ako ovca nije koncipirala u prvoj pripusnoj sezoni, ponovno se pripušta za tri mjeseca. Takav program razmnožavanja prvi je put primijenjen na populaciji ovaca pasmine morlam. U tom su programu siječanj, travanj, srpanj i listopad bili mjeseci janjenja, a svibanj, kolovoz, studeni i veljača mjeseci pripusta (HOGUE, 1987.). Janjenja izvan sezone uobičajeno rezultiraju nižim prosječnim veličinama legla. Tako su MENEGATOS i sur. (2006.) u križanaca pasmina karaguniki i mitilen (*Mytilene*) zabilježili veličinu legla od 2,47 janjadi u proljetnoj i 1,73 janjeta u ljetnoj sezoni janjenja.

2.2.2.1.4. CAMAL program (Cornell Alternate Month Accelerated Lambing System)

CAMAL program sličan je programu tri janjenja u dvije godine, s time da je stado umjesto u dvije podijeljeno u četiri skupine. U razdoblju od dvije godine ovce iz jedne od skupina janje se svaki drugi mjesec, dok se pripust odvija u preostalim mjesecima (stoga je u nazivu *alternate month* – naizmjenični mjesec). Takvim programom razmnožavanja ovce imaju mogućnost janjenja nakon šest, osam, 10 ili 12 mjeseci jer se ovce koje ne koncipiraju u matičnoj skupini mogu preseliti u skupinu koja će se pripuštati za dva mjeseca (HOGUE, 1987.). Ovce pasmine dorzet podvrgnute programu razmnožavanja CAMAL janjile su se u razdobljima od 295 do 318 dana, što odgovara desetomjesečnom intervalu (INIGUEZ i sur., 1986.). Primjena navedenog programa rezultirala je i snižavanjem dobi pri prvom pripustu. U usporedbi s ovcima avasi uzgajanima u sustavu sa sezonskim razmnožavanjem, ovce u CAMAL programu imale su viši postotak koncepcije (97 % u odnosu na 71 %). Ukupna proizvodnja janjadi bila je veća u CAMAL programu (1,95 u odnosu na 2,15 janjadi), no razlike nisu bile statistički znakovite ($P > 0,05$). Navedeni rezultati posljedica su sniženog postotka koncepcije i veličine legla u pripusnim razdobljima izvan pripusne sezone (GÜL i KESKIN, 2010.).

2.2.2.1.5. STAR program

Program zvijezde (STAR program) razvijen je 80-ih godina na Sveučilištu Cornell s ciljem unaprjeđenja CAMAL programa (slika 6). Osnovni kriteriji za sastavljanje programa bili su da ne narušava prirodne fiziološke (reprodukcijske) procese ovce i da se može provesti u jednoj kalendarskoj godini. Jedna od glavnih prednosti tog sustava jest usklađivanje razdoblja pripusta jedne skupine i janjenja druge, što ostavlja dovoljno vremena za provedbu drugih poslova na farmi. Razdoblje od 365 dana podijeljeno je u pet jednakih dijelova. Svaki dio iznosi 73 dana, što je prosječno polovina trajanja gravidnosti od 146 dana. Na jedno razdoblje od 73 dana 35 dana otpada na laktaciju, osam dana na odbiće i 30 dana na ponovni pripust. Ovca koja se uspije ojanjiti pet puta u tri godine uspješno ispunjava program, i to se na shematskom prikazu na slici 6 vidi kao zvijezda. Npr. ako se skupina ovaca janjila u razdoblju od 1. do 31. siječnja, ponovni pripust očekuje se između 15. ožujka i 15. travnja, a ponovno janjenje početkom kolovoza (8. kolovoza). Time je ispunjen jedan proizvodni ciklus koji traje oko 7,2 mjeseca. Ponovljenim uspješnim pripustom između 20. listopada i 20. studenog ovca ima mogućnost za treće janjenje u razdoblju od 15. ožujka do 15. travnja u drugoj proizvodnoj godini. Slijedom toga, sljedeći pripust bio bi između 27. svibnja i 27. lipnja, a janjenje od 20.

listopada do 20. studenog. Treća proizvodna godina započela bi pripustom u razdoblju od 1. do 31. siječnja, janjenje bi bilo od 27. svibnja do 27. lipnja te završni pripust od 8. kolovoza do 8. rujna. Ako se nekom od tehnoloških postupaka na stadu želi promijeniti datum izvođenja, dovoljno je u shemu unijeti novi datum, a krakovi zvijezde pokazat će točne termine provedbe ostalih postupaka (HOGUE, 1987.).

LEWIS i sur. (1996.) proveli su istraživanje na velikoj populaciji (više od 1000 jedinki) ovaca pasmine dorzet podvrgnutih *STAR* programu. S obzirom na razdoblje pripusta, najveći postotak koncepcije ostvarile su ovce pripuštene u „pravoj“ sezoni parenja, što odgovara pripustima u kolovozu (46 %) i listopadu (69 %). Tijekom anestrusne sezone, u ožujku i lipnju, zabilježeni udjeli koncepcije bili su 28% i 15 %. Veličina legla nije znatno varirala s obzirom na razdoblje pripusta te su ovce pripuštene u ožujku imale u prosjeku 1,39 janjadi u leglu, a ovce pripuštene u listopadu 1,58 janjadi u leglu. Preživljavanje janjadi rođene nakon ljetnog pripusta (74 %) bilo je niže u odnosu na preživljavanje janjadi rođene nakon jesenskog pripusta (82 %).



Slika 6. Shematski prikaz *STAR* programa, Cornell University, 1983. (preuzeto s <http://blogs.cornell.edu/newsheep/management/reproduction/star-management/>)

2.2.2.1.6. Kontinuirano razmnožavanje

Poseban je oblik sustava učestalih janjenja onaj s programom kontinuiranog razmnožavanja. U takvim sustavima ne postoji plansko pridruživanje ovnova stadu ovaca, već se ovnovi i ovce drže zajedno tijekom cijele godine (GABIŃA, 1989.). Primjenom tog sustava smanjuje se uloženi rad koji bi bio potreban za uvođenje i odvođenje ovnova iz stada. Jedan je od glavnih nedostataka takva načina razmnožavanja izostanak „učinka ovna“, koji se smatra iznenadnim podražajem, te ovce koje se kontinuirano drže s ovnovima ne reagiraju na njega (NOTTER, 2012.).

S obzirom na to da se ovnovi s ovcama drže cijelo vrijeme, nemoguće je utvrditi proizvodne cikluse i sezone pripusta, već se proizvodnja najčešće sagleda na godišnjoj razini, a prosječno trajanje proizvodnog ciklusa zapravo je prosječno trajanje međujanjidbenih razdoblja ovaca (GABIŃA, 1989.).

Uspoređujući reproduksijsku učinkovitost ovaca uzgajanih u sustavu s kontinuiranim razmnožavanjem i u sustavu tri janjenja u dvije godine, GABIŃA (1989.) utvrdio je da su ovce u potonjem sustavu bile mlađe pri prvom janjenju (oko 530 u odnosu na oko 640 dana). Ovce iz sustava s kontinuiranim razmnožavanjem imale su prosječno međujanjidbeno razdoblje od 253 do 283 dana, što je za oko mjesec dana dulje u odnosu na osmomjesečna razdoblja u sustavu tri janjenja u dvije godine. Unatoč kontinuiranom držanju ovnova s ovcama, autori su razlučili dvije sezone janjenja u godini – povoljnu (od travnja do rujna), u kojoj je međujanjidbeno razdoblje trajalo od sedam do osam mjeseci, i nepovoljnu (ostatak godine), nakon koje je uslijedilo međujanjidbeno razdoblje od 10 mjeseci. Veći postotak koncepcije u ovaca iz sustava tri janjenja u dvije godine autori objašnjavaju na temelju učinka ovna, koji izostaje ako ovnovi kontinuirano borave s ovcama. Ovce pasmine merinolandšaf uzgajane u sustavu s kontinuiranim razmnožavanjem janjile su se u prosjeku svakih 300 dana (MENDEL i sur., 1989.), a sumatranske ovce (*Sumatran sheep*) uzgajane u istom sustavu svakih 201 dan (INIGUEZ i sur., 1991). Rezultate slične prethodno opisanim istraživanjima zabilježili su BRAND i sur. (2014.) u stadu ovaca pasmine done merino (*Dohne Merino*). Više od polovine (65 %) ovaca uspješno je koncipiralo 81 dan nakon janjenja, što znači da je trajanje međujanjidbenog razdoblja bilo 230 dana, odnosno oko osam mjeseci.

Tablica 3. Pregled dosadašnjih istraživanja reproduksijske učinkovitosti ovaca u sustavima učestalih janjenja

Pasmina (prema programu razmnožavanja)	Reprodukcijski pokazatelj	Vrijednost reprodukcijskog pokazatelja	Literaturni izvor
Tri janjenja u dvije godine			
križanci dorzeta križanci finske ovce	ukupna masa prodane janjadi u životu ovce (kg)	257 243	VESELY i SWIERSTRA (1985.)
finska ovca osimi rahmani	ukupna masa odbijenog legla/ovci/janjenju (kg)	16,8 17,2 15,9	ABOUL-NAGA i sur. (1989.)
finska ovca	broj janjadi/ovci/godini	3,07	FAHMY (1990a.)
dorzet polipej	broj odbijene janjadi/ovci/godini	1,61 2,53	FAHMY i LAVALLEE (1990.)
done merino	masa odbijene janjadi/leglu (kg)	16,3	SCHOEMAN (1990.)
križanci borol merina i bezrožnog dorzeta križanci border lajstera x merina	masa odbijene janjadi /ovci u godini dana (kg)	26,4 30,0 31,2	FOGARTY i sur. (1992.)
dorper	broj janjadi/pripuštenoj ovci/godini	1,21	SCHOEMAN i BURGER (1992.)
safolk (<i>Suffolk</i>) finska ovca	broj janjadi/ovci/leglu	1,7 2,7	DEMIRÖREN i sur. (1994.)
finska ovca	broj janjadi/ovci/leglu	2,32 – 2,76	SORMUNEN-CRISTIAN i SUVELA (1999.)
masnorepi sirijski avasi (tretirane flugeston-acetatom i eCG-om) masnorepi sirijski avasi (netretirane hormonima)	veličina legla	1,35 1,06	ZARKAWI (2011.)

...nastavak tablice 3

Pasmina (prema programu razmnožavanja)	Reprodukcijski pokazatelj	Vrijednost reprodukcijskog pokazatelja	Literaturni izvor
dman križanci dman pasmine i mesnog lakona	veličina legla	1,59 1,50	BOUJENANE (2012.)
polipej	plodnost (broj ovaca koje su uspješno koncipirale nakon pripusta)	28 % – 85 %	VANIMISSETTI i NOTTER (2012.)
border lajster x merino hajfer (<i>Hyfer</i>)	Broj odbijene janjadi/ovci/leglu	1,04 0,97	FOGARTY i MULLHOLAND (2014.)
zandi	broj odbijene janjadi/ovci u dvije godine	2,06	KHOJASTEKEY i sur. (2020.)
Četiri janjenja u tri godine			
karaguniki x mitilen	broj janjadi/ovci/janjenju	1,66 – 2,47	MENEGATOS i sur. (2006.)
CAMAL			
dorzet	broj janjenja/ovci/godini	1,21	INIGUEZ i sur. (1986.)
avasi	plodnost broj janjadi/ovci/leglu	66,1 – 75,0 % 1,11 – 1,16	GÜL i KESKIN (2010.)
STAR sustav			
dorzet	plodnost broj janjadi/ovci/leglu postotak janjadi preživjele do odbića/leglu	15 – 69% 1,39 – 1,58 74 – 86 %	LEWIS i sur. (1996.)
križanci istočnofrizijske ovce romni	broj janjadi/ovci/janjenju	1,33 – 2,04 1,30 – 1,77	DENICOLO i sur. (2008b.)

...nastavak tablice 3

Pasmina (prema programu razmnožavanja)	Reprodukcijski pokazatelj	Vrijednost reprodukcijskog pokazatelja	Literaturni izvor
Dva janjenja u jednoj godini			
križanci fínske ovce i dorzeta	prosječan broj janjadi u leglu	2,1	LAND i MCCLELLAND (1971.)
dorzet križanci dorzeta i rambujsa rambuisa	broj ojanjene janjadi/ovci/godini	1,86	WHITEMAN i sur. (1972.)
fínska ovca	broj janjadi/ovci/godini	3,54	WALTON i ROBERTSON (1974.)
križanci fínske ovce i dorzeta	postotak koncepcije ovaca u različitim sezonama pripusta	-	DUNCAN i BLACK (1978.)
Kontinuirano razmnožavanje			
rasa aragonjsa	broj janjadi/ovci/janjenju	1,18 - 1,19	GABIÑA (1989.)
merinolandsšaf tiroler bergšaf (<i>Tiroler Bergschaf</i>)	broj živorođene janjadi /leglu	1,35 1,49	MENDEL i sur. (1989.)
sumatranska ovca	broj janjadi/ovci/janjenju	1,54	INIGUEZ i sur. (1991.)
done merino	broj janjadi/ovci/godini	2,62	BRAND i sur. (2014.)

2.3. Pokazatelji reproduksijske učinkovitosti ovaca

Na svijetu postoji izrazito velik broj pasmina ovaca koje se razlikuju po biološkim (reprodukcijskim) karakteristikama, proizvodnoj namjeni i učinkovitosti. U takvim okolnostima velike raznolikosti posebno je izazovno mjeriti i interpretirati podatke o pojedinim gospodarski važnim proizvodnim i reprodukcijskim pokazateljima na temelju kojih se procjenjuje učinkovitost pojedinog sustava proizvodnje i koji služe kao polazište za genetsko unaprjeđivanje populacija ovaca. Navedenom pridonosi i činjenica da ti pokazatelji znatno variraju ovisno o genskoj osnovi životinje i paragenetskim utjecajima.

S obzirom na navedeno, u ovčarstvu je velik broj različitih reprodukcijskih pokazatelja čija važnost i relevantnost ovisi ponajprije o pasmini i proizvodnom sustavu. U mesnom ovčarstvu reprodukcijski se pokazatelji mogu gotovo poistovjetiti s proizvodnim pokazateljima jer je učinkovitost proizvodnje janjadi u najvećoj mjeri ovisna o reprodukcijskoj učinkovitosti same ovce (ASSAN, 2020.). U praksi se reprodukcijski pokazatelji ovaca mogu podijeliti na pokazatelje koji su na neki način povezani s „plodnošću“ ovaca, zatim na pokazatelje povezane s vremenskim odrednicama u životu ovce te razne druge pokazatelje.

2.3.1. Pokazatelji povezani s plodnošću ovaca

Najčešće se mjere i analiziraju pokazatelji koji na neki način odražavaju plodnost ovaca. Valja napomenuti da se u navedenom kontekstu plodnost ne odnosi samo na sposobnost ovce da koncipira, nego objedinjuje sve karakteristike životinje koje su povezane s njezinim reprodukcijskim kapacitetom. Ta se skupina pokazatelja može podijeliti na one koji se bilježe na razini stada te na one koji odražavaju karakteristike pojedine ovce. Na razini stada najčešće se utvrđuju: broj pripuštenih ovaca ili ovaca izloženih ovnu u odnosu na broj ojanjenih ovaca (fertilitet stada), omjer broja ojanjene janjadi i broja pripuštenih ovaca u jednoj sezoni ili godišnje (fekunditet stada), prosječan broj janjenja po ovci godišnje (indeks janjenja) te veličina legla na razini stada (u postotku). Najčešći pokazatelj na razini pojedinačne ovce jest veličina legla koje ovca da u jednom janjenju (MENZIES, 2007.; MINISTARSTVO POLJOPRIVREDE, 2019.; ASSAN, 2020.). Valja naglasiti da su u širokoj uporabi i broj odbijene janjadi te ukupna masa odbijene janjadi, no ti se pokazatelji najčešće promatraju s gospodarskog stajališta, a objedinjuju reprodukcijsku učinkovitost ovce te njezinu sposobnost othrane janjadi (SNOWDER i FOGARTY, 2009.).

2.3.2. Pokazatelji povezani s vremenskim odrednicama u životu ovce

Važnost dobi ovce u kojoj se odvija pojedina faza njezina reproduksijskog ciklusa naglašena je ranije u pregledu dosadašnjih spoznaja. Najčešći pokazatelji iz te skupine koji imaju veliku praktičnu primjenu jesu dob ovce pri 1. pripustu ili janjenju te trajanje razdoblja između dva uzastopna janjenja (međujanjidbenog razdoblja). Navedeni pokazatelji imaju posebnu važnost u mesnom ovčarstvu, koje se često temelji na načelima što ranijeg prvog pripusta i janjenja te skraćivanja razdoblja između dva uzastopna janjenja. Dob pri prvom janjenju izravno je povezana s dobi pri prvom pripustu i češće se koristi prvenstveno zbog toga što u divljim ili haremskim pripustima, koji su u ovaca najčešći, točno vrijeme pripusta nije poznato (SCOTT, 2001.). Pokazatelj trajanja međujanjidbenog razdoblja posebno je važan u sustavima s učestalim janjenjima, gdje izravno odražava učinkovitost takvih sustava (HOGUE, 1987.).

2.3.3. Ostali pokazatelji reproduksijske učinkovitosti

Uz ranije navedene, reproduksijska se učinkovitost može iskazivati i velikim brojem različitih drugih pokazatelja koji u nekim okolnostima pružaju dodatne korisne informacije o ovcima. U tom se smislu mogu mjeriti udio pobačaja, udio mrtvorođene janjadi, udio uginuća janjadi od rođenja do odbića, udio ovaca koje do odbića othrane barem jedno janje i drugi (SCOTT, 2001.).

2.3.4. Varijacije pokazatelja reproduksijske učinkovitosti

Reprodukcijski pokazatelji pokazuju znatne varijacije ovisno o genskoj osnovi životinje, paragenetskim čimbenicima i njihovoj međusobnoj interakciji. U tom je smislu važno kratko ponoviti koji su najčešći genetski i paragenetski izvori varijacija u navedenim pokazateljima jer se uključivanjem informacija o tim izvorima u analize može dobiti objektivniji uvid u razloge varijabilnosti pojedinih reproduksijskih pokazatelja.

2.3.4.1. Genetski utjecaji

Genetski uvjetovane varijacije mogu se sagledavati na međupasminskoj razini, pri čemu ne treba posebno isticati raspon varijacija koje se mogu zabilježiti uzimajući u obzir brojnost i raznolikost pasmina ovaca. Međutim, unutarpasminske varijacije također mogu biti značajne i moguće ih je barem djelomično objasniti utjecajem gena. U tom se smislu često procjenjuje heritabilitet (h^2) nekog reproduksijskog svojstva u populaciji, a predstavlja udio fenotipskih varijacija u tom svojstvu koje je moguće objasniti varijacijama u genotipu (JACQUARD, 1983.). Za procjenu heritabiliteta nužno je poznavati rodbinske odnose unutar pojedine populacije životinja. Pri tome se procjena temelji na činjenici da bi srodne životinje (životinje koje dijele neke zajedničke gene) trebale pokazati veći stupanj sukladnosti variranja u fenotipu u odnosu na životinje koje nisu u srodstvu (FALCONER i MACKAY, 1996.). Jedna od prvih i do danas najčešće korištenih metoda za procjenu heritabiliteta jest regresija roditelj – potomak (BACHMANN i sur., 2017.). Ta se metoda temelji na koeficijentu srodstva od 0,50, to jest pretpostavlja da roditelji i potomci teorijski imaju 50 % istu nasljednu osnovu. Ako se kao izvor informacija o fenotipu roditelja koristi objedinjena informacija od oca i majke, heritabilitet je jednak regresijskom koeficijentu (β), dok se u regresije jednog roditelja na potomka heritabilitet izračunava kao dvostruki regresijski koeficijent (JOVANOVAČ, 2012.).

Poznato je da gotovo sva reproduksijska svojstva ovaca imaju razmjerno niske procijenjene heritabilitete (SAFARI i sur., 2005.), što neizravno ukazuje na to da na varijacije u tim svojstvima najviše utječu paragenetski čimbenici. Unatoč navedenoj tvrdnji, heritabilitet je i dalje jedan od najčešće procjenjivanih genetskih parametara za reproduksijska svojstva ovaca (MARÍA, 1995.; HAGGER, 2000.; EKIZ i sur., 2005.; SAFARI i sur., 2005.; OLIVEIRA LOBO i sur., 2009.; MOKHTARI i sur., 2010.; SAVAR i sur., 2010.; RASHIDI i sur., 2011.; VANIMISETTI i NOTTER, 2012.; NEWTON i sur., 2014.; SCHMIDOVÁ i sur., 2014.; KHAN i sur., 2017.; ABDOLI i sur., 2019.) jer ipak pruža informacije o tome do koje su mjere genotipske i fenotipske varijacije povezane te u kojoj je mjeri i koliko brzo moguće neko svojstvo unaprijediti selekcijom.

2.3.4.2. Paragenetski utjecaji

Pod paragenetskim utjecajima smatraju se svi oni utjecaji koji nisu genetski. Paragenetski utjecaji mogu u znatnoj mjeri uzrokovati varijacije u fenotipu za pojedini reproduksijski pokazatelj, čime prikrivaju genetske utjecaje i često dovode do pogrešne

interpretacije rezultata o genetskom utjecaju na neko svojstvo. Stoga je pri analizi reproduksijskih pokazatelja ključno poznavati i u obzir uzeti moguće paragenetske čimbenike za koje se smatra ili je poznato da u znatnijoj mjeri utječu na fenotip svojstva. O važnosti paragenetskih čimbenika u analizi reproduksijskih pokazatelja ovaca pisalo je više autora (ASSAN i MAKUZA, 2005.; GBANGBOCHE i sur., 2006.; BABAR i JAVED, 2009; GETACHEW i sur., 2015.; AGUIRRE RIOFRIO i sur., 2016.). Pri tome valja istaknuti kako jednu skupinu paragenetskih čimbenika čine oni povezani s okolišem životinje (godina, sezona rođenja ili mjesec rođenja; godina, sezona ili mjesec janjenja; lokacija farme; klimatski utjecaji i drugi), a drugu skupinu čine utjecaji koji potječu od same životinje kao što su njezina dob, tjelesna masa i slično. Također, pod paragenetskim se utjecajima u tom smislu može smatrati i doprinos u varijabilnosti kojoj pridonosi ovan (ASSAN i MAKUZA, 2005.).

2.3.5. Životna proizvodnja ovaca

Životna proizvodnja ovce mjeri se na kraju njezina proizvodnog života, a predstavlja zbroj svih vrijednosti (količina) nekog svojstva koje je ovca u životu ostvarila. U sustavima za proizvodnju janjećeg mesa životna se proizvodnja najčešće iskazuje kao ukupan broj ojanjene janjadi u duljem razdoblju ili tijekom života (LEE i ATKINS, 1996.; HERNANDEZ i sur., 2011.). Drugi, rjeđe korišteni pokazatelji životne proizvodnje jesu ukupan broj odbijene janjadi po ovci (KENYON i sur., 2014a.) te ukupna masa živorođene ili odbijene janjadi po ovci (OLIVIER i sur., 2001.) u duljem razdoblju ili tijekom života. Razumljivo je da je zato životna proizvodnja jedan od najboljih pokazatelja reproduksijske učinkovitosti pojedine ovce ili rasplodnog stada. Međutim, životna je proizvodnja izrazito kompleksno svojstvo u smislu utjecaja različitih čimbenika na njezino očitovanje, a izračunani heritabiliteti životne proizvodnje uobičajeno su vrlo niski (BRASH i sur., 1994.). Uzimajući u obzir činjenicu da se do podatka o životnoj proizvodnji dolazi relativno kasno u životu ovce, može se zaključiti kako je taj podatak zapravo od male koristi u uzgojno-seleksijskom radu u stadima namijenjenima proizvodnji mesa. Naime, dug generacijski interval u tom slučaju poništava korisnost informacije koju omogućava podatak o životnoj proizvodnji (BOURDON, 2014.). Međutim, postoje različiti pokazatelji reproduksijske učinkovitosti koji se mogu zabilježiti ranije u životu pojedinoga grla, a povezani su sa životnom proizvodnjom. Stoga bi se korištenjem podataka o različitim ranim reproduksijskim pokazateljima mogla procijeniti životna proizvodnja pojedine ovce (LEE i ATKINS, 1996.; KLEEMANN i sur., 2016.), što bi u konačnici bio koristan dodatni podatak pri donošenju odluka o uzgojno-seleksijskom radu.

3. OBRAZLOŽENJE TEME

Iz uvodnog je izlaganja razvidan **problem istraživanja**: Rasplodivanje ovaca jedan je od najsloženijih elemenata ovčarske proizvodnje. Tome najviše pridonosi činjenica da na svijetu postoji više od 1000 pasmina ovaca, koje se razlikuju ne samo po zemljopisnom podrijetlu već i po biološkim (reprodukcijским) karakteristikama, proizvodnoj namjeni i učinkovitosti. U takvim je uvjetima ključno poznavati specifičnosti pojedine pasmine kako bi se pasminski proizvodni potencijal iskoristio u optimalnom proizvodnom sustavu.

Malobrojna istraživanja reprodukcijске učinkovitosti romanovskih ovaca uzgajanih u uvjetima kontinuiranog razmnožavanja pokazala su da one imaju predispozicije za takav način uzgoja. Pri tome su istražene i unutarpasminske varijacije za više reprodukcijških pokazatelja ovaca. Međutim, nedostaju ili su u manjoj mjeri prisutna istraživanja koja na sveobuhvatan način sagledavaju varijacije u ranim reprodukcijškim pokazateljima, čimbenike koji tim varijacijama doprinose, kao i životnu proizvodnju ovaca. U tom bi smislu posebno korisno bilo znati jesu li rani reprodukcijški pokazatelji povezani sa životnom proizvodnjom ovaca te može li se na temelju informacija koje se o ovci mogu dobiti ranije u životu predvidjeti njezina životna proizvodnja.

Stoga je **predmet** ovog **istraživanja** bio utvrditi u kojoj mjeri pojedini genetski i paragenetski čimbenici utječu na fenotipske varijacije u reprodukcijškim pokazateljima te može li se životna proizvodnja predvidjeti na temelju objedinjenih podataka o ranim reprodukcijškim pokazateljima, odnosno genima za koje je utvrđeno da imaju ulogu u regulaciji reprodukcijških aktivnosti.

Dvije temeljne pretpostavke ovog istraživanja bile su:

1. Pokazatelji reprodukcijške učinkovitosti ovaca u sustavu učestalih janjenja s kontinuiranim razmnožavanjem pokazuju varijabilnost s obzirom na različite genetske i paragenetske čimbenike.

2. Životna proizvodnja ovaca u sustavu učestalih janjenja s kontinuiranim razmnožavanjem može se predvidjeti na temelju objedinjenih informacija o ranim reprodukcijškim pokazateljima i genima koji su uključeni u regulaciju reprodukcijških procesa ovaca.

S obzirom na problem i predmet istraživanja, definirani su sljedeći opći i specifični ciljevi.

Opći cilj bio je u romanovskih ovaca namijenjenih sustavu učestalih janjenja analizirati različite reprodukcijske pokazatelje te procijeniti potencijal tih pokazatelja za poboljšanje populacije.

Specifični ciljevi bili su u populaciji romanovskih ovaca uzgajanih u sustavu učestalih janjenja s kontinuiranim razmnožavanjem:

1. utvrditi rane reprodukcijske pokazatelje (dob pri 1. janjenju, veličina 1. legla, trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja) i životnu proizvodnju (ukupan broj janjadi do navršene četvrte godine života)
2. utvrditi unutarpasminske varijacije ranih reprodukcijskih pokazatelja i životne proizvodnje
3. analizirati rane reprodukcijske pokazatelje i životnu proizvodnju s obzirom na odabrane genetske i paragenetske čimbenike
4. utvrditi prediktivnu vrijednost varijabli dobi pri 1. janjenju, veličine 1. legla, trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja, porođajne mase janjadi u 1. leglu i alelnih varijanti *GDF9* odnosno *IGF1* gena u procjeni životne proizvodnje
5. provjeriti fenotipske i genotipske korelacije između dobi pri 1. janjenju, veličine 1. legla, trajanja 1. međujanjidenog razdoblja i životne proizvodnje
6. procijeniti heritabilitet dobi pri 1. janjenju, veličine 1. legla, trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja i životne proizvodnje.

4. MATERIJAL I METODE

4.1. Životinje obuhvaćene istraživanjem

4.1.1. Pasma, uvjeti smještaja i držanja

Istraživanje je provedeno u jednom stadu romanovskih ovaca uzgajanih na istoj farmi u relativno ujednačenim uvjetima hranidbe, smještaja i veterinarskog nadzora. U stadu je bilo ukupno 148 jedinki, od kojih je jedna polovica rođena u 2015. godini, a druga polovica u 2016. godini. Nakon pročišćavanja od nelogičnih ili nepostojećih vrijednosti s ciljem dobivanja logičnih i potpunih podataka za sve ovce, u obzir su uzeti podatci za njih 134. Deset ovaca isključeno je iz analize zbog nepotpunih podataka, dvije su isključene jer im je dob pri 1. janjenju bila veća od 700 dana, dok su dvije ovce isključene jer im je 1. međujanjidbeno razdoblje bilo duže od 600 dana.

Sve su ovce uvedene u evidenciju uzgojno valjanih ženskih grla pri Ministarstvu poljoprivrede Republike Hrvatske i umatičene kao čistokrvna grla pasmine romanovska ovca. Istraživano razdoblje za svaku ovcu završeno je s njezinom navršenom četvrtom godinom života.

Farma na kojoj su uzgajane promatrane ovce smještena je u brdsko-planinskom području Republike Hrvatske (Gorski kotar). Sve životinje bile su smještene u jednom objektu koji je bio podijeljen u četiri jednaka odjeljka, tako da se sa svake strane nalaze po dva odjeljka, a lijevu i desnu stranu dijeli središnji hodnik. Odjeljci su izgrađeni tako da ne može doći do miješanja životinja iz različitih odjeljaka. Unutar svakog odjeljka određeni je broj pojedinačnih boksova u koji se smještaju ovce neposredno prije janjenja. Betonski pod objekta u odjeljcima s ovcima prekriven je dubokom prostirkom. Uz sami objekt, svaka skupina ovaca koristila je i zaseban ograđeni prostrani ispust (oko 0,5 ha) koji je više korišten za slobodno kretanje, a manje za namirenje hranidbenih potreba ovaca. Ispusti su također formirani tako da ne može doći do miješanja ovaca iz različitih odjeljaka.

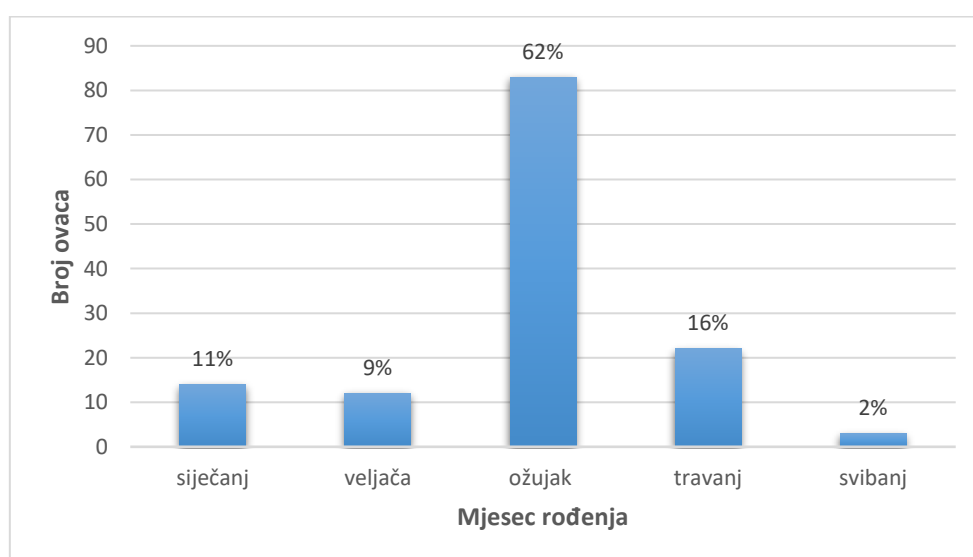
Hranidba ovaca organizirana je u zatvorenom tako da ovce po volji mogu konzumirati komercijalnu smjesu za ovce sa 16 % bjelančevina i kvalitetno livadno sijeno.

Zdravstvena zaštita ovaca provodila se povremenim pregledom pojedinačnih životinja (vime, papci, zubalo) te cijepljenjem protiv enterotoksemije prema programu koji provodi veterinarska služba. Antiparazitski tretman provodio se u proljeće i jesen, a po potrebi i češće.

Na farmi se proizvodi janjad za klanje u dobi od približno 90 dana i postignute tjelesne mase približno 25 kilograma žive vage. Uz navedeno, na farmi se proizvodi i rasplodni podmladak, šilježice i mladi ovnovi.

4.1.2. Mjesec rođenja ovaca

Sve promatrane ovce rođene su između siječnja i svibnja. Najviše ovaca rođeno je u ožujku (83), a najmanje u svibnju (3). Po broju zatim slijede travanj (21), siječanj (15) i veljača (12) (grafikon 1).



Grafikon 1. Udio promatranih ovaca po mjesecima rođenja

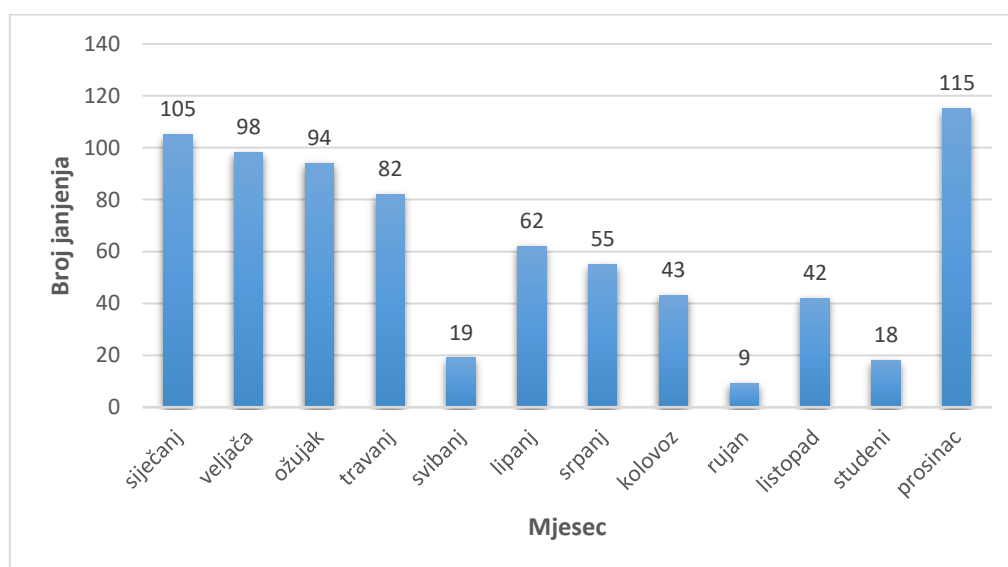
4.1.3. Pripust

Formiranje stada promatranih ovaca započelo je u 2015. godini kada je 75 šilježica rođenih u razdoblju od siječnja do svibnja odgojeno do rasplodne zrelosti. Kriterij uključivanja u prvi pripust bilo je postizanje najmanje 60 % tjelesne mase odrasle ovce. Šilježice su slučajnim odabirom podijeljene u tri pripusne skupine s po 25 životinja u skupini. Metodom slučajnog odabira svakoj je skupini 1. kolovoza dodijeljen jedan ovan. Prvo janjenje navedenih šilježica uslijedilo je između veljače i travnja 2016. godine. Iz tih janjenja odabrana su 73 ženska janjeta i zadržana za rasplod. Po dostizanju rasplodne zrelosti ženska janjad rođena u 2016. godini raspodijeljena je u skupine za pripust prema sljedećem rasporedu: po 13 životinja dodijeljeno je u već formirane tri skupine iz 2015., a preostalih 34 iskorišteno je za formiranje

četvrte pripusne skupine kojoj je 1. kolovoza pridružen četvrti ovan. Takvim postupkom formirane su četiri pripusne skupine ovaca koje su cijelo promatrano razdoblje boravile zajedno s istim ovnom. Takav način pripusta bio je pretpostavka za ostvarenje učestalih janjenja koje se zasniva na kontinuiranom razmnožavanju. Navedeno je omogućeno činjenicom da su šilježice, a zatim ovce cijelo vrijeme izložene ovnu, osim za kratko vrijeme neposredno prije i nakon janjenja (približno 7 dana) tijekom kojeg su bile smještene u boksove za individualno držanje.

4.1.4. Janjenje

Tijekom promatranog razdoblja 134 ovce ojanjile su se ukupno 742 puta. U grafikonu 2 prikazana je učestalost janjenja po mjesecima.



Grafikon 2. Distribucija broja janjenja prema mjesecima u godini

4.1.5. Podatci iz evidencije uzgojno valjanih grla

O svakoj šilježici odnosno ovci prikupljeni su sljedeći podatci: datum rođenja, datumi prvog i drugog janjenja, broj janjadi u svakom leglu te porođajna masa janjadi. Uvažavajući dvije generacije životinja od kojih je formirano promatrano stado, iz rodovnika su registrirani podatci za 88 životinja koje su bile u rodbinskom odnosu majka – kći (44 majke i 44 pripadajuće kćeri).

4.2. Identifikacija polimorfizama *GDF9* i *IGF1* gena

Krv je prikupljena prilikom redovite kontrole pri provedbi programa upravljanja zdravljem i proizvodnošću stada. Istraživanje je odobrilo Povjerenstvo za etiku u veterinarstvu Veterinarskog fakulteta Sveučilišta u Zagrebu. Po 4 mL krvi uzorkovano je iz jugularne vene (*v. jugularis*) u plastične epruvete koje su sadržavale EDTA antikoagulans te je odmah nakon uzorkovanja krv pohranjena u zamrzivač na -20 °C.

Izolacija genomske DNK iz krvi obavljena je korištenjem GenElute™ Blood Genomic DNA kita (Sigma-Aldrich) prema uputama proizvođača. Prilikom izolacije genomske DNK uzet je volumen od 200 µL pune krvi koji je pomiješan s lizirajućom otopinom i proteinazom K. Otopina je inkubirana na 55 °C 10 minuta, nakon čega joj je dodan etanol (95 – 100 %) te je centrifugirana 10 sekundi. Cijeli volumen otopine prebačen je u mikroeprevetu s čistom kolonom i centrifugiran kako bi DNK ostala vezana na membrani kolone. Serijom od dva uzastopna nanošenja pufera za ispiranje na membrani kolone na kojoj se nalazi vezana DNK te uzastopnog centrifugiranja, DNK se isprala od zaostalih bjelančevina. Potom je DNK otopljena u 200 µL otopine za otpuštanje te je spuštana u sterilnu plastičnu mikroeprevetu. Koncentracija i čistoća dobivene DNK očitane su na spektrofotometru bioDrop µLITE (BioDrop, Cambridge, UK) pomoću omjera apsorbancija valnih duljina 260/280 nm, a očitane vrijednosti bile su u referentnim granicama. Nakon toga izolirana DNK pohranjena je u zamrzivaču na -20 °C.

Umnažanje specifičnih odsječaka DNK provedeno je postupkom lančane reakcije polimeraze (engl. *Polymerase Chain Reaction*; PCR). Slijed nukleotidnih baza početnica za oba gena prikazan je u tablici 4. Reakcijska smjesa za PCR pripravljena je pomoću „mastermiksa“ GoTaq G2 Hot Start Green Master Mix (Promega Corporation, SAD) u kojem su se nalazili GoTaq G2 Hot Start polimeraza, optimizirani pufer, smjesa dinukleotida (dNTP), MgCl₂ i boja za nanošenje uzoraka na gel. Umnažanje je provedeno u ukupnom volumenu od 15 µL u uređaju za PCR Mastercycler® Personal (Eppendorf AG, Hamburg, Njemačka). U svakom setu PCR reakcija rađena je po jedna negativna kontrola. Sastav reakcijske smjese, koncentracija i volumeni reagensa te protokoli za provođenje PCR reakcija za oba gena prikazani su u tablicama 5 i 6.

Tablica 4. Redoslijed začetnih oligonukleotida odabranih odsječaka gena te literatura iz koje su preuzeti

Gen	Redoslijed nukleotida početnica	Literatura
<i>GDF9</i>	F: (5' – GAAGACTGGTATGGGGAAATG – 3') R: (3' – CCAATCTGCTCCTACACACCT – 5')	MORADBAND i sur. (2011.)
<i>IGF1</i>	F: (5' – TGAGGGGAGCCAATTACAAAGC – 3') R: (3' – CCGGGCATGTGAAGACACACACAT – 5')	HE i sur. (2012.)

Provjera umnažanja provedena je elektroforezom na 1 % agaroznom gelu. Za izradu gela korišteno je 0,4 g agaroze i 40 mL 1x TAE pufera (1 mM EDTA, 40 mM Tris baza, 20 mM ledena octena kiselina). Smjesa agaroze i TAE pufera zagrijana je do vrenja u mikrovalnoj pećnici, potom ohlađena na 60 °C, a nakon toga dodano je 2 µL etidijeva bromida. Smjesa agaroznog gela i etidijeva bromida potom je izlivena u kadnicu te ostavljena na sobnoj temperaturi radi hlađenja i polimerizacije. U jažice ohlađenog gela dodano je po 4 µL PCR produkta. Pufer označivač nije korišten jer je sadržan u GoTaq G2 Hot Start Green Master Mixu. Elektroforeza je trajala 20 minuta pod stalnim naponom od 80 V, a provedena je u uređaju za horizontalnu elektroforezu (BIO-RAD, PowerPac HC – Cleaver Scientific Ltd MS mini, UK). Vizualizacija uzoraka nakon provedene elektroforeze provedena je pod ultraljubičastim (UV) svjetlom i fotografirana uređajem Mini BIS Pro®, DNR Bio-Imaging Systems, Jeruzalem, Izrael.

Tablica 5. Sastav reakcijske smjese i koncentracije reagensa korištenih za umnažanje odsječaka *GDF9* i *IGF1* gena

Kemikalije	Koncentracija	Volumen
Destilirana H ₂ O	-	5,1 µL
GoTaq G2 Hot Start Green Master Mix	1x	7,5 µL
Uzvodna početnica (F)	10µM	0,3 µL
Nizvodna početnica (R)	10µM	0,3 µL
Genomska DNK	~20 ng/ µL	1,8 µL
Volumen reakcijske smjese		15 µL

Tablica 6. Protokoli provođenja reakcije za umnažanje odsječaka odabranih gena

PCR postupak	GDF9			IGF1		
	Temperatura	Vrijeme	Broj ciklusa	Temperatura	Vrijeme	Broj ciklusa
Početna denaturacija	94 °C	4 min	1	96 °C	6 min	1
Denaturacija	94 °C	45 s	35	94 °C	30 s	30
Sparivanje početnica	58 °C	40 s		55 °C	30 s	
Produljivanje lanca	72 °C	1 min		72 °C	30 s	
Završno produljivanje lanca	72 °C	10 min	1	72 °C	10 min	1
Hlađenje	4 °C	-		4 °C	-	

Identifikacija alelnih varijanti *GDF9* i *IGF1* gena provedena je cijepanjem PCR produkata s *HhaI* i *HaeII* restrikcijskim endonukleazama. Restrikcijska razgradnja PCR produkta *GDF9* gena provedena je u reakcijskoj smjesi ukupnog volumena 10 µL, s 5 µL PCR produkta i 5 µL reakcijske mješavine. Volumen reakcijske mješavine za razgradnju PCR produkta *IGF1* gena iznosio je 10,5 µL, s 5 µL PCR produkta i 5,5 µL reakcijske mješavine. Sastav reakcijske mješavine te koncentracije i volumeni reagensa prikazani su u tablici 7.

Tablica 7. Reakcijska mješavina za *HhaI* i *HaeII* restrikcijske endonukleaze

GDF9 reakcijska mješavina		IGF1 reakcijska mješavina	
Reagens	Volumen	Reagens	Volumen
dH ₂ O	3,35 µL	dH ₂ O	3,87 µL
BSA 10 µg/µL	0,15 µL	10x m pufer	1 µL
10x NE pufer 4	1 µL	<i>HaeII</i> 10 U/µL	0,66 µL
<i>HhaI</i> 20 U/µL	0,5 µL		

Pripravljene reakcijske smjese inkubirane su na 37 °C tijekom 3 sata u vodenoj kupelji (VK1EN, Inko, Hrvatska). Restrikcijsko mjesto na kojem restrikcijski enzim *HhaI* cijepa PCR produkt je: 5'..GCG[^]C..3', dok je za *HaeII* to mjesto na: 5'..RGCGC[^]Y..3'. Cijepanje PCR produkta *GDF9* gena s *HhaI* restrikcijskom endonukleazom, odnosno *IGF1* gena s *HaeII*

restrikcijskom endonukleazom omogućilo je identifikaciju polimorfizama navedenih gena. U tablici 8 prikazane su očekivane duljine odsječaka.

Tablica 8. Očekivane duljine restrikcijskih odsječaka pojedinih genotipova *GDF9* i *IGF1* gena

Gen	Duljina odsječaka	Genotipovi					
		GG		GA		AA	
<i>GDF9</i>	462 bp	52 bp	-----	52 bp	-----	52 bp	-----
		156 bp	-----	156 bp	-----	156 bp	-----
		254 bp	-----	254 bp	-----	254 bp	-----
		410 bp	-----	410 bp	-----	410 bp	-----
<i>IGF1</i>	265 bp	AA		AB		BB	
		86 bp	-----	86 bp	-----	86 bp	-----
		179 bp	-----	179 bp	-----	179 bp	-----
		256 bp	-----	256 bp	-----	256 bp	-----

Provjera uspješnosti restrikcije i očitavanje genotipova *GDF9* i *IGF1* gena provedena je elektroforezom na 2 % agaroznom gelu. Za izradu gela korišteno je 0,8 g agaroze i 40 mL 1x TAE pufera (1 mM EDTA, 40 mM Tris baza, 20 mM ledena octena kiselina). Smjesa agaroze i TAE pufera zagrijana je do vrenja u mikrovalnoj pećnici, potom ohlađena na 60 °C, nakon čega je dodano 2 µL etidijeva bromida. Smjesa agaroznog gela i etidijeva bromida potom je izlivena u kadicu te ostavljena na sobnoj temperaturi radi hlađenja i polimerizacije. U prvu jažicu ohlađenog gela dodano je 5 µL biljega molekularne duljine 50 bp (Promega, 50 bp Step Ladder), dok je u ostale dodano 5 µL PCR produkta te je provedena elektroforeza na 90 V u trajanju od jednog sata. Vizualizacija uzoraka odsječaka provedena je pod UV svjetlom transiluminatora te su odsječci fotografirani uređajem Mini BIS Pro®, DNR Bio-Imaging Systems, Jeruzalem, Izrael i obrađeni u programu GelQuant Express Version 3.1, DNR Bio-Imaging Systems.

4.3. Reprodukcijski pokazatelji

Kod ovaca obuhvaćenih istraživanjem analizirani su rani reprodukcijski pokazatelji i životna proizvodnja. Od ranih reprodukcijskih pokazatelja u obzir su uzeti dob pri 1. janjenju koja je utvrđena je kao broj dana koji je protekao od datuma rođenja do datuma prvog janjenja, trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja koje je utvrđeno kao broj dana proteklih od datuma prvog do datuma drugog janjenja i veličina 1. legla koja označava broj živorođene janjadi pri prvom

janjenju. Životna proizvodnja utvrđena je kao ukupan broj živorođene janjadi do navršene četvrte godine života ovce.

4.3.1. Čimbenici varijacije ranih reprodukcijskih pokazatelja

Kao moguće izvore varijacija pojedinih reprodukcijskih pokazatelja koristili smo genetske i paragenetske čimbenike.

Od genetskih čimbenika, ovisno o reprodukcijskom pokazatelju, korišteni su: rodbinski odnos majka – kći (1 – ima rodbinskog odnosa; 2 – nema rodbinskog odnosa), polimorfizam *GDF9* gena (genotipovi GG, GA i AA) i polimorfizam *IGF1* gena (genotipovi AA, AB, BB).

Od paragenetskih čimbenika, ovisno o reprodukcijskom pokazatelju, korišteni su: mjesec rođenja ovce (siječanj – svibanj), pripusna skupina (4 skupine) ili ovan (1 – 4), mjesec prvog janjenja (veljača – travanj), prvi pripust (3 načina) i tip legla (jedinci, dvojci, trojci).

Prvi pripust definiran je s obzirom na broj plotkinja po jednom ovnu i s obzirom na dobnu strukturu plotkinja u skupini: prvi je način podrazumijevao omjer jedan ovan na 25 šilježica, drugi način omjer jedan ovan na 35 šilježica, dok je treći način podrazumijevao jednog ovna na 25 ovaca i 13 šilježica.

4.3.2. Čimbenici varijacije životne proizvodnje

Varijacije u životnoj proizvodnji istražene su s obzirom na rane reprodukcijske pokazatelje, porođajnu masu janjadi u 1. leglu, genotipove *GDF9* i *IGF1* gena te rodbinski odnos majka – kći. Pri tome valja naglasiti da su za potrebe ove analize ovce podijeljene, ovisno o čimbeniku, u sljedeće skupine:

- prema dobi pri 1. janjenju ovce su podijeljene u tri skupine: rana dob (do 349 dana) srednja dob (od 350 do 400 dana) i kasna dob pri 1. janjenju (401 i više dana),
- prema trajanju 1. međujanjidbenog razdoblja ovce su podijeljene na sljedeći način: kratko (do 234 dana), srednje (od 235 do 285 dana) i dugo 1. međujanjidbeno razdoblje (286 i više dana),
- s obzirom na veličinu 1. legla ovce su podijeljene u skupine ovisno o broju janjadi u leglu (jedno, dva ili tri janjeta u leglu),

- s obzirom na tip porođajne mase janjadi u 1. leglu ovce su podijeljene uvažavajući dva objedinjena kriterija: veličinu legla i porođajnu masu (lakše ili teže od prosjeka) u skupine lakši samac, teži samac, lakši dvojci, teži dvojci, lakši trojci, teži trojci.

Podjela prema genotipovima *GDF9* i *IGF1* gena te rodbinskom odnosu majka – kći napravljena je kao i pri analizi ranih reprodukcijskih pokazatelja.

4.4. Predikcija životne proizvodnje

Nakon analize varijabilnosti životne proizvodnje svi čimbenici osim rodbinskog odnosa majka – kći uzeti su u obzir u analizi kojoj je cilj bio utvrditi njihovu korisnost kao prediktora životne proizvodnje.

4.5. Populacijski parametri istraženih reprodukcijskih pokazatelja

Podatci o rodbinskim odnosima (majka – kći) poslužili su za izračun genotipskih korelacija i heritabiliteta dobi pri 1. janjenju, veličine 1. legla, trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja i životne proizvodnje, dok su fenotipske korelacije za navedena svojstva izračunane na razini cijele populacije od 134 ovce.

4.6. Statistička obrada podataka

Za dob pri 1. janjenju, veličinu 1. legla, trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja i životnu proizvodnju ovaca najprije je provedena opisna statistička obrada podataka. Kvantitativni podatci iskazani su aritmetičkom sredinom ($\bar{X}$) i standardnom devijacijom (SD) te je prikazana distribucija vrijednosti tih varijabli.

Nakon toga je provedena analiza ranih reprodukcijskih pokazatelja: dobi ovaca pri 1. janjenju, veličine 1. legla i trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja. U tu su svrhu ovce podijeljene, ovisno o reprodukcijskom pokazatelju, u skupine prema potencijalnim izvorima varijacija.

Varijabilnost svakog pojedinog reprodukcijskog pokazatelja prema navedenim izvorima varijacija najprije je prikazana grafički – histogramima ili kutijastim dijagramima. Kutijasti dijagrami prikazuju aritmetičku sredinu ± 1 standardnu devijaciju, varijacijsku širinu bez atipičnih vrijednosti te zasebno i atipične vrijednosti.

Nakon grafičkog prikaza varijabilnosti provedena je regresijska analiza, pri čemu su kao nezavisne varijable u model uvršteni ranije navedeni izvori varijacija.

Analiza dobi ovaca pri 1. janjenju provedena je sljedećim modelom:

$$Y_{ijkl} = \mu + PS_i + NP_j + MR_k + RO_l + \varepsilon_{ijkl}$$

gdje je:

Y_{ijkl} – fenotipska vrijednost dobi pri 1. janjenju

μ – ukupna srednja vrijednost

PS_i – utjecaj pripusne skupine ($i = 1 - 4$)

NP_j – utjecaj prvog pripusta ($j = 1 - 3$)

MR_k – utjecaj mjeseca rođenja ovce ($k = \text{siječanj} - \text{svibanj}$)

RO_l – utjecaj rodbinskog odnosa majka – kći ($l = 1 - 2$)

ε_{ijkl} – slučajna pogreška (neprotumačeni dio).

Analiza veličine 1. legla provedena je sljedećim modelom:

$$Y_{ijklmn} = \mu + O_i + NP_j + MR_k + RO_l + G_m + I_n + \varepsilon_{ijklmn}$$

gdje je:

Y_{ijklmn} – fenotipska vrijednost veličine 1. legla

μ – ukupna srednja vrijednost

O_i – utjecaj ovna ($i = 1 - 4$)

NP_j – utjecaj prvog pripusta ($j = 1 - 3$)

MR_k – utjecaj mjeseca rođenja ovce ($k = \text{siječanj} - \text{svibanj}$)

RO_l – utjecaj rodbinskog odnosa majka – kći ($l = 1 - 2$)

G_m – utjecaj genotipa *GDF9* gena ($m = GG, GA, AA$)

I_n – utjecaj genotipa *IGF1* gena ($n = AA, AB, BB$)

ε_{ijklmn} – slučajna pogreška (neprotumačeni dio).

Analiza trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja provedena je sljedećim modelom:

$$Y_{ijklm} = \mu + PS_i + VL_j + MR_k + MJ_l + RO_m + \varepsilon_{ijklm}$$

gdje je:

Y_{ijklm} – fenotipska vrijednost 1. međujanjidbenog razdoblja

μ – ukupna srednja vrijednost

PS_i – utjecaj pripusne skupine ($i = 1 - 4$)

VL_j – utjecaj veličine 1. legla ($j = 1 - 3$)

MR_k – utjecaj mjeseca rođenja ovce ($k = \text{siječanj} - \text{svibanj}$)

MJ_l – utjecaj mjeseca prvog janjenja ($l = \text{veljača} - \text{travanj}$)

RO_m – utjecaj rodbinskog odnosa majka – kći ($1 - 2$)

ε_{ijklm} – slučajna pogreška (neprotumačeni dio).

Za potrebe analize životne proizvodnje korišteni su podaci o dobi ovaca pri 1. janjenju, veličini 1. legla, trajanju 1. međujanjidbenog razdoblja, porođajnoj masi janjadi u 1. leglu, genotipovima *GDF9* i *IGF1* gena te rodbinskom odnosu majka – kći. Sve varijable koje su korištene u analizi bile su kategorijske.

Utjecaj navedenih varijabli na životnu proizvodnju analiziran je sljedećim modelom:

$$Y_{ijklmno} = \mu + GG_i + GI_j + D_k + VL_l + PM_m + MJ_n + RO_o + \varepsilon_{ijklmno}$$

gdje je:

$Y_{ijklmno}$ – fenotipska vrijednost životne proizvodnje

μ – ukupna srednja vrijednost

GG_i – utjecaj genotipa *GDF9* gena ($i = AA, AG, GG$)

GI_j – utjecaj genotipa *IGF1* gena ($j = AA, AB, BB$)

D_k – utjecaj dobi pri 1. janjenju ($k = 1 - 3$)

VL_l – utjecaj veličine 1. legla ($l = 1 - 3$)

PM_m – utjecaj porođajne mase janjadi u 1. leglu ($m = 1 - 6$)

MJ_n – utjecaj 1. međujanjidbenog razdoblja ($n = 1 - 3$)

RO_o – utjecaj rodbinskog odnosa majka – kći ($1 - 2$)

$\varepsilon_{ijklmno}$ – slučajna pogreška (neprotumačeni dio).

Relativna važnost pojedine nezavisne varijable u modelu procijenjena je *Lindeman-Merenda-Gold (LMG)* metodom.

Nakon analize životne proizvodnje, modelom koji uključuje sve ranije definirane varijable osim rodbinskog odnosa majka – kći, regresijskim postupkom eliminacije unatrag utvrđen je najprikladniji model za predikciju životne proizvodnje. Model je utvrđen na temelju najmanje vrijednosti Akaikeova informacijskog kriterija – AIC (AKAIKE, 1974.).

Za analizu povezanosti veličine 1. legla s ostalim reprodukcijским pokazateljima korišten je Spearmanov koeficijent korelacije (ρ), dok je za ostale analize korišten Pearsonov koeficijent korelacije (r).

Heritabilitet je procijenjen metodom regresije majka – kći, pri čemu je za izračun heritabiliteta poslužila formula $h^2 = 2b$, gdje je „b“ regresijski koeficijent, odnosno nagib pravca.

Za unos, prikaz, analizu i tumačenje podataka korišten je statistički program STATISTICA v.13.5.0 (STATISTICA, 2020.) i paketi lsmeans, relaimpo, MASS, car, ggplot2 i patchwork unutar programskog sustava R (R CORE TEAM, 2021.).

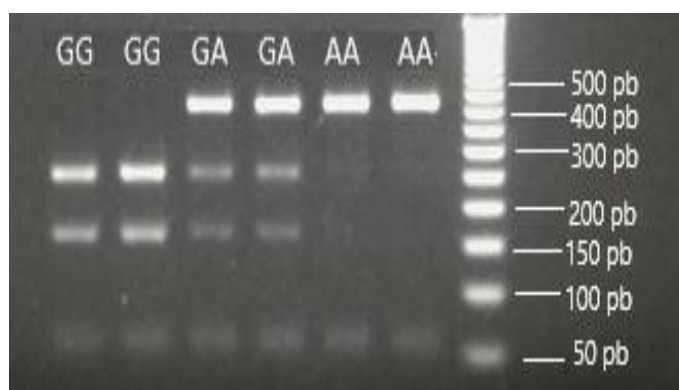
5. REZULTATI

Prikaz rezultata započinje analizom polimorfizama *GDF9* i *IGF1* gena koji su u kasnijim analizama korišteni kao genetski izvori varijacija reprodukcijskih pokazatelja povezanih s brojem janjadi u leglu. Nakon toga slijede rezultati za pojedine reprodukcijske pokazatelje (dob pri 1. janjenju, veličina 1. legla, trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja, životna proizvodnja), redoslijedom koji ovisi o mogućnostima njihova ranog ili kasnog utvrđivanja u životu ovce.

5.1. Polimorfizmi *GDF9* i *IGF1* gena

5.1.1. Gen za čimbenik rasta i diferencijacije 9 (*GDF9*)

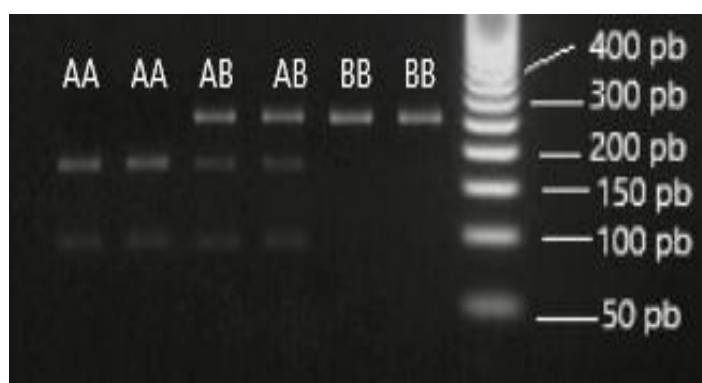
Provjera prisutnosti polimorfizma na lokusu Arg260His provedena je PCR-RFLP metodom (slika 7). U slučaju prisutnosti „divljeg alela“ (G) vidljiva su tri odsječka veličine 52, 156 i 254 pb. U prisutnosti mutiranog alela (A) restrikcija djelomično izostaje te su vidljiva dva odsječka duljine 52 i 410 pb.



Slika 7. Primjer dobivenih genotipova (GG, GA i AA) nakon cijepanja DNK produkata s *HhaI* restrikcijskom endonukleazom uz vizualizaciju na 3 % agaroznom gelu. Razgradnjom produkata zabilježeni su sljedeći genotipovi: GG (52, 156 i 254 pb), GA (52, 156, 254 i 410 pb) i AA (52 i 410 pb). Za utvrđivanje duljine odsječaka korišten je DNK biljeg veličine 50 pb

5.1.2. Gen za inzulinu sličan čimbenik rasta (*IGF1*)

Za provjeru prisutnosti polimorfizma na lokusu A179T 5' bočne regije *IGF1* gena korištena je PCR-RFLP metoda (slika 8). „Divlji“ alel (A) prisutan je ako su vidljiva dva odsječka (86 i 179 pb), dok kod mutiranog alela restrikcijska razgradnja izostaje i vidljiv je u obliku jednog odsječka od 256 pb).



Slika 8. Primjer dobivenih genotipova (AA, AB i BB) nakon cijepanja DNK produkata s *HaeII* restrikcijskom endonukleazom uz vizualizaciju na 3 % agaroznom gelu. Razgradnjom PCR produkata zabilježeni su sljedeći genotipovi: AA (86 i 179 pb), AB (86, 179 pb i 256 pb) i BB (256 pb). Za utvrđivanje duljine odsječaka korišten je DNK biljeg veličine 50 pb

5.1.3. Učestalost gena i genotipova te provjera Hardy-Weinbergove ravnoteže

Iz dobivenih rezultata genotipova *GDF9* gena i *IGF1* gena izračunane su frekvencije alela i genotipova (tablica 9). Za oba istraživana gena potvrđena je prisutnost svih triju genotipova. Učestalost alela „divljeg tipa“ bila je veća kod oba istraživana gena. Kod *GDF9* gena učestalost alela G bila je 82 %, dok je kod *IGF1* gena učestalost alela A bila 71 %. Posljedično tome najčešći genotip *GDF9* gena bio je GG, a *IGF1* gena AA. Testiranjem razlika između očekivane i opažene frekvencije alela i genotipova pojedinih gena nije zabilježeno statistički značajno odstupanje od Hardy-Weinbergove ravnoteže i P-vrijednosti iznosile su 0,960 za *GDF9* gen i 0,760 za *IGF1* gen.

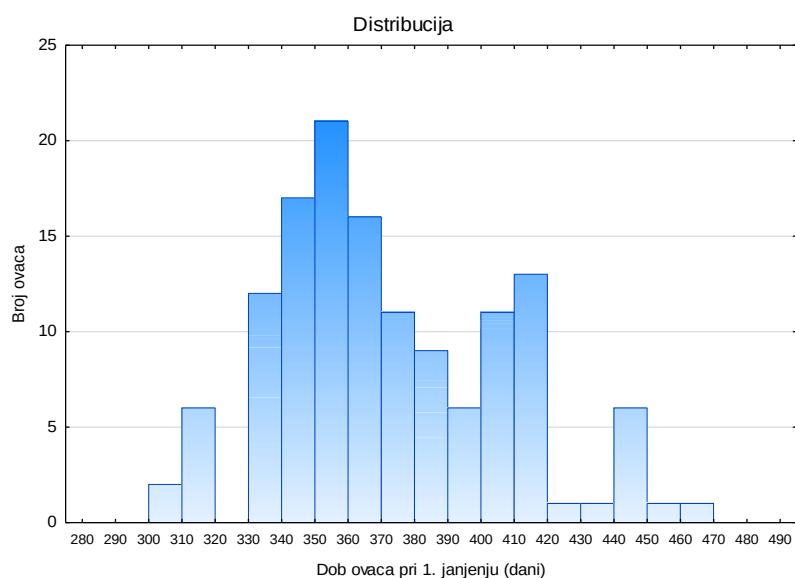
Tablica 9. Polimorfizam genotipova i alela *GDF9* i *IGF1* gena te provjera Hardy-Weinbergove ravnoteže

Gen	Apsolutni broj (N) i učestalost genotipova						Učestalost alela		Provjera Hardy – Weinbergove ravnoteže	
<i>GDF9</i>	GG		GA		AA		G	A	χ^2	P
	N = 91	0,68	N = 39	0,29	N = 4	0,03	0,82	0,18	0,003	P = 0,960
<i>IGF1</i>	AA		AB		BB		A	B	χ^2	P
	N = 68	0,51	N = 54	0,40	N = 12	0,09	0,71	0,29	0,10	P = 0,760

5.2. Dob pri 1. janjenju

Tablica 10. Opisni statistički pokazatelji za dob pri 1. janjenju

Pokazatelj reprodukcije učinkovitosti	Opisni statistički pokazatelji					
	n	$\bar{X}$	SD	Min.	Maks.	KV %
Dob pri 1. janjenju (dani)	134	373,2	34,5	304,0	469,0	9,25



Grafikon 3. Distribucija vrijednosti svojstva dob pri 1. janjenju

U tablici 10 prikazani su opisni statistički pokazatelji, a na grafikonu 3 distribucija dobi pri 1. janjenju za ukupnu promatranu populaciju od 134 ovce. Ovce su se prvi put janjile u dobi od oko godinu dana (aritmetička sredina = 373,2 dana) s rasponom od 304 do 469 dana. Relativna varijabilnost iznosila je 9,25 %. Distribucija podataka pokazuje blagu pozitivnu zakrivljenost.

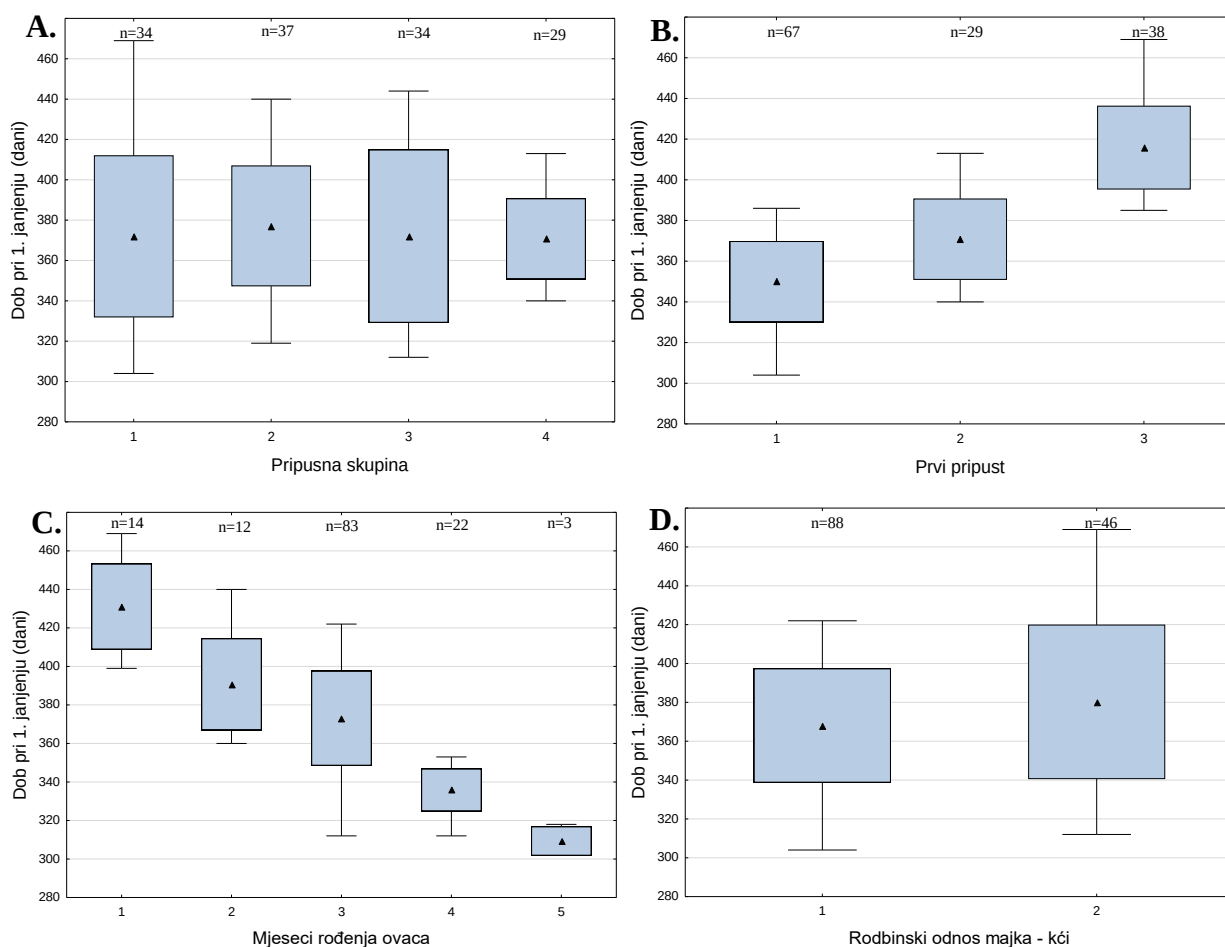
Na grafikonu 4 prikazane su varijacije dobi pri 1. janjenju s obzirom na pripusnu skupinu (A), prvi pripust (B), mjesec rođenja ovce (C) i rodbinski odnos majka – kći (D). Broj ovaca u pripusnim skupinama varirao je između 29 u skupini četiri i 37 u skupini dva. Najmanja varijacija u dobi pri 1. janjenju, iskazana pokazateljem standardne devijacije, zabilježena je u ovaca iz četvrte pripusne skupine, dok je najveća vrijednost istog pokazatelja zabilježena u stadu treće pripusne skupine. Kod varijable prvi pripust standardne su devijacije bile slične u svim istraženim skupinama ovaca. Više od 60 % ovaca (83) rođeno je u ožujku. Znatno manje

rođeno ih je u travnju, siječnju i veljači, dok su u svibnju rođene samo tri ovce. Dob pri 1. janjenju ovaca rođenih u različitim mjesecima konstantno se smanjivala od siječnja do svibnja. Najveća utvrđena razlika u dobi pri 1. janjenju između dva uzastopna mjeseca rođenja zabilježena je između siječnja i veljače. Najveća razlika u istom svojstvu bila je između ovaca rođenih u siječnju i svibnju. Manje varijabilna dob pri 1. janjenju bila je kod ovaca rođenih u travnju i svibnju, dok je više varirala kod ovaca rođenih u siječnju, veljači i ožujku.

Ovce koje su bile u rodbinskom odnosu majka – kći imale su nižu prosječnu dob pri 1. janjenju u odnosu na ovce koje nisu bile u rodbinskom odnosu. Veća varijacija u istom svojstvu (na razini pokazatelja standardne devijacije i varijacijske širine) utvrđena je u ovaca koje nisu bile u rodbinskom odnosu.

Rezultati analize regresijskog modela za dob pri 1. janjenju koji uključuju korigirane srednje vrijednosti i standardnu pogrešku ($LSM \pm SE$), analizu varijance i koeficijent determinacije prikazani su u tablici 11. Analizom varijance utvrđeno je da su pripusna skupina ($F(3,123) = 3,64$; $P = 0,01$), prvi pripust ($F(2,123) = 130,25$; $P < 0,001$) i mjesec rođenja ($F(4,123) = 45,72$; $P < 0,001$) imali znakovit utjecaj na dob pri 1. janjenju. U takvom načinu prikaza rezultata analize varijance brojevi u zagradi uz F-vrijednost, kao npr: $F(3,123)$ u rezultatu za pripusne skupine, predstavljaju stupnjeve slobode. Pritom je prvi broj stupnjeva slobode za nezavisnu varijablu, a drugi broj rezidualnih stupnjeva slobode. Model objašnjava 89,4 % varijance navedenog svojstva ($R^2 = 0,8933$; $F(8,123) = 103,87$; $P < 0,001$). Varijable koje najviše pridonose objašnjenju varijacija u dobi pri 1. janjenju jesu prvi pripust (51,9 %) i mjesec rođenja ovce (43,9 %). Ovce iz četvrte pripusne skupine bile su pri 1. janjenju mlađe za 30,3 do 35,9 dana u odnosu na ovce iz pripusnih skupina od jedan do tri (tablica 12), no razlike niti između jednog para skupina nisu bile statistički znakovite ($P > 0,05$). S obzirom na prvi pripust, dob pri 1. janjenju varirala je između $346,8 \pm 3,5$ dana u ovaca s prvim pripustom označenim brojem 1 (25 šilježica na jednog ovna) do $395,0 \pm 3,8$ dana u ovaca označenih brojem 3 (šilježice koje su pridružene ovnu i već jednom ojanjenim ovcama). Razlike između svih skupina ovaca bile su statistički znakovite ($P < 0,05$) (tablica 12). Dob pri 1. janjenju konstantno se skraćivala od siječnja do svibnja. Ovce rođene u svibnju bile su prosječno najmlađe pri 1. janjenju ($329,2 \pm 7,2$ dana), dok su ovce rođene u siječnju pri 1. janjenju bile najstarije ($418,1 \pm 4,1$). Nakon ovaca rođenih u siječnju, najstarije su bile one rođene u veljači ($396,4 \pm 3,7$ dana) potom u ožujku ($377,2 \pm 1,7$ dan) i travnju ($354,4 \pm 3,4$ dana). Razlike u vrijednostima navedenog svojstva između ovaca rođenih u različitim mjesecima bile su statistički znakovite ($P < 0,001$) (tablica 12). Ovce koje su bile u rodbinskom odnosu majka –

kći imale su za 1,3 dana kraću dob pri 1. janjenju u odnosu na ovce koje nisu bile u rodbinskom odnosu. Razlike nisu bile statistički znakovite ($P = 0,601$) (tablica 12).



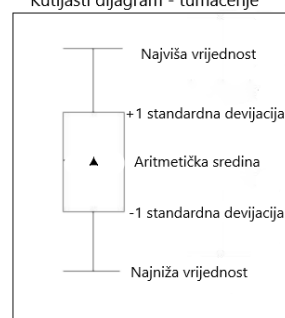
Tumač prvog pripusta:

- 1 – ovce koje su ovnu pridružene kao šilježice u omjeru 1:25
- 2 – ovce koje su ovnu pridružene kao šilježice u omjeru 1:35
- 3 – ovce koje su pridodane kao šilježice u stado s već jednom ojanjenim ovcama

Tumač oznaka rodbinskog odnosa majka – kći:

- 1 – ovce koje su u rodbinskom odnosu majka – kći
- 2 – ovce koje nisu u rodbinskom odnosu majka – kći

Kutijasti dijagram - tumačenje



Grafikon 4. Varijabilnost dobi pri 1. janjenju s obzirom na pripusnu skupinu (A), prvi pripust (B), mjesec rođenja ovce (C) i rodbinski odnos majka – kći (D)

Tablica 11. Korigirane srednje vrijednosti po kategorijama nezavisnih varijabli, analiza varijance i relativna važnost nezavisnih varijabli u modelu za procjenu varijacija dobi pri 1. janjenju

Nezavisna varijabla	Kategorija nezavisne varijable	Broj ovaca (n)	Korigirane srednje vrijednosti (LSM ± SE) za dob pri 1. janjenju (dani)	Analiza varijance, relativna važnost nezavisnih varijabli i koeficijent determinacije modela za procjenu dobi pri 1. janjenju				
				SS*	F	P	Relativna važnost varijable u modelu (%)	R ² (%)
Pripusne skupine	Skupina 1	34	384,8 ± 4,9	3	3,64	0,01	1,9	89,4 (P < 0,001)
	Skupina 2	37	386,5 ± 5,0					
	Skupina 3	34	380,9 ± 4,9					
	Skupina 4	29	350,6 ± 8,2					
Prvi pripust	1	67	346,8 ± 3,5 ^a	2	130,25	< 0,001	51,9	
	2	29	385,0 ± 9,6 ^b					
	3	38	395,0 ± 3,8 ^c					
Mjeseci rođenja ovaca	Siječanj	14	418,1 ± 4,1 ^a	4	45,72	< 0,001	43,9	
	Veljača	12	396,4 ± 3,7 ^b					
	Ožujak	83	377,2 ± 1,7 ^c					
	Travanj	22	357,4 ± 3,4 ^d					
	Svibanj	3	329,2 ± 7,2 ^e					
Rodbinski odnos majka – kći	1	88	375,0 ± 2,5	1	0,27	0,601	2,3	
	2	46	376,3 ± 2,5					

^{a,b,c,d,e} – vrijednosti unutar iste nezavisne varijable označene različitim slovima međusobno se statistički znakovito razlikuju na razini P < 0,05; SS* – Stupnjevi slobode

Tablica 12. Razlike u dobi pri 1. janjenju s obzirom na kategorije nezavisnih varijabli

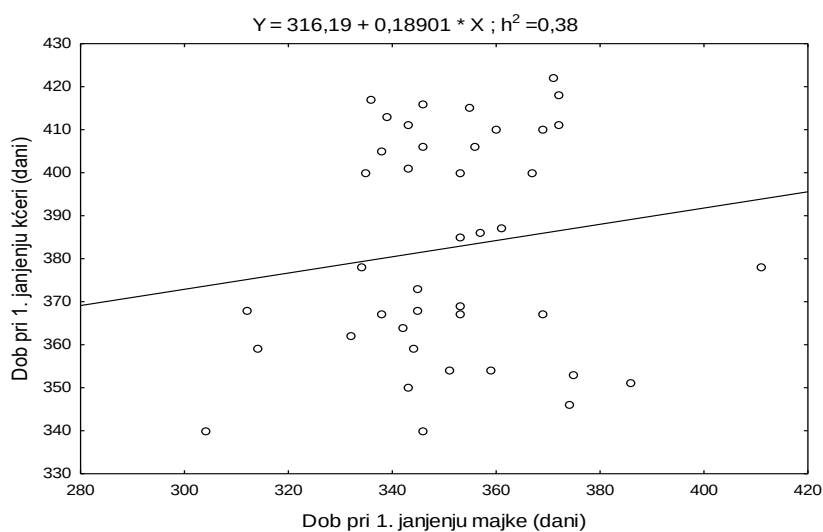
Nezavisna varijabla	Razlike između kategorija nezavisne varijable (LSM ± SE)		P
Pripusna skupina	skupina 1 – skupina 2	-1,7 ± 3,0	0,565
	skupina 1 – skupina 3	3,0 ± 3,2	0,237
	skupina 1 – skupina 4	34,2 ± 12,2	0,120
	skupina 2 – skupina 3	5,6 ± 2,9	0,063
	skupina 2 – skupina 4	35,9 ± 12,3	0,110
	skupina 3 – skupina 4	30,3 ± 12,3	0,254
Prvi pripust	1 – 2	-38,3 ± 12,4	0,002
	1 – 3	-48,2 ± 2,9	< 0,001
	2 – 3	-9,8 ± 12,2	0,041
Mjesec rođenja ovce	siječanj – veljača	21,9 ± 5,2	< 0,001
	siječanj – ožujak	40,8 ± 4,3	< 0,001
	siječanj – travanj	60,6 ± 5,6	< 0,001
	siječanj – svibanj	88,9 ± 8,2	< 0,001
	veljača – ožujak	19,0 ± 3,8	< 0,001
	veljača – travanj	38,7 ± 4,7	< 0,001
	veljača – svibanj	67,0 ± 7,9	< 0,001
	ožujak – travanj	19,8 ± 3,4	< 0,001
	ožujak – svibanj	48,0 ± 7,1	< 0,001
	travanj – svibanj	28,2 ± 7,6	< 0,001
Rodbinski odnos majka – kći	1 – 2	-1,3 ± 2,4	0,601

U tablici 13 prikazane su genotipske i fenotipske korelacije dobi pri 1. janjenju s veličinom 1. legla i trajanjem 1. međujanjidbenog razdoblja. Sve korelacije bile su slabe, različita smjera i statistički neznakovite ($P > 0,05$).

Procijenjena vrijednost heritabiliteta pomoću metode regresije majka – kći iznosila je 0,38 ($P = 0,360$) (grafikon 5; tablica 14).

Tablica 13. Genotipske i fenotipske korelacije dobi pri 1. janjenju s veličinom 1. legla i trajanjem 1. međujanjidbenog razdoblja

Pokazatelj reproduktivske učinkovitosti	Korelacija	Veličina 1. legla	Trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja
Dob pri 1. janjenju	Genotipska	-0,12 (P = 0,461)	0,01 (P = 0,564)
	Fenotipska	0,05 (P = 0,421)	0,01 (P = 0,147)



Grafikon 5. Prikaz regresije majka – kći za dob pri 1. janjenju

Tablica 14. Rezultati regresije majka – kći i analiza varijance za dob pri 1. janjenju

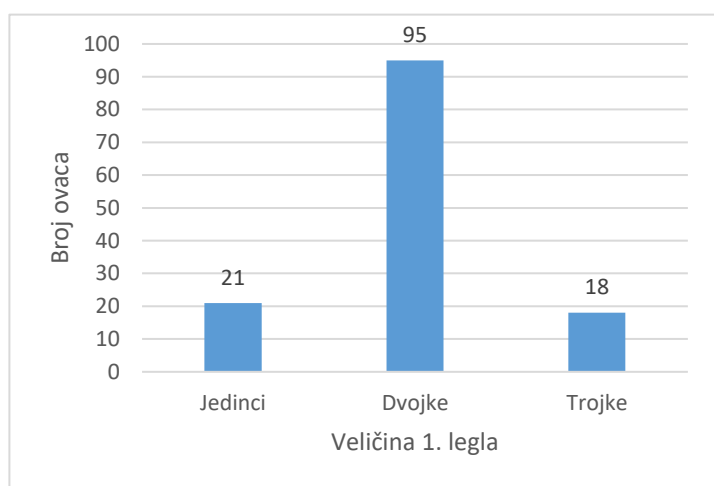
Regresija majka – kći						
Odsječak na osi y		Regresijski koeficijent			Heritabilitet	
316,19		0,18901			0,38	
Analiza varijance i koeficijent determinacije						
	SS	SK	PSK	F	P	R ² (%)
Dob pri 1. janjenju majke	1	558,4	558,43	0,857	0,360	2,1
Pogreška	42	25417,5	651,73			

*SS – stupnjevi slobode; **SK – suma kvadrata; ***PSK – prosjek sume kvadrata

5.3. Veličina 1. legla

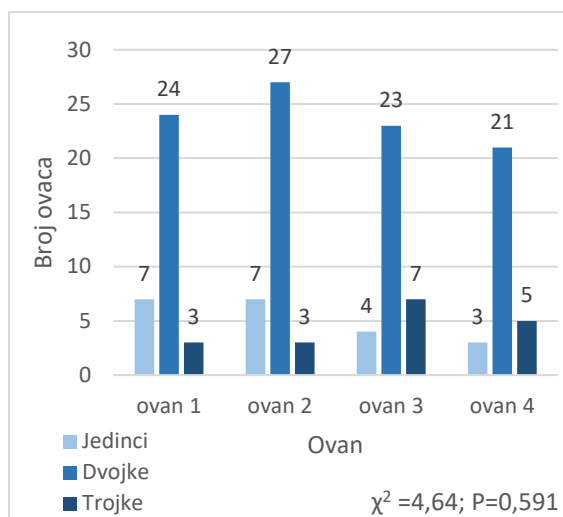
Tablica 15. Opisni statistički pokazatelji za veličinu 1. legla

Pokazatelj reprodukcije učinkovitosti	Opisni statistički pokazatelji					
	n	$\bar{X}$	SD	Min.	Maks.	KV%
Veličina 1. legla	134	1,98	0,54	1,00	3,00	27,36

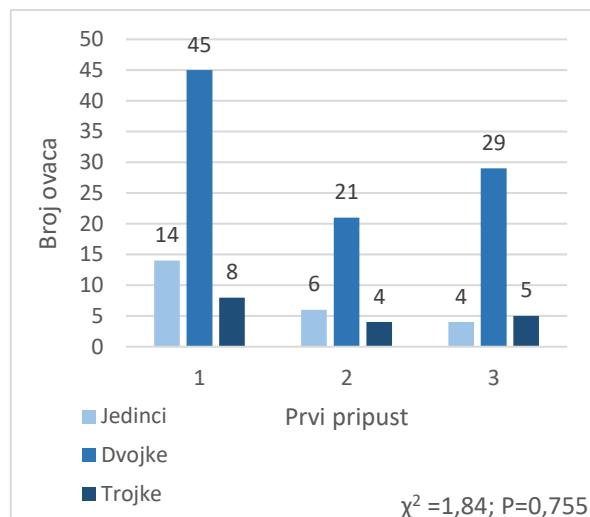


Grafikon 6. Distribucija svojstva veličina 1. legla

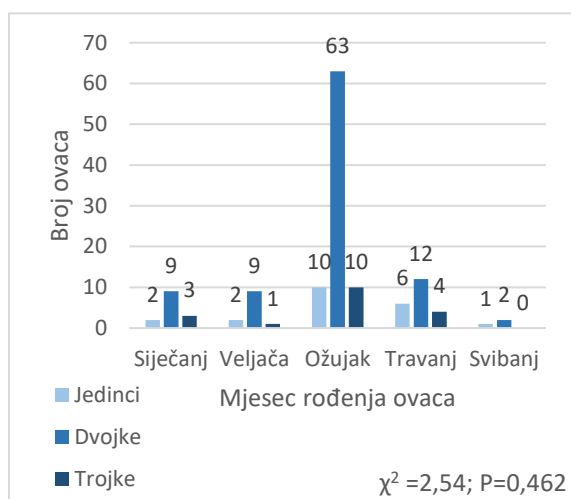
Opisna statistika veličine 1. legla prikazana je u tablici 15, a broj ovaca s jedincima, dvojcima ili trojcima u grafikonu 6. Prosječan broj ojanjene janjadi u prvom leglu bio je $1,98 \pm 0,54$ s rasponom od jednog do tri janjeta. Najviše je ovaca u prvom janjenju ojanjilo dvojke (95), potom jedince (21) i trojke (18). Ovce koje su ojanjile jedno, dva ili tri janjeta u leglu prikazane su, s obzirom na izvor varijacija, na grafikonima 7 – 12.



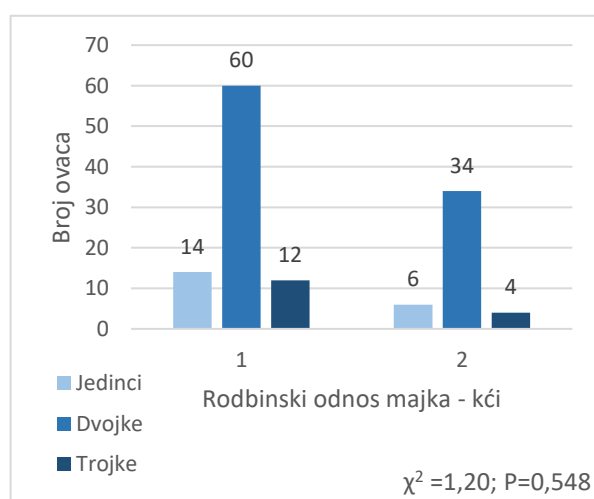
Grafikon 7. Broj ovaca koje su u 1. janjenju ojanjile jedince, dvojke i trojke s obzirom na ovna



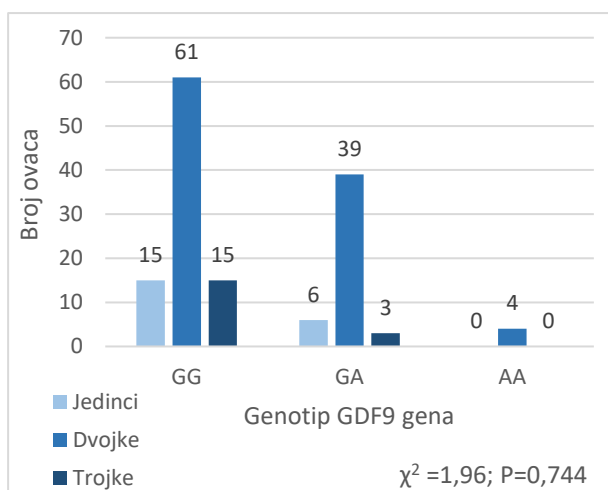
Grafikon 8. Broj ovaca koje su u 1. janjenju ojanjile jedince, dvojke i trojke s obzirom na prvi pripust



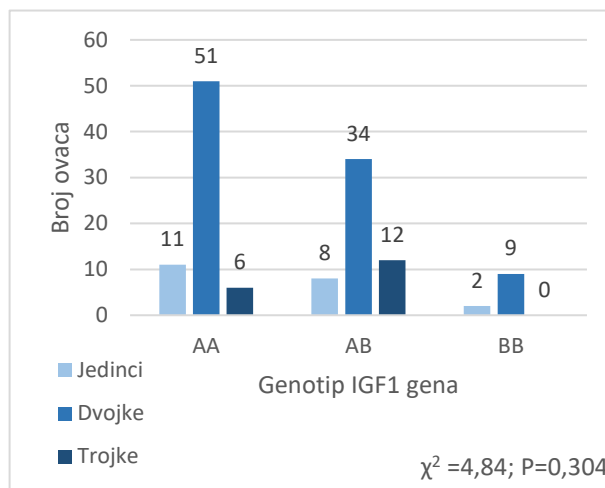
Grafikon 9. Broj ovaca koje su u 1. janjenju ojanjile jedince, dvojke i trojke s obzirom na mjesec rođenja



Grafikon 10. Broj ovaca koje su u 1. janjenju ojanjile jedince, dvojke i trojke s obzirom na rodbinski odnos majka – kći



Grafikon 11. Broj ovaca koje su u 1. janjenju ojanjile jedince, dvojke i trojke s obzirom na genotip *GDF9* gena



Grafikon 12. Broj ovaca koje su u 1. janjenju ojanjile jedince, dvojke i trojke s obzirom na genotip *IGF1* gena

U tablici 16 prikazane su korigirane srednje vrijednosti, rezultati analize varijance i koeficijent determinacije modela za analizu utjecaja paragenetskih i genetskih čimbenika na veličinu 1. legla, dok su u tablici 17 prikazane razlike u veličini 1. legla s obzirom na kategorije nezavisnih varijabli. Statistički znakovit utjecaj na varijacije u veličini 1. legla nije potvrđen ni za jednu nezavisnu varijablu. Nezavisne varijable objašnjavale su 7,64 % varijacija u istraživanom svojstvu ($R^2 = 0,0764$; $F(14,119) = 0,703$; $P = 0,768$). Veličina 1. legla varirala je između $1,75 \pm 0,40$ kod ovna 4 i $2,03 \pm 0,24$ kod ovna 3, no razlike između navedenih skupina, kao ni između drugih skupina nisu bile statistički znakovite ($P > 0,05$). S obzirom na prvi pripust veličina 1. legla varirala je od $1,78 \pm 0,20$ do $1,96 \pm 0,46$ uz izostanak statistički znakovitih razlika ($P > 0,05$). Najmanji broj janjadi u prvom leglu ojanjile su ovce rođene u svibnju ($1,67 \pm 0,35$), a najveći ovce rođene u ožujku ($1,95 \pm 0,13$). Sagledavajući rodbinski odnos majka – kći, u ovaca koje su bile u rodbinskom odnosu utvrđena su neznatno veća prva legla ($1,85 \pm 0,16$) u odnosu na one bez rodbinskog odnosa ($1,84 \pm 0,16$) ($P = 0,349$). Veličine legala nisu se statistički znakovito ($P > 0,05$) razlikovale s obzirom na genotip *GDF9* i *IGF1* gena. U slučaju *GDF9* gena zapaženo je kako su ovce s dvije kopije alela G (genotip GG) imale najveće 1. leglo ($1,91 \pm 0,11$), ovce s genotipom GA niže ($1,84 \pm 0,14$), dok su ovce genotipa AA dale najmanji broj janjadi u 1. leglu ($1,78 \pm 0,31$). Slično je zabilježeno i s obzirom na različite polimorfne varijante *IGF1* gena, pri čemu su veličine legla za genotipove AA, AB i BB iznosile kako slijedi: $1,99 \pm 0,15$, $1,84 \pm 0,16$ i $1,71 \pm 0,21$.

Tablica 16. Korigirane srednje vrijednosti po kategorijama nezavisnih varijabli, analiza varijance i relativna važnost nezavisnih varijabli u modelu za procjenu varijacija veličine 1. legla

Nezavisna varijabla	Kategorija nezavisne varijable	Broj ovaca (n)	Korigirane srednje vrijednosti (LSM ± SE) za veličinu 1. legla	Analiza varijance, relativna važnost nezavisnih varijabli i koeficijent determinacije modela za procjenu veličine 1. legla				
				SS*	F	P	Relativna važnost varijable u modelu (%)	R ² (%)
Ovan	Ovan 1	34	1,79 ± 0,26	3	1,37	0,228	35,2	7,64 (P = 0,768)
	Ovan 2	37	1,80 ± 0,26					
	Ovan 3	34	2,03 ± 0,24					
	Ovan 4	29	1,75 ± 0,40					
Prvi pripust	1	67	1,78 ± 0,20	2	0,06	0,957	9,1	
	2	29	1,96 ± 0,46					
	3	38	1,79 ± 0,20					
Mjeseci rođenja ovaca	Siječanj	14	1,93 ± 0,22	4	0,15	0,430	17,2	
	Veljača	12	1,89 ± 0,20					
	Ožujak	83	1,95 ± 0,13					
	Travanj	22	1,78 ± 0,20					
	Svibanj	3	1,67 ± 0,35					

SS* – Stupnjevi slobode

...nastavak tablice 16

Nezavisna varijabla	Kategorija nezavisne varijable	Broj ovaca (n)	Korigirane srednje vrijednosti (LSM ± SE) za veličinu 1. legla	Analiza varijance, relativna važnost nezavisnih varijabli i koeficijent determinacije modela za procjenu veličine 1. legla				
				SS*	F	P	Relativna važnost varijable u modelu (%)	R ² (%)
Rodbinski odnos majka – kći	1	88	1,85 ± 0,16	1	0,001	0,911	2,0	7,64 (P = 0,768)
	2	46	1,84 ± 0,16					
Genotip <i>GDF9</i> gena	GG	91	1,91 ± 0,11	2	0,47	0,672	4,2	
	GA	39	1,84 ± 0,14					
	AA	4	1,78 ± 0,31					
Genotip <i>IGF1</i> gena	AA	68	1,99 ± 0,15	2	1,89	0,147	32,3	
	AB	54	1,84 ± 0,16					
	BB	12	1,71 ± 0,21					

SS* – Stupnjevi slobode

Tablica 17. Razlike u veličini 1. legla s obzirom na kategorije nezavisnih varijabli

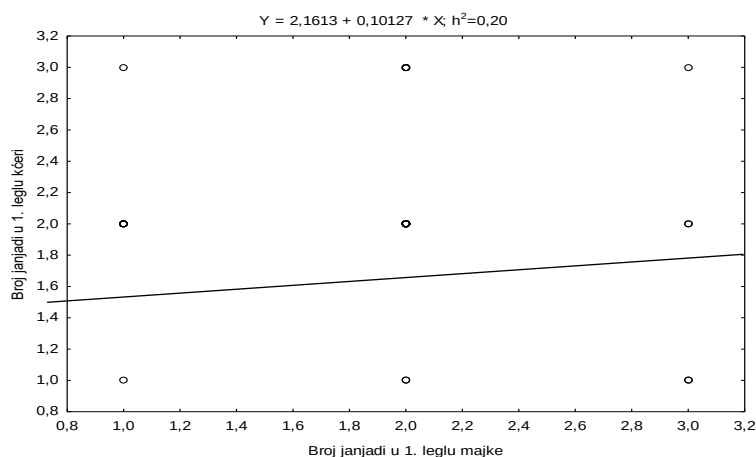
Nezavisna varijabla	Razlike između kategorija nezavisne varijable (LSM ± SE)		P
Ovan	ovan 1 – ovan 2	-0,01 ± 0,14	0,972
	ovan 1 – ovan 3	-0,25 ± 0,15	0,149
	ovan 1 – ovan 4	0,04 ± 0,58	0,954
	ovan 2 – ovan 3	-0,24 ± 0,14	0,090
	ovan 2 – ovan 4	0,04 ± 0,58	0,941
	ovan 3 – ovan 4	0,29 ± 0,57	0,621
Prvi pripust	1 – 2	-0,17 ± 0,58	0,767
	1 – 3	-0,01 ± 0,14	0,952
	2 – 3	0,16 ± 0,58	0,776
Mjesec rođenja ovce	siječanj – veljača	0,03 ± 0,25	0,861
	siječanj – ožujak	-0,01 ± 0,18	0,914
	siječanj – travanj	0,16 ± 0,24	0,524
	siječanj – svibanj	0,27 ± 0,37	0,472
	veljača – ožujak	-0,06 ± 0,17	0,717
	veljača – travanj	0,11 ± 0,22	0,610
	veljača – svibanj	0,23 ± 0,38	0,554
	ožujak – travanj	0,18 ± 0,16	0,284
	ožujak – svibanj	0,29 ± 0,35	0,405
	travanj – svibanj	0,11 ± 0,37	0,757
Rodbinski odnos majka – kći	1 – 2	0,01 ± 0,11	0,349
Genotip <i>GDF9</i> gena	GG – GA	0,07 ± 0,12	0,560
	GG – AA	0,13 ± 0,30	0,446
	GA – AA	0,07 ± 0,30	0,828
Genotip <i>IGF1</i> gena	AA – AB	0,15 ± 0,11	0,175
	AA – BB	0,28 ± 0,18	0,117
	AB – BB	0,13 ± 0,18	0,463

Genotipska korelacija između veličine 1. legla i dobi pri 1. janjenju bila je slaba, negativnog smjera i statistički neznakovita ($\rho = -0,12$; $P = 0,461$), dok je ona s trajanjem

1. međujanjidbenog razdoblja bila jača, pozitivna i znakovita ($r = 0,19$; $P = 0,026$). Slabe i statistički neznakovite fenotipske korelacije zabilježene su između svih analiziranih svojstava (tablica 18). Heritabilitet izračunan regresijom majka – kći iznosio je 0,20 ($P = 0,694$) (tablica 19).

Tablica 18. Genotipske i fenotipske korelacije veličine 1. legla s dobi pri 1. janjenju i trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja

Pokazatelj reproduksijske učinkovitosti	Korelacija	Dob pri 1. janjenju	Trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja
Veličina 1. legla	Genotipska	-0,12 ($P = 0,461$)	0,19 ($P = 0,026$)
	Fenotipska	0,05 ($P = 0,421$)	0,04 ($P = 0,782$)



Grafikon 13. Prikaz regresije majka – kći za veličinu 1. legla

Tablica 19. Rezultati regresije majka – kći i analiza varijance za veličinu 1. legla

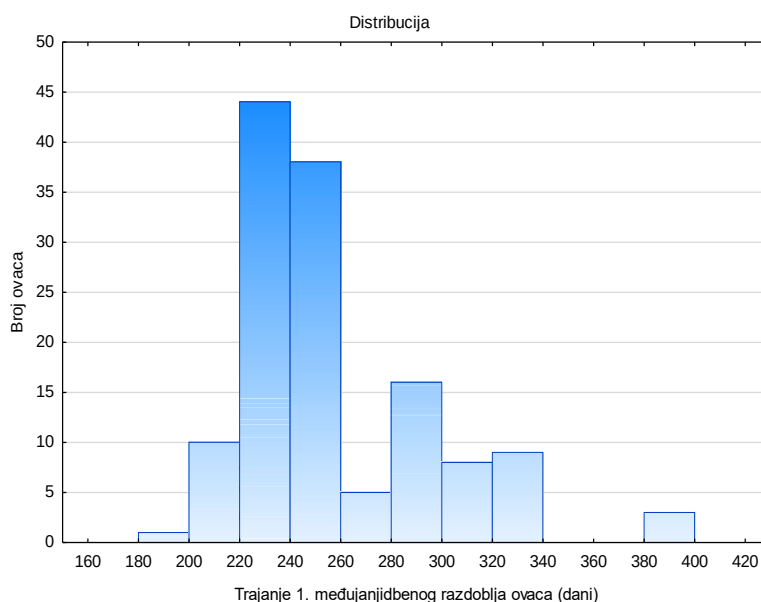
Regresija majka – kći						
Odsječak na osi y		Regresijski koeficijent			Heritabilitet	
2,16		0,10127			0,20	
Analiza varijance i koeficijent determinacije						
	SS	SK	PSK	F	P	R ² (%)
Veličina 1. legla majke	1	0,04	0,04	0,157	0,694	1,00
Pogreška	42	11,85	0,30			

*SS – stupnjevi slobode; **SK – suma kvadrata; ***PSK – prosjek sume kvadrata

5.4. Trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja

Tablica 20. Opisni statistički pokazatelji za trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja

Pokazatelj reprodukcije učinkovitosti	Opisni statistički pokazatelji					
	n	$\bar{X}$	SD	Min.	Maks.	KV %
Trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja (dani)	134	257,8	38,7	196,0	393,0	15,00



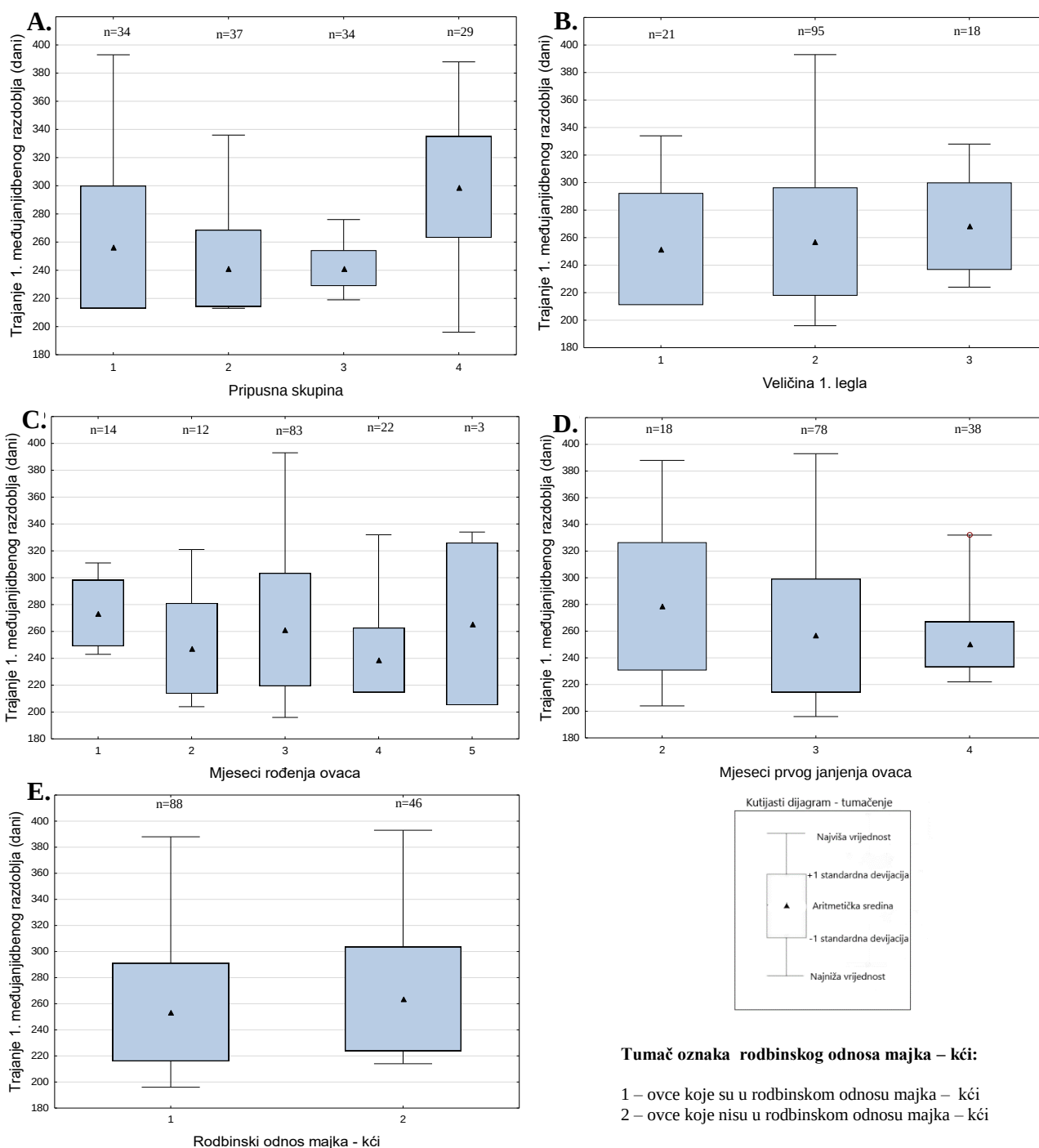
Grafikon 14. Distribucija svojstva trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja

U tablici 20 prikazani su opisni statistički pokazatelji trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja koje je iznosilo prosječno 257,8 dana, sa standardnom devijacijom od 38,7 dana. Najmanja utvrđena vrijednost bila je 196 dana, a najveća 393 dana. Relativna varijabilnost bila je 15,0 %. Distribucija je prikazana na grafikonu 14.

Na grafikonu 15 prikazane su varijacije u navedenom svojstvu s obzirom na pripusnu skupinu (A), veličinu 1. legla (B), mjesec rođenja ovce (C), mjesec prvog janjenja (D) i rodbinski odnos majka – kći (E). Prvo međujanjidbeno razdoblje u ovaca iz pripusnih skupina jedan, dva i tri bilo je podjednako dugo, dok je duže bilo u skupini četiri. Varijabilnost trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja sagledana na razini pokazatelja standardne devijacije bila je najveća u prvoj i četvrtoj pripusnoj skupini, manja u drugoj, a najmanja u trećoj skupini. Trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja postupno se povećavalo s povećanjem veličine 1. legla.

Standardne devijacije bile su slične u sve tri skupine ovaca, dok je najveća varijacijska širina zabilježena u skupini ovaca koje su ojanjile dvojke, a kojih je bilo najviše (95). Najveća varijabilnost u istom svojstvu (na razini varijacijske širine) zabilježena je u ovaca rođenih u ožujku. Ovce koje su se prvi put janjile u veljači i ožujku imale su sličnu standardnu devijaciju svojstva, dok je ona u ovaca koje su se prvi put janjile u travnju bila manja. Raspon varijacija u trajanju 1. međujanjidbenog razdoblja bio je podjednak u rodbinski povezanih i nepovezanih ovaca.

Rezultati analize regresijskog modela za trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja koji uključuje korigirane srednje vrijednosti i standardnu pogrešku ($LSM \pm SE$), analizu varijance i koeficijent determinacije prikazani su u tablici 21. Model objašnjava 42,4 % varijance trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja ($R^2 = 0,424$; $F(12,121) = 7,50$; $P < 0,001$). Pripusna skupina bila je jedina statistički znakovita ($F(3,121) = 19,26$; $P < 0,001$) varijabla s relativnim doprinosom u objašnjavanju varijacija 1. međujanjidbenog razdoblja od 68,6 %. U ovaca iz četvrte pripusne skupine utvrđeno je najdulje 1. međujanjidbeno razdoblje ($309,9 \pm 8,5$ dana), a apsolutne razlike u odnosu na prvu, drugu i treću pripusnu skupinu iznosile su kako slijedi: 48,7, 61,2 i 67,5 dana (tablica 22). Trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja nije se statistički znakovito razlikovalo ($P > 0,05$) s obzirom na veličinu 1. legla. Varijabla mjesec rođenja ovaca nije statistički znakovito ($F(3,121) = 19,26$; $P < 0,001$) $P = 0,195$) doprinosila tumačenju varijacija u trajanju 1. međujanjidbenog razdoblja, međutim zabilježene su statistički znakovite ($P = 0,022$) razlike između prvih međujanjidbenih razdoblja ovaca rođenih u siječnju ($257,2 \pm 3,4$ dana) i travnju ($269,2 \pm 8,7$) (tablica 19). Najkraće 1. međujanjidbeno razdoblje utvrđeno je u ovaca koje su se prvi put janjile u ožujku ($255,9 \pm 5,6$ dana), što je za 18,2 dana manje ($P = 0,039$) od vrijednosti istog svojstva kod ovaca koje su se janjile u veljači. Varijabla mjesec 1. janjenja ($F(2,121) = 2,64$; $P = 0,073$), kao i varijabla rodbinski odnos majka – kći ($F(1,121) = 2,17$; $P = 0,091$) nisu bile statistički znakovite, ali su pokazivale tendenciju ka znakovitosti.



Grafikon 15. Varijabilnost trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja s obzirom na pripusnu skupinu (A), veličinu 1. legla (B), mjesec rođenja ovce (C), mjesec prvog janjenja (D) i rodbinski odnos majka – kći (E)

Tablica 21. Korigirane srednje vrijednosti po kategorijama nezavisnih varijabli, analiza varijance i relativna važnost nezavisnih varijabli u modelu za procjenu varijacija u trajanju 1. međujanjidbenog razdoblja

Nezavisna varijabla	Kategorija nezavisne varijable	Broj ovaca (n)	Korigirane srednje vrijednosti (LSM ± SE) za trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja (dani)	Analiza varijance, relativna važnost nezavisnih varijabli i koeficijent determinacije modela za procjenu trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja				
				SS*	F	P	Relativna važnost varijable u modelu (%)	R ² (%)
Pripusne skupine	Skupina 1	34	261,2 ± 6,8 ^a	3	19,26	< 0,001	68,6	42,4 (P < 0,001)
	Skupina 2	37	248,7 ± 7,5 ^a					
	Skupina 3	34	242,6 ± 7,5 ^a					
	Skupina 4	29	309,9 ± 8,5 ^b					
Veličina 1. legla	1	21	261,8 ± 7,9	2	0,59	0,554	2,1	
	2	95	263,3 ± 5,5					
	3	18	271,6 ± 8,4					
Mjeseci rođenja ovaca	Siječanj	14	257,3 ± 3,4 ^a	4	1,54	0,195	10,8	
	Veljača	12	247,2 ± 9,6 ^{ab}					
	Ožujak	83	268,9 ± 4,6 ^{ab}					
	Travanj	22	269,2 ± 8,7 ^b					
	Svibanj	3	285,3 ± 19,0 ^{ab}					

^{a,b} – vrijednosti unutar iste nezavisne varijable označene različitim slovima međusobno se statistički znakovito razlikuju na razini P < 0,05; SS* – Stupnjevi slobode

...nastavak tablice 21

Nezavisna varijabla	Kategorija nezavisne varijable	Broj ovaca (n)	Korigirane srednje vrijednosti (LSM ± SE) za trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja (dani)	Analiza varijance, relativna važnost nezavisnih varijabli i koeficijent determinacije modela za procjenu trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja				
				SS*	F	P	Relativna važnost varijable u modelu (%)	R ² (%)
Mjeseci prvog janjenja	Veljača	18	270,1 ± 8,8 ^a	2	2,64	0,073	14,2	42,4 (P < 0,001)
	Ožujak	78	255,9 ± 5,6 ^b					
	Travanj	38	270,7 ± 7,7 ^{ab}					
Rodbinski odnos majka – kći	1	88	257,1 ± 6,4	1	2,17	0,091	4,3	
	2	46	274,1 ± 6,1					

^{a,b} – vrijednosti unutar iste nezavisne varijable označene različitim slovima međusobno se statistički znakovito razlikuju na razini P < 0,05; SS* – Stupnjevi slobode

Tablica 22. Razlike u trajanju 1. međujanjidbenog razdoblja s obzirom na kategorije nezavisnih varijabli

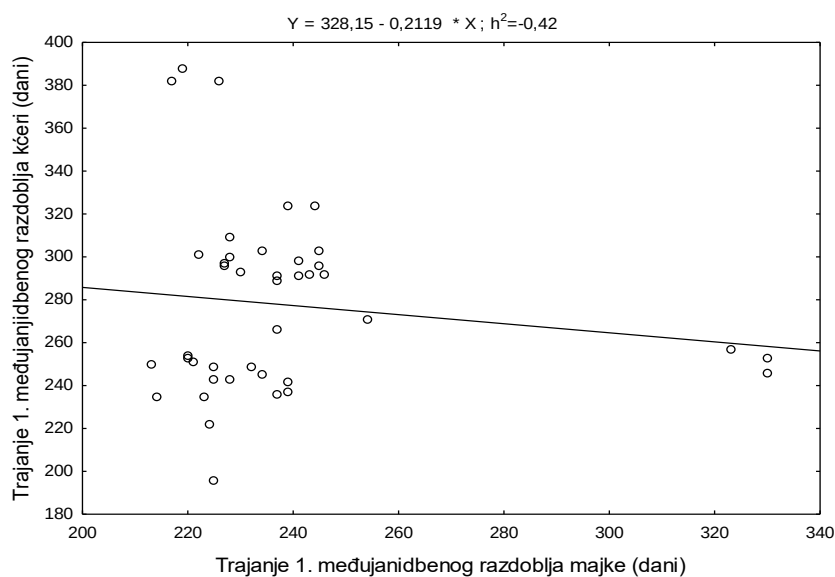
Nezavisna varijabla	Razlike između kategorija nezavisne varijable (LSM ± SE)		P
Pripusna skupina	skupina 1 – skupina 2	12,5 ± 8,2	0,165
	skupina 1 – skupina 3	18,5 ± 8,7	0,092
	skupina 1 – skupina 4	-48,7 ± 8,5	< 0,001
	skupina 2 – skupina 3	6,0 ± 8,1	0,452
	skupina 2 – skupina 4	-61,2 ± 9,2	< 0,001
	skupina 3 – skupina 4	-67,5 ± 9,8	< 0,001
Veličina 1. legla	1 – 2	-1,5 ± 7,8	0,843
	1 – 3	-9,7 ± 10,4	0,368
	2 – 3	-8,2 ± 8,3	0,345
Mjesec rođenja ovce	siječanj – veljača	10,1 ± 13,4	0,172
	siječanj – ožujak	-11,6 ± 9,6	0,841
	siječanj – travanj	-11,8 ± 13,1	0,022
	siječanj – svibanj	-28,0 ± 21,1	0,502
	veljača – ožujak	-21,7 ± 10,6	0,107
	veljača – travanj	-22,0 ± 13,0	0,194
	veljača – svibanj	-38,2 ± 21,6	0,132
	ožujak – travanj	-0,3 ± 9,2	0,962
	ožujak – svibanj	-16,4 ± 19,3	0,404
	travanj – svibanj	-16,1 ± 20,0	0,445
Mjeseci janjenja	veljača – ožujak	18,2 ± 8,7	0,039
	veljača – travanj	14,2 ± 8,6	0,514
	ožujak – travanj	-0,6 ± 7,8	0,137
Rodbinski odnos majka – kći	1 – 2	-17,0 ± 6,3	0,098

Genotipska korelacija trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja s dobi pri 1. janjenju bila je izrazito slaba i neznakovita ($r = 0,01$; $P = 0,564$), dok je ona s veličinom 1. legla bila jača, pozitivna i znakovita ($\rho = 0,19$; $P = 0,026$). Fenotipske korelacije bile su vrlo slabe i neznakovite ($P > 0,05$) (tablica 23).

Procijenjeni heritabilitet iznosio je -0,42 ($P = 0,398$) (tablica 24).

Tablica 23. Genotipske i fenotipske korelacije trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja s dobi pri 1. janjenju i veličinom 1. legla

Pokazatelj reproduksijske učinkovitosti	Korelacija	Dob pri 1. janjenju	Veličina 1. legla
Trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja	Genotipska	0,01 (P = 0,564)	0,19 (P = 0,026)
	Fenotipska	0,01 (P = 0,147)	0,04 (P = 0,782)



Grafikon 16. Prikaz regresije majka – kći za trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja

Tablica 24. Rezultati regresije majka – kći i analiza varijance za trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja

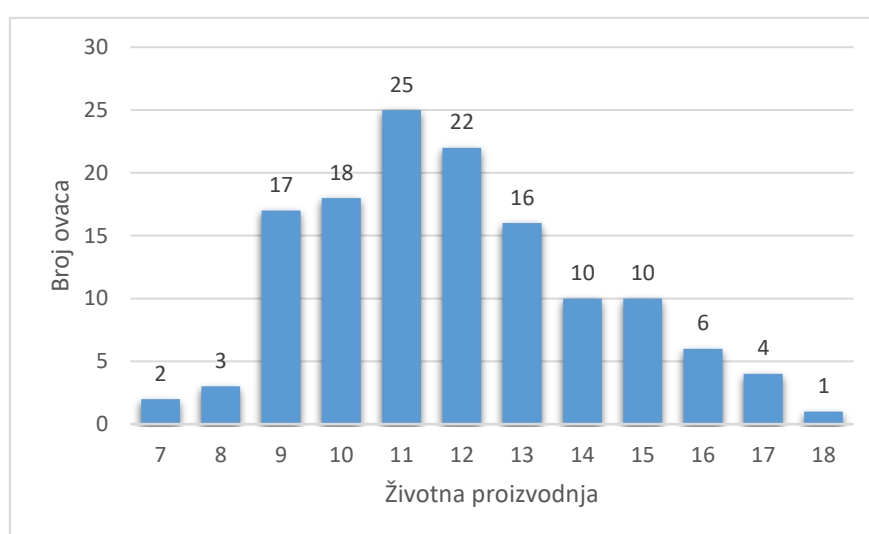
Regresija majka – kći						
Odsječak na osi y		Regresijski koeficijent			Heritabilitet	
328,15		-0,2119			-0,42	
Analiza varijance i koeficijent determinacije						
	SS	SK	PSK	F	P	R ² (%)
Trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja majke	1	1328,4	1328,8	0,731	0,398	1,8
Pogreška	42	70856,4	1816,8			

*SS – stupnjevi slobode; **SK – suma kvadrata; ***PSK – prosjek sume kvadrata.

5.5. Životna proizvodnja

Tablica 25. Opisni statistički pokazatelji za životnu proizvodnju

Pokazatelj reprodukcijske učinkovitosti	Opisni statistički pokazatelji					
	n	$\bar{X}$	SD	Min.	Maks.	KV %
Životna proizvodnja	134	11,87	2,33	7,00	18,00	19,66



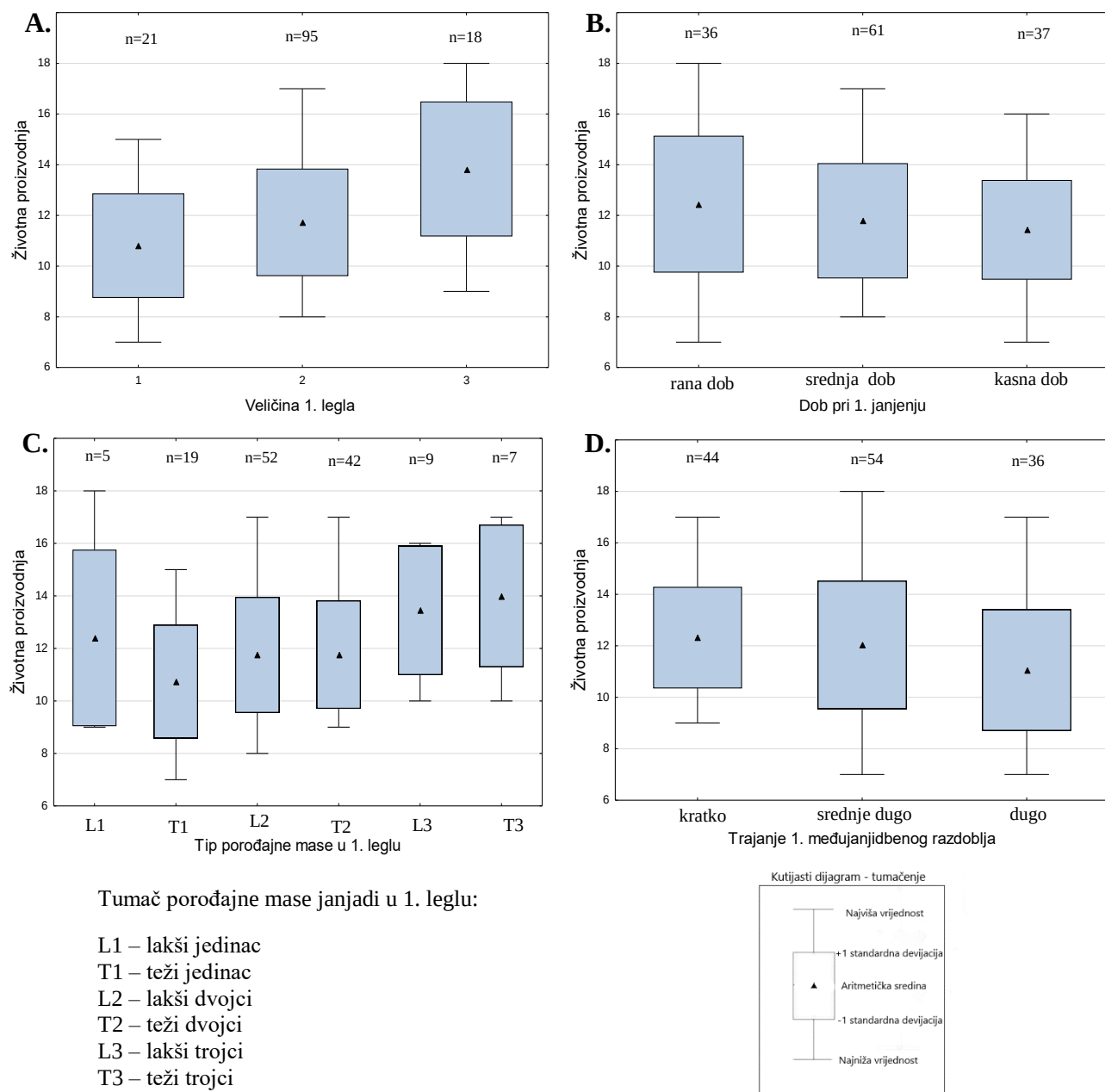
Grafikon 17. Distribucija svojstva životna proizvodnja

Opisni statistički pokazatelji životne proizvodnje prikazani su u tablici 25. Utvrđeno je da su ovce obuhvaćene istraživanjem u četverogodišnjem razdoblju ojanjile prosječno 11,87 janjadi, uz standardno odstupanje od 2,33 janjeta. Raspon vrijednosti životne proizvodnje protezao se od 7 do 18 janjadi, a koeficijent varijabilnosti istog svojstva iznosio je 19,66 %. Sagledavajući distribuciju vrijednosti životne proizvodnje ovaca prikazane u grafikonu 17, može se primijetiti naglo povećanje broja ovaca koje su ojanjile devetero janjadi u odnosu na ovce koje su ojanjile osmero janjadi.

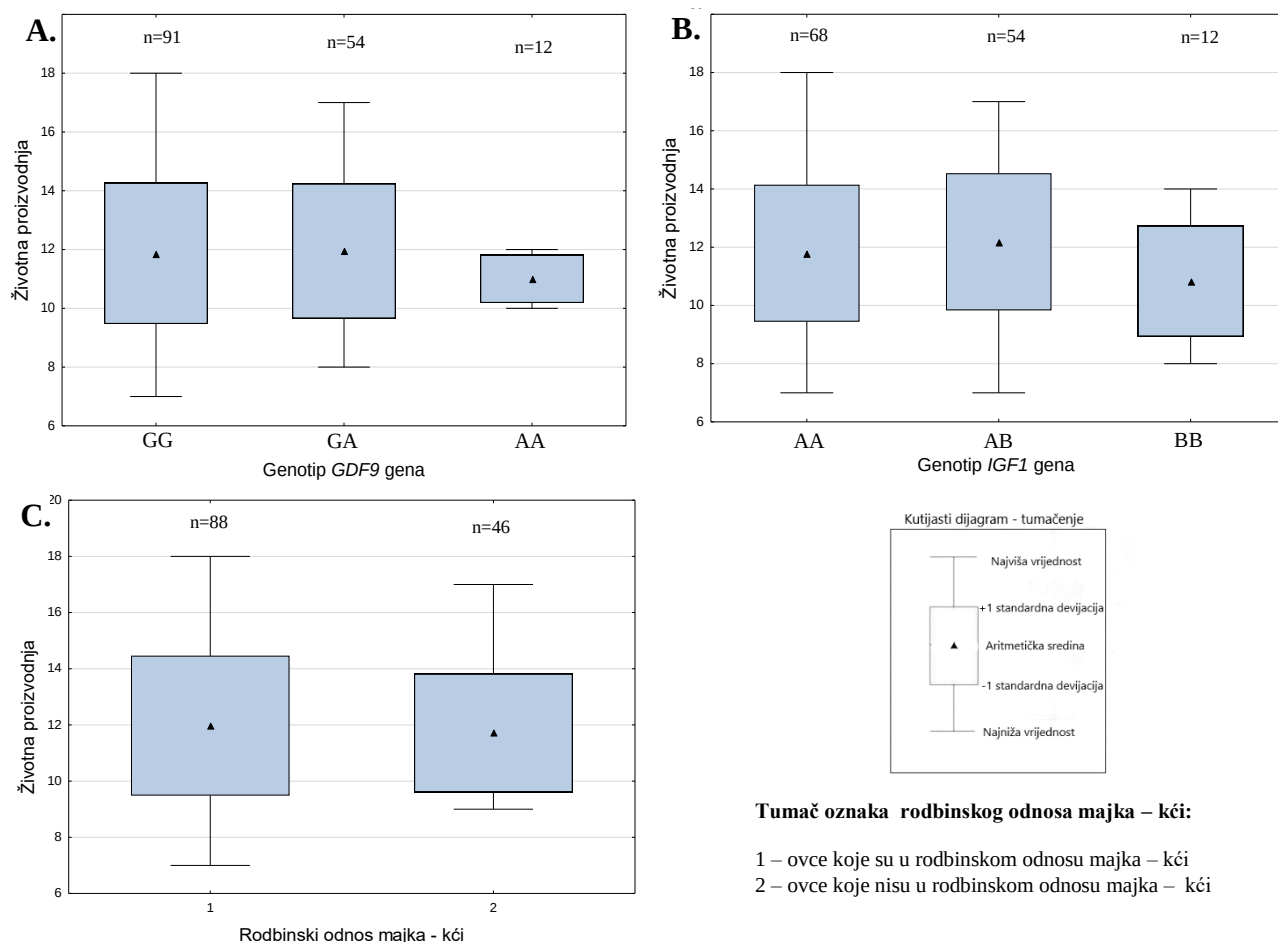
Na grafikonu 18 prikazana je varijabilnost životne proizvodnje prema veličini 1. legla (A), dobi ovaca pri 1. janjenju (B), tipu porođajne mase janjadi u 1. leglu (C) i trajanju 1. međujanjidbenog razdoblja (D). Najviše ovaca (94) ojanjilo je dva janjeta u prvom leglu. Jedno janje ojanjila je 21 ovca, a njih 18 ojanjilo je tri janjeta. Sagledano na razini pokazatelja

standardne devijacije, ovce s tri janjeta u prvom leglu imale su najveću varijabilnost u životnoj proizvodnji. Najviše ovaca (61) janjilo se u dobi od 350 do 400 dana (srednja dob pri 1. janjenju), dok je najveći raspon vrijednosti za isto svojstvo zabilježen u ovaca koje su se prvi put janjile u dobi nižoj od 349 dana. Varijacije u životnoj proizvodnji s obzirom na porođajnu masu janjadi bile su podjednake u svim skupinama izuzev lakih jedinaca u koju je spadalo pet ovaca. Najviše ovaca dalo je lake (52) odnosno teške (42) dvojke. U većine ovaca (51) prvo međujanjidbeno razdoblje trajalo je između 235 i 285 dana (srednje dugo). U njih 49 trajalo je do 234 dana (kratko), a u 39 više od 285 dana (dugo). Najmanja varijabilnost životne proizvodnje (iskazana pokazateljem standardne devijacije) zabilježena je u ovaca s kratkim prvim međujanjidbenim razdobljem (dva janjeta), dok je u onih sa srednje dugim i dugim bila veća.

Ovce s genotipovima GG i GA *GDF9* gena imale su višu i varijabilniju životnu proizvodnju u odnosu na ovce genotipa AA (grafikon 19, slika A). Što se tiče *IGF1* gena, ovce genotipova AA i AB podjednako su varirale u životnoj proizvodnji, dok je varijabilnost u skupini ovaca s genotipom BB bila niža (grafikon 19, slika B). Veća standardna devijacija i varijacijska širina zabilježene su u ovaca s rodbinskim odnosom u odnosu na ovce bez rodbinskog odnosa (grafikon 19, slika C).



Grafikon 18. Varijabilnost životne proizvodnje s obzirom na veličinu 1. legla (A), dob pri 1. janjenju (B), tip porođajne mase janjadi u 1. leglu (C) i trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja (D)



Grafikon 19. Varijabilnost životne proizvodnje s obzirom na genotip *GDF9* gena (A), genotip *IGF1* gena (B) i rodbinski odnos majka – kći (C)

Korigirane srednje vrijednosti životne proizvodnje ovaca prema kategorijama varijabli broja janjadi u 1. leglu, dobi pri 1. janjenju, trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja, porođajne mase janjadi u 1. leglu, rodbinskog odnosa majka – kći, polimorfni varijanti *GDF9* i *IGF1* gena te rezultati analize varijance modela za životnu proizvodnju prikazani su u tablici 26. Tako koncipiranim linearnim modelom objašnjeno je 25,49 % varijacija u životnoj proizvodnji ($R^2 = 0,2549$; $F(16,117) = 2,43$; $P < 0,001$).

Veličina 1. legla znakovito je utjecala na životnu proizvodnju istraživanih ovaca ($F(2,117) = 2,77$; $P = 0,047$). Najniža životna proizvodnja zabilježena je u ovaca koje su u prvom leglu ojanjile jedince ($9,60 \pm 1,12$), potom dvojke ($11,90 \pm 0,82$), dok je najviša bila u ovaca koje su u prvom leglu ojanjile trojke ($13,43 \pm 0,94$). Razlike između ovaca s jedincima i trojcima ($P < 0,001$) te dvojcima i trojcima bile su statistički znakovite ($P < 0,001$). Utjecaj dobi pri 1. janjenju na varijacije u životnoj proizvodnji nije bio statistički znakovit ($F(2,117) = 0,37$;

$P = 0,710$). Ovce koje su se prvi put janjile u dobi manjoj od 349 dana ojanjile su $11,90 \pm 0,62$ janjadi u životu, što je u odnosu na skupinu srednje dobi pri 1. janjenju (od 350 do 399 dana) za 0,33 janjadi više, odnosno za 0,44 janjadi više u odnosu na ovce koje su se prvi put janjile u dobi većoj od 400 dana. Razlike u životnoj proizvodnji s obzirom na dob pri 1. janjenju nisu bile statistički znakovite ($P > 0,05$) (tablica 27). Zabilježen je znakovit utjecaj trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja na životnu proizvodnju ($F(2,117) = 5,12$; $P = 0,007$). Ovce kojima je prvo međujanjidbeno razdoblje trajalo kratko (do 234 dana) imale su životnu proizvodnju od $12,52 \pm 0,58$ janjadi, što je statistički znakovito više ($P < 0,001$) u odnosu na ovce s dugim prvim međujanjidbenim razdobljem (385 i više dana) koje su u životu ojanjile $10,79 \pm 0,61$ janjadi. Razlike u životnoj proizvodnji ovaca sa srednje dugim i dugim prvim međujanjidbenim razdobljem nisu bile znakovite, no P -vrijednost od 0,082 ukazuje na tendenciju ka znakovitosti (tablica 27). Tip porođajne mase u 1. leglu nije imao statistički znakovit utjecaj na životnu proizvodnju ($F(5,117) = 0,32$; $P = 0,901$). Razlike između skupina prema tipu porođajne mase također nisu bile statistički znakovite ($P > 0,05$) i ovce su, ovisno o skupini, dale između $10,92 \pm 0,86$ janjadi (skupina lakši dvojci u 1. leglu) i $12,85 \pm 1,24$ (lakši jedinci u 1. leglu) (tablice 26 i 27). Uključivanje varijable rodbinskog odnosa majka – kći u model nije znakovito pridonosilo objašnjavanju varijacija u životnoj proizvodnji ($F(1,117) = 0,61$; $P = 0,435$). Razlika od 0,31 janje između ovaca koje su bile u rodbinskom odnosu i onih bez rodbinskog odnosa nije bila statistički znakovita ($P = 0,713$) (tablica 27). Genotip *GDF9* gena nije imao znakovit utjecaj na životnu proizvodnju ovaca ($F(2,117) = 0,34$; $P = 0,715$). Najveća razlika u životnoj proizvodnji zabilježena je između genotipova GG ($11,99 \pm 0,33$) i AA ($11,08 \pm 1,18$) i iznosila je 0,91 janje (tablica 27). Životna proizvodnja nije se statistički znakovito mijenjala s obzirom na genotip *IGF1* gena ($F(2,117) = 1,01$; $P = 0,337$). Najveća razlika od 1,01 janje zabilježena je između genotipova AB ($12,13 \pm 0,52$) i BB ($11,12 \pm 0,81$) (tablica 27).

Tablica 26. Korigirane srednje vrijednosti po kategorijama nezavisnih varijabli, analiza varijance i relativna važnost nezavisnih varijabli u modelu za procjenu životne proizvodnje

Nezavisna varijabla	Kategorija nezavisne varijable	Broj ovaca (n)	Korigirane srednje vrijednosti (LSM ± SE) za životnu proizvodnju	Analiza varijance, relativna važnost nezavisnih varijabli i koeficijent determinacije modela za procjenu životne proizvodnje				
				SS*	F	P	Relativna važnost varijable u modelu (%)	R ² (%)
Veličina 1. legla	1	21	9,60 ± 1,12 ^a	2	2,77	0,047	32,2	25,49 (P = 0,001)
	2	95	11,90 ± 0,82 ^a					
	3	18	13,43 ± 0,94 ^b					
Dob pri 1. janjenju	Rana	36	11,90 ± 0,62	2	0,37	0,710	6,6	
	Srednja	61	11,57 ± 0,60					
	Kasna	37	11,46 ± 0,60					
Tip porođajne mase u 1. leglu	Lakši jedinac	5	12,85 ± 1,24	5	0,32	0,901	10,0	
	Teži jedinac	19	11,83 ± 1,05					
	Lakši dvojci	52	10,92 ± 0,86					
	Teži dvojci	42	11,05 ± 0,82					
	Lakši trojci	9	11,63 ± 1,08					
	Teži trojci	7	11,56 ± 1,24					

^{a,b} – vrijednosti unutar iste nezavisne varijable označene različitim slovima međusobno se statistički znakovito razlikuju na razini P < 0,05; SS* – Stupnjevi slobode

...nastavak tablice 26

Nezavisna varijabla	Kategorija nezavisne varijable	Broj ovaca (n)	Korigirane srednje vrijednosti (LSM ± SE) za životnu proizvodnju	Analiza varijance, relativna važnost nezavisnih varijabli i koeficijent determinacije modela za procjenu životne proizvodnje				
				SS*	F	P	Relativna važnost varijable u modelu (%)	R ² (%)
Trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja	Kratko	44	12,52 ± 0,58 ^a	2	5,12	0,007	38,4	25,49 (P = 0,001)
	Srednje	51	11,62 ± 0,58 ^{ab}					
	Dugo	39	10,79 ± 0,61 ^b					
Rodbinski odnos majka – kći	1	88	11,80 ± 0,54	1	0,61	0,435	2,0	
	2	46	11,49 ± 0,56					
Genotip <i>GDF9</i> gena	GG	91	11,99 ± 0,33	2	0,34	0,715	2,0	
	GA	39	11,85 ± 0,48					
	AA	4	11,08 ± 1,18					
Genotip <i>IGF1</i> gena	AA	68	11,68 ± 0,50	2	1,01	0,337	8,8	
	AB	54	12,13 ± 0,52					
	BB	12	11,12 ± 0,81					

^{a,b} – vrijednosti unutar iste nezavisne varijable označene različitim slovima međusobno se statistički znakovito razlikuju na razini P < 0,05; SS* – Stupnjevi slobode

Tablica 27. Razlike u životnoj proizvodnji ovaca s obzirom na kategorije nezavisnih varijabli

Nezavisna varijabla	Razlike između kategorija nezavisne varijable (LSM $\pm$ SE)		P
Broj janjadi u 1. leglu	Jedinac – dvojci	-2,30 $\pm$ 1,44	0,154
	Jedinac – trojci	-3,83 $\pm$ 1,61	< 0,001
	Dvojci – trojci	-1,53 $\pm$ 1,19	< 0,001
Dob pri 1. janjenju	Rana dob – srednja dob	0,33 $\pm$ 0,49	0,678
	Rana dob – kasna dob	0,44 $\pm$ 0,59	0,388
	Srednja dob – kasna dob	0,11 $\pm$ 0,56	0,239
Tip porođajne mase janjadi u 1. leglu*	L1 – T1	1,02 $\pm$ 1,13	0,584
	L1 – L2	1,93 $\pm$ 1,45	0,989
	L1 – T2	1,80 $\pm$ 1,21	0,975
	L1 – L3	1,22 $\pm$ 1,72	0,954
	L1 – T3	1,29 $\pm$ 1,83	0,945
	T1 – L2	0,91 $\pm$ 1,18	0,999
	T1 – T2	0,78 $\pm$ 1,52	0,999
	T1 – L3	0,20 $\pm$ 1,11	0,999
	T1 – T3	0,27 $\pm$ 1,80	0,999
	L2 – T2	-0,13 $\pm$ 0,46	0,999
	L2 – L3	-0,71 $\pm$ 1,45	0,999
	L2 – T3	-0,64 $\pm$ 1,45	0,999
	T2 – L3	-0,58 $\pm$ 1,24	0,999
	T2 – T3	-0,51 $\pm$ 1,45	0,999
	L3 – T3	0,07 $\pm$ 1,12	0,999
Trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja	Kratko – srednje	0,90 $\pm$ 0,54	0,234
	Kratko – dugo	1,73 $\pm$ 0,53	0,001
	Srednje – dugo	0,83 $\pm$ 0,53	0,082
Rodbinski odnos majka – kći	1 – 2	0,31 $\pm$ 0,47	0,713
Genotip <i>GDF9</i> gena	GG – GA	0,14 $\pm$ 0,65	0,736
	GG – AA	0,91 $\pm$ 1,25	0,715
	GA – AA	0,77 $\pm$ 1,18	0,450
Genotip <i>IGF1</i> gena	AA – AB	-0,45 $\pm$ 0,42	0,853
	AA – BB	0,56 $\pm$ 0,72	0,600
	AB – BB	1,01 $\pm$ 0,63	0,874

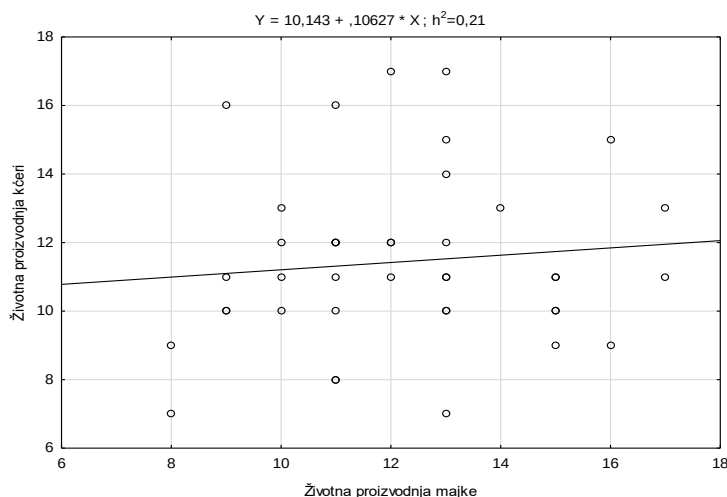
*Tumač porođajne mase janjadi u 1. leglu: L1 – lakši jedinci, T1 – teži jedinci, L2 – lakši dvojci, T2 – teži dvojci, L3 – lakši trojci, T3 – teži trojci

Genotipske korelacije životne proizvodnje s dobi pri 1. janjenju nije bilo ($r = -0,01$). Slaba pozitivna povezanost zabilježena je između životne proizvodnje i veličine 1. legla ($\rho = 0,18$), a slaba negativna korelacija između životne proizvodnje i trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja ($r = -0,22$). Slaba negativna fenotipska korelacija ($-0,13$) utvrđena je za životnu proizvodnju i dob pri 1. janjenju. Srednje jaka pozitivna i statistički znakovita korelacija ($\rho = 0,34$; $P = 0,024$) utvrđena je za varijable životna proizvodnja i veličina 1. legla, dok je za životnu proizvodnju i trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja ona bila slične jačine, ali suprotnog predznaka ($r = -0,28$; $P = 0,038$) (tablica 28).

Heritabilitet životne proizvodnje procijenjen metodom regresije majka – kći iznosio je 0,21 (tablica 29).

Tablica 28. Genotipske i fenotipske korelacije životne proizvodnje s dobi pri 1. janjenju, veličinom 1. legla i trajanjem 1. međujanjidbenog razdoblja

Pokazatelj reproduktivske učinkovitosti	Korelacija	Dob pri 1. janjenju	Veličina 1. legla	Trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja
Životna proizvodnja	Genotipska	-0,01 ($P = 0,412$)	0,18 ($P = 0,145$)	-0,22 ($P = 0,322$)
	Fenotipska	-0,13 ($P = 0,147$)	0,34 ($P = 0,024$)	-0,28 ($P = 0,038$)



Grafikon 20. Prikaz regresije majka – kći za životnu proizvodnju

Tablica 29. Rezultati regresije majka – kći i analiza varijance za životnu proizvodnju

Regresija majka – kći						
Odsječak na osi y	Regresijski koeficijent			Heritabilitet		
10,14	0,10627			0,21		
Analiza varijance i koeficijent determinacije						
	SS	SK	PSK	F	P	R ² (%)
Životna proizvodnja majke	1	2,6	2,6	0,421	0,521	1,6
Pogreška	42	241,5	6,2			

*SS – stupnjevi slobode; **SK – suma kvadrata; ***PSK – prosjek sume kvadrata.

Primjenom regresijskog postupka eliminacije unatrag i na temelju najmanje vrijednosti (202,27) Akaikeova informacijskog kriterija (AIC) utvrđen je najprikladniji model za predikciju životne proizvodnje na temelju čimbenika koji se mogu zabilježiti ranije u životu, a uključuje veličinu 1. legla i trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja kao nezavisne varijable (tablica 30). Model iskazan u matematičkom obliku izgleda ovako:

$$\hat{ZP}_{ij} = VL_i + MJ_j + \varepsilon_{ij}$$

gdje je $\hat{ZP}$ = životna proizvodnja, VL_i = i-ta veličina 1. legla, MJ_j = j-to trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja i ε = slučajna pogreška. Koeficijent determinacije (R^2) navedenog modela iznosi 22,24 %. Predikcijski koeficijent determinacije iznosi 15,86 %.

Tablica 30. Rezultati regresijske analize postupkom eliminacije unatrag za odabir najprikladnijeg modela za predikciju životne proizvodnje

Model*	AIC	R ² (%)	R ² predikcijski (%)
$Y_{ijklmn} = \mu + GG_i + GI_j + D_k + VL_l + PM_m + MJ_n + \varepsilon_{ijklmn}$	218,58	25,45	0,76
$Y_{ijkln} = \mu + GG_i + GI_j + D_k + VL_l + MJ_n + \varepsilon_{ijkln}$	210,01	24,67	11,31
$Y_{jkl n} = \mu + GI_j + D_k + VL_l + MJ_n + \varepsilon_{jkl n}$	206,91	24,16	12,99
$Y_{jln} = \mu + GI_j + VL_l + MJ_n + \varepsilon_{jln}$	204,39	23,32	14,86
$Y_{ln} = \mu + VL_l + MJ_n + \varepsilon_{ln}$	202,27	22,24	15,86

*Kazalo kratica u modelu: Y_{ijklmn} – fenotipska vrijednost životne proizvodnje; μ – ukupna srednja vrijednost; GG_i – utjecaj genotipa *GDF9* gena ($i = AA, AG, GG$); GI_j – utjecaj genotipa *IGF1* gena ($j = AA, AB, BB$); D_k – utjecaj dobi pri 1. janjenju ($k = 1 - 3$); VL_l – utjecaj veličine 1. legla ($l = 1 - 3$); PM_m – utjecaj porođajne mase janjadi u 1. leglu ($m = 1 - 6$); MJ_n – utjecaj trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja ($n = 1 - 3$); ε_{ijklmn} – slučajna pogreška (neprotumačeni dio).

Predikcijski intervali (PI) za životnu proizvodnju s obzirom na kombinaciju kategorija veličine 1. legla i trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja prikazani su u tablici 31. Najniže vrijednosti 95%-tnog predikcijskog intervala (od 5,34 do 13,95 janjadi) za životnu proizvodnju pokazivale su ovce koje su u prvom leglu ojanjile jedinca i imale su dugo prvo međujanjidbeno razdoblje, dok je za ovce s trojkama i kratkim prvim međujanjidbenim razdobljem isti interval iznosio od 10,67 do 19,34 janjadi. Raspon donje i gornje granice predikcijskog intervala za sve skupine (kombinacije) kretao se između sedam i devet janjadi.

Tablica 31. Prosječne vrijednosti, granice pouzdanosti (CI) i predikcijski intervali (PI) životne proizvodnje prema kombinaciji veličine 1. legla i trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja

Kombinacija kategorija veličine 1. legla i trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja	Prosječna vrijednost	95 % CI	95 % PI
Jedinac – kratko	11,41	10,44 – 12,38	7,14 – 15,67
Jedinac – srednje dugo	10,46	9,36 – 11,56	6,16 – 14,76
Jedinac – dugo	9,64	8,53 – 10,76	5,34 – 13,95
Dvojci – kratko	12,58	11,89 – 13,27	8,37 – 16,79
Dvojci – srednje dugo	11,63	11,01 – 12,46	7,43 – 15,83
Dvojci – dugo	10,81	10,08 – 11,55	6,59 – 15,03
Trojci – kratko	15,00	13,77 – 16,24	10,67 – 19,34
Trojci – srednje dugo	14,05	13,02 – 15,08	9,77 – 18,33
Trojci – dugo	13,24	12,10 – 14,37	8,93 – 17,55

6. RASPRAVA

Reprodukcijaska učinkovitost ovaca može biti iskazana većim brojem pokazatelja, a njihove vrijednosti mogu biti vrlo varijabilne; uvjetovane genetskim i paragenetskim čimbenicima. Varijabilnost je preduvjet uzgojno-seleksijskog poboljšanja populacija, stoga pri procjeni uzgojnih vrijednosti pojedinih životinja treba razumjeti izvore varijacija gospodarski važnih svojstava. S obzirom na kompleksnu međuovisnost različitih čimbenika, koji u većoj ili manjoj mjeri mogu doprinijeti varijabilnosti pojedinog reprodukcijskog pokazatelja, u istraživanjima se traže optimalni modeli koji će po svojoj strukturi i kvantiteti na najbolji način objasniti varijabilnost nekog svojstva.

Jedan od najpouzdanijih pokazatelja reprodukcijske učinkovitosti ovaca jest životna proizvodnja janjadi. Praktična primjena informacija o životnoj proizvodnji janjadi uvelike je smanjena činjenicom da se podatci o tom obilježju prikupljaju relativno dugo, što produžuje generacijski interval i usporava genetsko poboljšanje populacija s obzirom na to svojstvo. Zbog navedenog opravdano je istraživati rane reprodukcijske pokazatelje koji bi bili pouzdani prediktori životne proizvodnje janjadi.

U ovom istraživanju problemima analize izvora varijabilnosti pojedinih reprodukcijskih pokazatelja i njihove predikcijske vrijednosti za životnu proizvodnju pristupili smo analizirajući ovce romanovske pasmine i uvažavajući specifične tehnološke postupke njezina uzgoja. Romanovska ovca ubraja se u skupinu visokoplodnih pasmina namijenjenih za proizvodnju mesa u sustavima čistokrvnih uzgoja ili sustavima križanja s drugim, poglavito mesnim pasminama. Temeljne su osobitosti romanovske pasmine ranozrelost, asezonalnost, odnosno produljena pripusna sezona, i relativno velik broj janjadi po leglu. Zbog navedenih osobitosti romanovska ovca sve je zastupljenija u ovčarskim uzgojima Hrvatske te je i sve češći predmet istraživanja različitih oblika njezina uzgoja (KASAP i sur., 2016.; ĐURIČIĆ i sur., 2019.).

Težište predmetnog istraživanja bile su mlade ženske životinje koje su praćene od njihove spolne i rasplodne zrelosti do navršene četvrte godine života. S obzirom na to da su nas zanimale unutarpasminske varijacije romanovske ovce, u istraživanje su uključene životinje uzgajane pod ujednačenim uvjetima držanja, što je podrazumijevalo jednu farmu na kojoj se kontinuirano provode ujednačeni uvjeti držanja i hranidbe. Upravljanje reprodukcijom temelji se na, u Hrvatskoj relativno rijetko prisutnoj, praksi kontinuiranog razmnožavanja. Odabrani pokazatelji reprodukcijske učinkovitosti bili su dob pri 1. janjenju, veličina 1. legla, trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja te životna proizvodnja ovaca do navršene četvrte godine života. Za definiranje modela koji objašnjavaju varijabilnost ranih fenotipskih pokazatelja korišten je veći broj paragenetskih čimbenika te informacije o dva gena za koja se pretpostavlja da su različitim

mehanizmima uključena u fiziološke reproduksijske procese. Ciljevi istraživanja za rane pokazatelje reproduksijske učinkovitosti bili su usmjereni na utvrđivanje doprinosa pojedinih čimbenika varijabilnosti u zadanom modelu, dok je za obilježje životne proizvodnje cilj bio razvoj i definiranje najboljeg modela za njezinu predikciju. Podatci su analizirani na ukupno 134 ovce i 742 janjenja.

6.1. Dob pri 1. janjenju

Dob pri 1. janjenju jedan je od ranijih pokazatelja reproduksijskog potencijala ovaca. Taj pokazatelj ima i relativno veliku gospodarsku važnost jer se razdoblje od rođenja do prvog janjenja smatra „neproizvodnim“ dijelom života ovce. Stoga je cilj svakog uzgajivača što ranije pripustiti mladu životinju kako bi se to razdoblje skratilo i tako doprinijelo ekonomičnosti korištenja stada.

Dob pri 1. janjenju određena je spolnom i rasplodnom zrelosti šilježica, odnosno vremenom prvog osjemenjivanja. Spolna zrelost uglavnom je određena dobi u kojoj započinje spolna aktivnost (estrus, ovulacija) u mlade ženske životinje i ona se u većoj ili manjoj mjeri može podudarati s rasplodnom zrelošću. Rasplodna zrelost, osim spolne aktivnosti, podrazumijeva i tjelesnu uzraslost (najmanje 60 % mase od mase uzrasle jedinke) koja ovisi o kapacitetu rasta i okolišnim uvjetima (primarno uvjetima hranidbe). Čimbenici spolnog i rasplodnog dozrijevanja određeni su najvećim dijelom genetski (pasminom) te je u tom smislu općeprihvaćena podjela na ranozrele i kasnozrele pasmine (FAHMY, 1996.). Osim vremena pojave puberteta te fizičke razvijenosti mlade ženke, na vrijeme pripusta, a time i na dob pri 1. janjenju velik utjecaj ima činjenica radi li se o pasmini sa sezonalnom ili djelomično odnosno potpuno asezonalom spolnom aktivnošću. Naime, u ovaca sa sezonskim razmnožavanjem mlađa dob odnosno fizička nerazvijenost uvjetovat će nespremnost za pripust u prvoj sezoni te „čekanje“ sljedeće (2.) sezone, čime se prvi pripust odgađa i produžava dob pri 1. janjenju. Sezonalnost razmnožavanja ima velik utjecaj i na korištenje ovaca za određeni proizvod. U tom smislu u ovaca namijenjenih za proizvodnju mesa poželjnije će biti pasmine s djelomično ili potpuno asezonskim razmnožavanjem, dok u onih namijenjenih za proizvodnju mlijeka negativni učinak sezonskog razmnožavanja nije toliko izražen zbog laktacije. Uspješnost oplodnje uvjetovana je, s jedne strane, biološkim osobitostima pasmine (spolna dozrelost, rasplodna dozrelost, sezonalnost razmnožavanja) te organizacijom pripusta koji s obzirom na vrijeme provođenja (sezona, dio godine ili cijela godina) mora uvažavati rasplodnu sposobnost

ovnova, kao i organizaciju prvog pripusta. Iz navedenog je razvidno da je dob pri 1. janjenju ovaca rezultat međuovisnosti velikog broja čimbenika koji se mogu razvrstati u skupinu genetski uvjetovanih (pasmina) i paragenetskih čimbenika pod kojima se podrazumijeva vrijeme i organizacija pripusta u skladu s proizvodnom namjenom (MIOČ, 2014.).

Dob pri 1. janjenju varira u širokom rasponu od oko godinu dana u ranozrelih pasmina koje se koriste za proizvodnju mesa poput romanovske i finske ovce (FAHMY, 1996.), do približno 450 dana u pasmina za proizvodnju mlijeka (HERNANDEZ sur., 2011.), vune (KENYON i sur., 2014a.) i janjećih kožica (SCHOEMAN i ALBERTYN, 1991.). U predmetnom istraživanju prosječna dob pri 1. janjenju romanovskih ovaca bila je 373,2 dana, što je vrlo slično vrijednosti koju za tu pasminu navodi FAHMY (1989.). Desetak dana nižu dob pri 1. janjenju za istu pasminu zabilježili su GALLIVAN i sur. (1993.) te KUTLUCA KORKMAZ i EMSEN (2016.). ĐURIČIĆ i sur. (2019.) istražujući utjecaj klimatskih čimbenika na reproduksijska svojstva ovaca naveli su da se većina ovaca romanovske pasmine u kontinentalnom dijelu Hrvatske prvi put ojanji u dobi od jedne godine ili ranije.

Raspon varijacija za dob pri 1. janjenju u predmetnom istraživanju bio je od 304 do 469 dana, standardna devijacija iznosila je 34,5 dana, a koeficijent varijabilnosti 9,25 %. Informacije o unutarpasminskim varijacijama za dob pri 1. janjenju romanovskih ovaca relativno su malobrojne. FAHMY (1989.) izvijestio je o maloj apsolutnoj varijabilnosti (SD = 6,2 dana), što je znatno manje u odnosu na isti statistički pokazatelj (SD = 34,5 dana) utvrđen našim istraživanjem.

Jedan od glavnih ciljeva predmetnog istraživanja bio je analizirati moguće izvore varijacija za pojedine reproduksijske pokazatelje ovaca. U slučaju pokazatelja dob pri 1. janjenju tom je problemu pristupljeno pomoću modela koji je uključivao podatke za pripusnu skupinu, prvi pripust, sezonu (mjesec) rođenja ovce te za rodbinski odnos majka – kći. Rezultati su pokazali da model objašnjava visok postotak (89,4 %) varijacija u dobi ovaca pri 1. janjenju. Prema relativnoj važnosti varijable u modelu, najveću važnost imao je čimbenik prvog pripusta (51,9 %), zatim mjeseca rođenja ovce (43,9 %), dok je relativna važnost pripusne skupine (1,9 %) i rodbinskog odnosa (2,3 %) bila vrlo niska.

Pod prvim pripustom podrazumijevali smo učinke koji se mogu pripisati broju šilježica koje su ovnu dodijeljene i činjenici jesu li jednom ovnu dodijeljene samo šilježice ili šilježice i starije ovce. Zabilježena je statistički znakovito ($P < 0,05$) manja prosječna dob pri 1. janjenju (346,8 dana) kod šilježica koje su bile pridružene ovnu u omjeru 1:25 u odnosu na šilježice pridružene ovnu u omjeru 1:35 (385,0 dana). Utvrđeni rezultat u skladu je s onime što tumači SCOTT (2001.), prema kojemu veći broj dodijeljenih šilježica po ovnu doprinosi njegovu

većem opterećenju u pripustu, što može biti uzrokom produženog razdoblja do prve oplodnje i posljedično višoj dobi pri prvom janjenju. U prilog navedenom idu i rezultati istraživanja koje su zabilježili ALLISON i DAVIS (1976.), a prema kojima reproduksijski pokazatelji veličine legla i udjela oplođenih ovaca ovise o broju plotkinja po jednom ovnu.

Činjenica da su pojedinom ovnu dodijeljene samo šilježice ili uz šilježice i jednom ojanjene ovce imala je utjecaj na dob pri 1. janjenju. Navedeno se očitovalo u mlađoj dobi pri 1. janjenju ako su pri pripustu bile samo šilježice. To nije neočekivan rezultat s obzirom na to da su ovnovi „probirljivi“ te su im neke plotkinje privlačnije od drugih (TILBROOK i sur., 1987.). U tom smislu izražena je „probirljivost“ ovnova s obzirom na dob ovce, pri čemu nerijetko preferiraju starije ovce u odnosu na šilježice (DAVIES i BECK, 1993.; KENYON i sur., 2014a.). Valja napomenuti da na dulju dob pri 1. janjenju šilježica koje su boravile sa starijim ovicama, sinergistički s „probirljivošću ovna“, utječe i činjenica da šilježice slabije pokazuju interes za ovnom (SMITH i KNIGHT, 1998.; KENYON i sur., 2014a.).

Budući da u organizaciji pripusta postoji mogućnost različitih socijalnih interakcija između pojedinog rasplodnjaka i skupine ženki, kao i interakcija između samih ženki (ROSA i BRYANT, 2002.), uz prvi pripust, u model za tumačenje varijacija za dob pri 1. janjenju uključili smo i varijablu pripusne skupine. Pod pripusnom skupinom (ukupno 4) podrazumijevali smo skupinu šilježica koje su od svojeg prvog pripusta pa do završetka istraživnog razdoblja boravile s istim ovnom. Sagledavajući navedeni čimbenik u kontekstu prvog pripusta, prve oplodnje i dobi pri 1. janjenju, predmetnim je istraživanjem utvrđeno da pripusna skupina ima malen i neznakovit ($P > 0,05$) utjecaj na dob pri 1. janjenju. Nadalje, razlike u prosječnim vrijednostima navedenog svojstva između ovaca iz različitih pripusnih skupina, zamjetno je kako su se ovce iz četvrte pripusne skupine janjile u znakovito ($P < 0,05$) nižoj dobi (350,6 dana) u odnosu na ovce iz prve tri pripusne skupine (od 380,9 do 386,5 dana).

Mogući utjecaj mjeseca (sezone) rođenja ovce na njezinu dob pri 1. janjenju analiziran je u istraživanjima koje su proveli OSUHOR i sur. (1997.), AWEMU i sur. (2000.), GBANGBOCHE i sur. (2006.) te TEC CANCHE i sur. (2015.). Polazište navedenih istraživanja bilo je da se varijacije u dobi pri 1. janjenju s obzirom na mjesec rođenja ovce mogu objasniti promjenama u klimatskim (meteorološkim) uvjetima između različitih godina i sezona kao možebitnih uzroka kolebanja u trajanju estrusne aktivnosti (GALINA i sur., 1996.). Na klimatološko-okolišne uvijete u sklopu reproduksijskih aktivnosti ovaca upozorilo je istraživanje koje su proveli ĐURIČIĆ i sur. (2019.). Oni su na više različitih stada romanovskih ovaca u kontinentalnoj Hrvatskoj utvrdili znakovit ($P < 0,05$) utjecaj godine i sezone na pokazatelje plodnosti (stopa koncepcije, veličina legla), što su pripisali promjenama u srednjoj

temperaturi zraka i padalinama tijekom godina. Uz okolišno-klimatološke čimbenike koji mogu varirati po pojedinim mjesecima u kojima su ovce rođene, na dob pri 1. janjenju nedvojbena utjecaj ima i vrijeme pripusta. Vrijeme pripusta uvelike ovisi o tome je li riječ o populaciji sa sezonskim ili asezonskim razmnožavanjem. Ako jesenska pripusna sezona određuje početak rasplodne aktivnosti šilježica, ženska janjad rođena u zimskim mjesecima u pripust ulazi starija u odnosu na onu rođenu u proljeće, čime im je i dob pri 1. janjenju veća (FOSTER i HILEMAN, 2015.). U predmetnom istraživanju sve ovce držane su u jednom stadu na istoj farmi, u relativno ujednačenim klimatskim uvjetima i promatrane su samo s obzirom na zimsko-proljetnu sezonu rođenja (od siječnja do kraja svibnja). U takvim okolnostima varijacije u dobi pri 1. janjenju ovise o upravljanju odgojem šilježica i vremenom u kojem se provodi njihov prvi pripust. Nakon odgoja šilježicama je u godini kada su rođene od kolovoza pridružen ovan. S time se očekivalo da će šilježice romanovske pasmine zbog svoje asezonalnosti i rano zrelosti koncipirati u relativno kratkom vremenu nakon pridruženja ovna. U konkretnom slučaju to bi značilo da je do oplodnje dolazilo krajem kolovoza, a do prvog janjenja krajem siječnja. U takvim okolnostima razlike u dobi pri prvom janjenju bile bi samo logički slijed razlika u mjesecu rođenja. Te su razlike potvrđene, međutim dob pri 1. janjenju općenito je bila za 30 – 45 dana veća od očekivane. Navedeno se može objasniti time što uočene razlike proizlaze iz činjenice da su sve šilježice, bez obzira na dob, oplodene u relativno kratkom razdoblju, ali kasnije od očekivanog, u „tipičnoj sezoni“ (listopad). U tom kontekstu značajna se čini informacija da su na jesenski pripust u istoj godini „stigle“ i šilježice rođene u travnju i svibnju, odnosno u dobi od svega 5,5 do 6,5 mjeseci. Navedeno je u suglasju s tezom da romanovske ovce započinju s rasplodnom aktivnošću u vrlo mladoj dobi, što svojim istraživanjem potvrđuje FAHMY (1990b.), koji je utvrdio da je uspješna koncepcija u romanovskih ovaca moguća već u dobi od tri mjeseca.

U model za izvore varijabilnosti dobi pri 1. janjenju uključena je i varijabla koja je pokazivala jesu li promatrane ovce bile u rodbinskom odnosu (majka – kći) ili ne. Relativna važnost te varijable u modelu bila je mala i neznakovita ($P > 0,05$), dok su apsolutne razlike bile zanemarive i iznosile su 1,3 dana. Treba naglasiti da nas je analiza navedenog čimbenika kao izvora varijabilnosti za dob pri 1. janjenju, osim po razlikama u prosječnim vrijednostima između skupina, zanimala i s obzirom na varijabilnost unutar skupina. Predmetnim je istraživanjem utvrđeno da su izmjeritelji varijabilnosti iskazani varijacijskom širinom i standardnom devijacijom bili manji u rodbinski povezanih ovaca, što bi se moglo pripisati njihovoj genetskoj sličnosti.

U predmetnom istraživanju udio genetske varijance u ukupnoj fenotipskoj varijanci (heritabilitet) procijenjen je metodom regresije majka – kći. Utvrđena vrijednost heritabiliteta bila je 0,38 ($P > 0,05$). Slične vrijednosti heritabiliteta, dobivene korištenjem animal modela, utvrdili su SAVAR i sur. (2010.) ($h^2 = 0,34$) te VANIMISETTI i NOTTER (2012.) ($h^2 = 0,39$). U većem broju drugih istraživanja (OLIVEIRA LOBO i sur., 2009.; NEWTON i sur., 2014.; KHAN i sur., 2017.; ABDOLI i sur., 2019.) zabilježene su znatno niže vrijednosti heritabiliteta za svojstvo dob pri 1. janjenju koje su se kretale od 0,02 do 0,07. Različite vrijednosti heritabiliteta za utvrđeno svojstvo u različitim populacijama uobičajene su s obzirom na to da se populacije u većini slučajeva nalaze u specifičnim okolišnim uvjetima. Vrijednost utvrđena istraživanjem može se u određenoj mjeri smatrati precijenjenom jer većina prethodno citiranih istraživanja pokazuje gotovo 10 puta manje vrijednosti. Osim toga, analizom varijance utvrđeno je da vrijednost heritabiliteta nije bila statistički znakovita ($P > 0,05$), što se velikim dijelom može objasniti time da veličina uzorka može imati velik značaj za preciznost procjene heritabiliteta. U svakom slučaju, statistički neznakovita vrijednost heritabiliteta ne ukazuje na to da dob pri 1. janjenju nema genetsku komponentu varijance, već može značiti da u istraživanoj populaciji nema varijacije na lokusima gena koji na to svojstvo utječu ili da su okolišni čimbenici uzrokovali fenotipsku sličnost jedinki s različitim genotipovima (GRIFFITHS i MILLER, 2000.).

Istraživanja koja su proveli KHAN i sur. (2017.) u populaciji rambuže ovaca pokazala su da dob ovaca pri 1. janjenju ima slabu genetsku korelaciju s trajanjem 1. međujanjidbenog razdoblja, dok je genetska korelacija s veličinom 1. legla bila negativna i srednje jaka (-0,44). Iako su za zadnja dva navedena obilježja NEWTON i sur. (2014.) ustanovili istu jačinu, ali suprotni smjer (0,44), opravdano je razmišljati o učincima koje bi selekcija s obzirom na jedno svojstvo mogla imati na drugo svojstvo. Rezultatima predmetnog istraživanja nije potvrđena izraženija povezanost između dobi pri 1. janjenju i veličine 1. legla (-0,12), a još slabija i neznakovita ($P > 0,05$) korelacija utvrđena je za povezanost s trajanjem 1. međujanjidbenog razdoblja (0,01). Isto je utvrđeno i za fenotipske korelacije koje su bile slabe i neznakovite ($P > 0,05$).

Sagledavajući varijacije u dobi ovaca pri 1. janjenju, može se naglasiti da predmetno istraživanje ukazuje na izrazit značaj vremena pripusta i načina na koji se on organizira. Ovce rođene kasnije u zimsko-proljetnoj sezoni imat će znatno nižu dob pri 1. janjenju u odnosu na ovce rođene početkom godine. Također, ovce koje su u stado s ovnom i starijim ovcima pridružene kao šilježice imale su dužu dob pri 1. janjenju u odnosu na skupinu šilježica koje su s ovnom združene bez prisutnosti starijih ovaca.

6.2. Veličina 1. legla

Veličina legla jedan je od najvažnijih i najčešće mjerenih reprodukcijskih pokazatelja ovaca. Navedeno je uvjetovano činjenicama da se relativno lako bilježi te da je ona odraz reprodukcijske sposobnosti ženke (broj ovuliranih jajašaca i održavanje broja oplođenih jajnih stanica tijekom gravidnosti), zatim reprodukcijske sposobnosti mužjaka (oplođenost jajnih stanica) i niza okolišnih čimbenika koji izravno ili neizravno utječu na broj janjadi (koji će ovca dati) u pojedinom leglu. Veličina legla ima jednu od ključnih uloga u ekonomičnosti korištenja ovaca, stoga je predmet brojnih istraživanja kojima se to svojstvo nastoji unaprijediti u populacijama. Navedeno uglavnom ide u dva smjera, od kojih prvi podrazumijeva sustave križanja (najčešće s visokoplođnim pasminama ovaca), a drugi primjenu molekularno-genetskih spoznaja o genskoj kontroli broja ovuliranih jajašaca (i posljedično veličine legla) putem glavnih odnosno kandidatnih gena.

Za pojedinačnu se ovcu veličina legla iskazuje brojem janjadi u leglu, dok se na razini stada i pri usporedbi različitih populacija ovaca ona iskazuje srednjom vrijednošću. Samim time veličina legla izazov je u statističkim analizama jer se, ovisno o objektu mjerenja, može smatrati kvantitativnom varijablom koja se iskazuje klasičnim opisnim (numeričkim) statističkim pokazateljima odnosno ordinalnom varijablom čije se vrijednosti iskazuju frekvencijama (učestalošću). U predmetnom istraživanju veličina 1. legla istražena je po principima analize kvantitativnih svojstava.

Prosječna veličina 1. legla romanovskih ovaca zabilježena u predmetnom istraživanju iznosila je 1,98 janjadi. Utvrđena vrijednost manja je od prosječnih vrijednosti koje su za tu pasminu i prvo leglo zabilježene u istraživanjima koja su proveli FAHMY (1989.), RICORDEAU i sur. (1990.), MARÍA i ASCASO (1999.) te SCHMIDOVÁ i sur. (2016.) i koje su iznosile kako slijedi: 2,07, 2,20, 2,53 i 2,11 janjadi.

Sagledavajući rezultate dobivene predmetnim istraživanjem u kontekstu znanstvenih i stručnih informacija o veličini legla romanovske ovce uzgajane u Hrvatskoj, može se zapaziti da su one veće u odnosu na vrijednosti koje su utvrdili ĐURIČIĆ i sur. (2019.) i koje su iznosile od 1,37 do 1,92 janjadi, kao i u odnosu na podatak koji se za tu pasminu može pronaći u godišnjim izvješćima o brojnosti i reprodukcijsko-proizvodnim pokazateljima ovaca u Hrvatskoj (MINISTARSTVO POLJOPRIVREDE, 2019.). Valja napomenuti da je usporedivost naših rezultata s podatkom za 2019. godinu, prema kojem je prosječna veličina legla romanovskih ovaca u Hrvatskoj iznosila 1,84 janjeta, relativno ograničena jer se podatak odnosi na uzgojno valjanu populaciju bez uzimanja u obzir redoslijeda legla. Naime, poznato

je da je veličina legla pri 1. janjenju fiziološki niža u odnosu na veličinu legla kasnijih janjenja (od 2. do 7. janjenja) (FAHMY, 1996.; MURPHY et al., 2020.).

Varijacije u veličini legla mogu se sagledavati na dva načina. Prvi je s obzirom na razlike u učestalosti ovaca koje su ojanjile jedince, dvojke ili trojke, a drugi kao varijacije iskazane pokazateljima za numeričku varijablu. U predmetnom istraživanju veličina 1. legla kod svih promatranih ovaca pokazala je najveću učestalost dvojaka (87 %), zatim jedinaca (16 %) i trojaka (13 %). Romanovska ovca ubraja se u visokoplodne pasmine kod kojih najveća veličina legla može dosežati šest i više janjadi, ali to primarno ovisi o redoslijedu janjenja i dobi ovaca (FAHMY, 1996.). Predmetnim je istraživanjem utvrđena velika apsolutna ($SD = 0,54$ janjadi) i relativna ($KV = 27,36$ %) varijabilnost u veličini 1. legla. Pri tumačenju mogućih izvora varijacija korišten je linearni model koji je obuhvaćao ovna, prvi pripust, mjesec rođenja ovce, rodbinski odnos majka – kći te genotipove *GDF9* i *IGF1* gena. Koeficijent determinacije modela bio je 7,64 % ($P > 0,05$), što upućuje na to da navedeni čimbenici u relativno maloj mjeri objašnjavaju varijabilnost u veličini 1. legla. Čimbenici s najvišim relativnim doprinosom u modelu bili su ovan (35,2 %) i genotip *IGF1* gena (32,3 %).

Polazište za uključivanje varijable utjecaja ovna bila je činjenica da pojedini mužjak u pripustu kroz mnogobrojne i složene utjecaje može doprinijeti oplođenosti ženki i veličini legla. Navedenom u prilog idu rezultati istraživanja koja su proveli SÁNCHEZ-DÁVILLA i sur. (2015.), a koji su utvrdili statistički znakovit ($P < 0,05$) utjecaj ovna na veličinu legla ovaca saint kro (*Saint Croix*) te SCHMIDOVÁ i sur. (2016.). U predmetnom istraživanju veličina 1. legla varirala je od 1,75 (ovan 4) do 2,03 (ovan 3), ali razlike između tih dviju, kao ni ostalih skupina nisu bile statistički znakovite ($P > 0,05$).

Genotipovi *IGF1* i *GDF9* gena uvršteni su u model kao potencijalni genotipski izvori varijabilnosti za svojstvo veličine 1. legla. Uporište za takav pristup bila je prvenstveno činjenica da su njihovi produkti uključeni u fiziološke procese povezane s razvojem jajničkih folikula. Preduvjet za istraživanje genskih varijacija kao tumačenje fenotipskih varijacija u veličini legla jest da lokusi istraženih gena očituju polimorfizam.

Analizom polimorfizma *IGF1* gena u predmetnom je istraživanju utvrđena viša frekvencija alela A (0,71) u odnosu na alel B (0,29), što je u suglasju s istraživanjem provedenom na visokoplođnim pasminama ovaca iz Kine, gdje je frekvencija alela A iznosila između 0,64 i 0,81, dok je frekvencija alela B iznosila od 0,19 do 0,36 (HE i sur., 2012.). Višu frekvenciju alela A (0,90) u odnosu na alel B (0,10) zabilježili su LURIDIANA i sur. (2020.) u ovaca pasmine sarda.

Analizirajući povezanost triju genotipova za *IGF1* gen, utvrđena je najveća prosječna veličina 1. legla utvrđena za genotip AA (1,99), potom za AB (1,84), dok je najniža utvrđena za genotip BB (1,71). Razlike između genotipova nisu bile statistički znakovite ($P > 0,05$). Statistički neznakovite ($P > 0,05$) razlike u veličini legla s obzirom na polimorfizam *IGF1* gena zabilježili su i LURIDIANA i sur. (2020.) u populaciji pasmine sarda, pri čemu je veličina legla između različitih genotipova varirala između 1,13 u ovaca s genotipom BB i 1,21 u ovaca s genotipom AA. Suprotno navedenim rezultatima, HE i sur. (2012.) u ovaca visokoplodne kineske pasmine kratkorepi han utvrdili su znakovite razlike u veličini legla s obzirom na polimorfizam *IGF1* gena. Ovce s genotipom AA imale su statistički znakovito ($P < 0,05$) manja legla (1,84) u odnosu na ovce genotipova AB (2,22) i BB (2,80).

Sagledavajući polimorfizam *GDF9* gena u istraživanjima drugih autora, posebice onih koja su obuhvaćala romanovsku pasminu ovaca (KOLOSOV i sur., 2015.; JAWASREH i sur., 2017.), rezultati predmetnog istraživanja potvrđuju njihove navode o znatno višoj učestalosti alela G u odnosu na učestalost alela A. Uvažavajući tri genotipa za *GDF9* gen i razlike koje među njima postoje za obilježje veličine 1. legla, utvrđeno je da je najviša vrijednost ovog svojstva utvrđena kod ovaca s genotipom GG (1,91), potom s genotipom GA (1,84) te s genotipom AA (1,78). Iako utvrđene razlike nisu statistički znakovite ($P > 0,05$), rezultati ipak ukazuju na moguću povezanost alela G s većom vrijednošću veličine 1. legla. U prilog tome idu rezultati istraživanja koje su proveli JAWASREH i sur. (2017.) na romanovskim ovcima. Autori su utvrdili znakovito ($P < 0,05$) veću prosječnu veličinu legla u ovaca s genotipom GG (2,73) u odnosu na one s genotipom GA (1,94). Pozitivan utjecaj alela G na veličinu legla zabilježili su i MORADBAND i sur. (2011.), koji navode da ovce s jednom (1,39) ili dvije (1,24) kopije alela G imaju znakovito ($P < 0,05$) veća legla u odnosu na ovce kod kojih je taj alel izostao (1,03).

U modelu analize varijabilnosti veličine 1. legla utvrđene su male važnosti za varijable prvi pripust (9,1 %), rodbinski odnos majka – kći (2 %) i mjesec rođenja ovce (17,2 %). Razlike između pojedinih kategorija navedenih čimbenika za veličinu 1. legla bile su male i statistički neznakovite ($P > 0,05$).

Međuovisnost veličine 1. legla i dobi pri 1. janjenju već je sagledana i tumačena u kontekstu sličnih istraživanja (KHAN i sur., 2017.) pri raspravi vezanoj za reproduksijski pokazatelj dob pri prvom janjenju.

Genotipska korelacija veličine 1. legla s trajanjem 1. međujanjidbenog razdoblja bila je slaba, pozitivna i statistički znakovita ($P < 0,05$). Za međuovisnost između dvije spomenute varijable KHAN i sur. (2017.) utvrdili su jaču pozitivnu povezanost. Fenotipske korelacije

veliĉine 1. legla s ranije spomenuta dva reprodukcijska pokazatelja bile su vrlo niske (0,05 i 0,04) i statistiĉki neznakovite ($P > 0,05$). Navedeno je u suglasju s rezultatima već spomenutog istraŹivanja koje su proveli KHAN i sur. (2017.).

Heritabilitet veliĉine legla jedan je od najĉešće procjenjivanih genetskih parametara u analizi reprodukcijskih svojstava razliĉitih populacija ovaca. Razlog tome prvenstveno je u ĉinjenici što je veliĉina legla jedno od gospodarski najvaŹnijih svojstava u ovĉarskoj proizvodnji i ĉesto je polazište za genetsko poboljšanje reprodukcijske uĉinkovitosti ovaca. Kao i za sva reprodukcijska svojstva, heritabilitet veliĉine legla u pravilu je nizak i varira u rasponu od 0,01 do 0,25 (MARÍA, 1995.; HAGGER, 2000.; EKIZ i sur., 2005.; SAFARI i sur., 2005.; MOKHTARI i sur., 2010.; RASHIDI i sur., 2011.; SCHMIDOVÁ i sur., 2014.; KHAN i sur., 2017.). Rezultati predmetnog istraŹivanja pokazali su vrijednost heritabiliteta za veliĉinu 1. legla od 0,20 ($P > 0,05$), što ga svrstava u kategoriju srednje visokih vrijednosti. Ipak, vrijednost treba sagledati sa stajališta da je analizom varijance utvrđena njegova neznakovitost, kao i ĉinjenicu da je model za izraĉun putem regresije majka – kći ukljuĉio relativno malen broj parova podataka.

Promatrajući u cjelini, naši rezultati za veliĉinu 1. legla romanovskih ovaca pokazali su neke oĉekivane vrijednosti. Prosjeĉna veliĉina 1. legla bila je niŹa od dva janjeta po leglu, a promatrajući varijablu po broju janjadi u leglu, kod promatranih ovaca uoĉena je izrazita zastupljenost legla dvojaka. Donekle iznenađuje relativno velika unutarpasminska varijabilnost svojstva kad se u obzir uzmu pokazatelji varijacije kvantitativne varijable. U pokušaju da tu varijabilnost analiziramo, u model je ukljuĉen velik broj genetskih i paragenetskih ĉimbenika. Iako smo za svaki od tih ĉimbenika pojedinaĉno imali opravdane pretpostavke za ukljuĉivanje, njihov zbirni uĉinak u objašnjavanju varijacija u veliĉini 1. legla bio je malen. U tom kontekstu ipak se po vaŹnosti istiu utjecaj ovna i genotip *IGF1* gena.

6.3. Trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja

Vremenski razmak između dva uzastopna janjenja znatno utjeĉe na reprodukcijsku uĉinkovitost i na naĉin korištenja ovaca. U većine ovaca s razmnoŹavanjem u jednoj, najĉešće jesenskoj sezoni godine, vremenski je razmak između janjenja oko godine dana, pa sve do pribliŹno dvije godine ako u jednoj sezoni izostane oplodnja, a ovca se zadrŹi u rasplodu. Navedeni postupci razmnoŹavanja uglavnom se primjenjuju u populacijama ovaca sa sezonskim razmnoŹavanjem namijenjenih za proizvodnju mlijeka ili u ekstenzivnim sustavima

za proizvodnju mesa. U populacijama ovaca s asezonskim razmnožavanjem moguće je odgovarajućom organizacijom pripusta ostvariti međujanjidbena razdoblja koja su kraća od jedne godine. Navedeno doprinosi ekonomičnosti proizvodnje, posebice u intenzivnim sustavima za proizvodnju mesa jer se, primjerice skraćivanjem međujanjidbenog razdoblja na osam mjeseci, proizvodnja janjadi po ovci može povećati za 1,5 puta u tri proizvodne godine.

U predmetnom istraživanju prvenstveno se željelo utvrditi trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja kao pokazatelja budućeg ritma razmnožavanja i u tom kontekstu mogućeg prediktora životne proizvodnje janjadi do navršene 4. godine života ovaca. Iz utvrđenih rezultata vidljivo je da su romanovske ovce imale prosječno trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja od $257,8 \pm 38,7$ dana, ili približno 8,5 mjeseci. Pri usporedbi naših rezultata s rezultatima drugih istraživanja vodili smo se prvenstveno činjenicom da su ona provedena u populacijama s djelomično ili potpuno asezonskim razmnožavanjem, pri čemu su postupci pripusta omogućavali sustav „učestalog janjenja“. Najsličnije rezultate našima zabilježili su MARÍA i ASCASO (1999.) u stadima finskih, romanovskih, rasa i salc (*Salz*) ovaca u kojih je 1. međujanjidbeno razdoblje trajalo prosječno 264 dana. Višu vrijednost za to svojstvo u odnosu na onu zabilježenu našim istraživanjem utvrdili su VERESS i sur. (1979.) u romanovskih ovaca (285 dana), dok su niže vrijednosti utvrdili INIGUEZ i sur. (1991.) u sumatranskih ovaca (222 dana) te BRAND i sur. (2014) u ovaca done merino (230 dana). Desetomjesečni interval (300 dana) između 1. i 2. janjenja utvrđen je u ovaca pasmine polipej (VANIMISSETTI i NOTTER, 2012.). FAHMY (1989.) navodi da je prosječno trajanje međujanjidbenog razdoblja u romanovskih ovaca 276 dana. Važno je naglasiti da je prosječno trajanje međujanjidbenih razdoblja u različitim sustavima učestalih janjenja približno osam mjeseci. Takvim trajanjem međujanjidbenih razdoblja tijekom dužeg vremena moguće je odgovoriti na izazove koji se javljaju pri organizaciji sustava s učestalim janjenjima, među kojima je najčešći tri janjenja u dvije godine. Sagledavajući vlastite rezultate koji se u ovom dijelu odnose samo na prvo međujanjidbeno razdoblje, moguće je zaključiti da istražena populacija romanovskih ovaca ima potencijal za učestala janjenja.

Varijabilnost 1. međujanjidbenog razdoblja u ovaca obuhvaćenih našim istraživanjem bila je u rasponu od 196 do 393 dana, s koeficijentom varijabilnosti od 15,0 %. Sagledavajući detaljnije homogenost svojstva može se uočiti da je standardna devijacija iznosila 38,7 dana. Opažena unutarpasmenska varijabilnost u predmetnom istraživanju niža je u odnosu na rezultate (SD = 68,9 dana) koje su za prosječno međujanjidbeno razdoblje solčavsko-jezerskih ovaca utvrdili KOMPREJ i sur. (2011.). FAHMY (1989.) je u romanovskih ovaca, osim kraćeg 1. međujanjidbenog razdoblja u odnosu na predmetne rezultate utvrdio i znatno nižu apsolutnu

mjeru varijabilnosti svojstva ($SD = 9,5$ dana). Analizirajući distribuciju navedenog svojstva može se primijetiti kako je ona blago desno asimetrična, čemu najviše doprinose izmjere za tri ovce kojima je 1. međujanjidbeno razdoblje trajalo između 380 i 393 dana.

U traženju mogućih objašnjenja za varijacije u trajanju 1. međujanjidbenog razdoblja promatranih ovaca pošlo se od pretpostavki da bi međuovisnost većeg broja čimbenika mogla imati svoju ulogu. U model su uključene varijable: pripusna skupina, veličina prvog legla, mjesec rođenja ovce, mjesec prvog janjenja i rodbinski odnos majka – kći. Utvrđen je relativno visok koeficijent determinacije tako postavljenog modela (42,4 %, $P < 0,05$), pri čemu je zapažena izražena važnost (68,6 %) varijable pripusne skupine.

Promatrajući razlike između pojedinačnih pripusnih skupina, razvidno je da su ovce iz četvrte pripusne skupine s prosječnim trajanjem 1. međujanjidbenog razdoblja od 309,9 dana imale približno 50 dana ($P < 0,05$) duže 1. međujanjidbeno razdoblje u odnosu na ovce iz prve (261,2), druge (248,7) i treće (242,6) pripusne skupine. Variranje prema sličnom uzorku zabilježeno je i za dob pri 1. janjenju za koje su ovce iz četvrte skupine imale približno mjesec dana nižu vrijednost. Navedeno upućuje na to da su pri organizaciji pripusta četvrte skupine bili prisutni neki drugi čimbenici osim međusobnih interakcija između različitih životinja uključenih u pripust i rasplodne sposobnosti ovna.

Utjecaj veličine legla na 1. međujanjidbeno razdoblje uključen je u analizu pod pretpostavkom da će ovce koje su imale višebrojna legla imati dulje međujanjidbeno razdoblje u odnosu na one koje su ojanjile jedince, što su pokazala istraživanja koja su proveli VERESS i sur. (1979.) te MARIA i ASCASO (1999.). Ta se pretpostavka temelji na činjenici da se ovce s većim leglima više „iscrpe“ tijekom gravidnosti, laktacije i othrane janjadi u odnosu na one s manjim leglima. Navedeno dodatno dolazi do izražaja kod ovaca sezonskih pasmina kod kojih „iscrpljivanje“ može biti izraženije zbog učestalih janjenja. Statistički znakovito ($P > 0,05$) duža međujanjidbena razdoblja u ovaca s višebrojnim leglima u odnosu na ovce s jedincima utvrdili su MARIA i ASCASO (1999.), KOMPREJ i sur. (2011.) te TEC CANCHE i sur. (2015.). U predmetnom istraživanju ovce koje su ojanjile jedince imale su za 9,7 dana kraće 1. međujanjidbeno razdoblje u odnosu na one koje su ojanjile trojke, no rezultat nije bio statistički znakovit ($P > 0,05$), relativna važnost te varijable u modelu bila je 2 %.

Mjesec rođenja ovce nije utjecao na dužinu 1. međujanjidbenog razdoblja i relativna važnost te varijable iznosila je 10,8 %. Razlike između ovaca rođenih u siječnju i travnju bile su statistički znakovite ($P < 0,05$), a apsolutna vrijednost razlike iznosila je 11,8 dana. Najviša vrijednost istog svojstva utvrđena je u ovaca rođenih u svibnju, no njih je bilo sveukupno tri. Dobiveni rezultati sugeriraju da se promatrane romanovske ovce nakon prvog janjenja tjeraju

neovisno o tome u kojem su zimsko-proljetnom mjesecu rođene. To je osobito važna informacija prvenstveno zbog toga što se istraživane ovce drže u sustavu učestalih janjenja u kojima je neosjetljivost reproduksijskih procesa na sezonska kolebanja u svjetlosnom ciklusu jedan od glavnih uvjeta za ostvarenje željene reproduksijske učinkovitosti. Međutim, VANIMISETTI i NOTTER (2012.) u ovaca pasmine polipej utvrdili su znakovit ($P < 0,05$) utjecaj mjeseca rođenja ovce na njezino prvo međujanjidbeno razdoblje. Navedeno se čini interesantnim posebno zbog činjenice da je pasmina polipej pretežno asezonska. Iako autori ne navode konkretne razloge utjecaja mjeseca rođenja na trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja, njihova razmatranja idu u smjeru uzročno-posljedične povezanosti mjeseca rođenja, brzine rasta, prvog i drugog janjenja te činjenice da su se navedeni događaji pozicionirali u odnosu na jesensku sezonu. U prilog tome idu i istraživanja koja su proveli NOTTER i COPENHAVER (1980.), DZAKUMA i sur. (1982.) te FOGARTY i MULHOLLAND (2014.) na asezonski poliestričnim pasminama. Iako je neosjetljivost na sezonu u istraživanim pasmina jedna od njihovih glavnih karakteristika, postotci koncepcije u „dubokoj anestrusnoj sezoni“ pripusta redovito su vrlo niski i uspješan pripust koji je rezultirao oplodnjom najčešće se pomicao u razdoblja godine koja su bliža (jesenskoj) sezoni.

Na značenje sezone kao čimbenika koji i u asezonskih pasmina ovaca, kao što je romanovska, ukazuju i naši rezultati povezani s mogućim objašnjavanjem varijacija u trajanju 1. međujanjidbenog razdoblja pomoću varijable mjeseca 1. janjenja. Neovisno o rasponu mjeseca prvog janjenja, koji je bio od veljače do travnja, 1. međujanjidbeno razdoblje nije pokazivalo velike varijacije (između 255,9 i 270,7 dana) iako su ovce koje su se ojanjile u veljači imale znakovito ($P < 0,05$) dužu vrijednost za navedeno svojstvo u odnosu na one koje su se ojanjile u ožujku. Trend skraćivanja 1. međujanjidbenog razdoblja s povećanjem mjeseca janjenja nije potvrđen u predmetnom istraživanju.

Razlika u trajanju 1. međujanjidbenog razdoblja između skupine ovaca koje su bile rodbinski povezane (majke i njihove kćeri) i skupine rodbinski nepovezanih ovaca nije bila velika (17,0 dana) i nije bila statistički znakovita ($P > 0,05$), a relativni doprinos varijable u modelu iznosio je 4,3 %. Ipak, u skupini rodbinski povezanih ovaca uočena je manja varijabilnost svojstva, što bi se moglo pripisati njihovoj genetskoj sličnosti.

Rasprava o genotipskim i fenotipskim korelacijama za trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja provedena je ranije, u dijelu rasprave povezanim s dobi ovaca pri 1. janjenju i veličinom 1. legla. Fenotipske korelacije trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja s dobi pri 1. janjenju i veličinom 1. legla bile su slabe i statistički neznakovite ($P > 0,05$). Među genotipskim korelacijama ističe se ona s veličinom 1. legla koja je iznosila $\rho = 0,19$ i bila je statistički

znakovita ($P < 0,05$). Detaljniji komentari navedenih rezultata već su opisani u odjeljku rasprave o dobi pri 1. janjenju te o veličini 1. legla.

Razmatrajući vrijednosti heritabiliteta za trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja, istraživanja (MARÍA, 1995.; OLIVEIRA LOBO i sur., 2009.; KHAN i sur., 2017.; ABDOLI i sur., 2019.) pokazala su relativno niske vrijednosti u rasponu od 0,02 do 0,09. U predmetnom istraživanju, osim što je utvrđen znatno viši heritabilitet, on je imao i negativan predznak (-0,42). Navedeno traži dodatna objašnjenja koja se moraju temeljiti na tumačenju toga što pokazatelj heritabiliteta izražava, zatim dodatna objašnjenja o metodi kojom se utvrđuje te koji je raspon vrijednosti koje u teoretskom i praktičnom smislu može poprimiti.

Vrijednost heritabiliteta ukazuje na stupanj sličnosti genetski povezanih jedinki u nekom svojstvu i može se očekivati da te vrijednosti variraju između 0 i 1, pri čemu vrijednosti koje su bliže 1 znače da se veći dio ukupne fenotipske varijance nekog svojstva objašnjava genetskom varijansom (JACQUARD, 1983.; STEINSALTZ i sur., 2020.). Takvo uobičajeno tumačenje heritabiliteta i njegovih vrijednosti podrazumijeva da vrijednosti heritabiliteta od 0 prema vrijednosti -1 predstavljaju metodološku pogrešku. Ipak, nije nemoguća pojava da procijenjena vrijednost heritabiliteta za neko svojstvo bude negativnog predznaka, kao što je to slučaj u predmetnom istraživanju. GILL i JENSEN (1968.) kao razloge pojave negativnog heritabiliteta navode pogrešne pretpostavke u složenim modelima za analizu svojstva ili pogrešku pri uzorkovanju. U predmetnom je istraživanju heritabilitet izveden iz regresijskoga koeficijenta nakon provedene regresije majka – kći. U tom slučaju negativan predznak regresijskog koeficijenta ukazuje na negativnu povezanost, a heritabilitet se izračunava kao dvostruki koeficijent regresije. STEINSALTZ i sur. (2020.) problematiziraju tumačenje negativne vrijednosti heritabiliteta dobivene regresijom roditelj – potomak i pritom ističu: visok heritabilitet znači da jedinke sličnih genotipova imaju slične vrijednosti za neko svojstvo; heritabilitet vrijednosti nula znači da genotip ne daje nikakva objašnjenja za fenotipsku sličnost jedinki u nekom svojstvu; negativan heritabilitet mogao bi ukazivati na to da jedinke sličnih genotipova više variraju u vrijednostima za neko svojstvo u odnosu na slučajno odabrane parove jedinki, odnosno da su jedinke koje dijele više istih gena fenotipski različitije od jedinki koje dijele manje istih gena. Navedeno tumačenje moglo bi se primijeniti i u predmetnom istraživanju, ali valja uzeti u obzir da na točnost procjene heritabiliteta ključan utjecaj ima i veličina uzorka (STEINSALTZ i sur., 2020.).

6.4. Životna proizvodnja

Ukupan broj mladunčadi koji ženka porodi tijekom dužeg razdoblja ili cijelog života pouzdan je pokazatelj njezine reproduktivne učinkovitosti. U proizvodnji mesa životna proizvodnja podmlatka ima značenje s obzirom na broj životinja koji se dobiva za to te se stoga navedeni pokazatelj istražuje i kod pretežno uniparnih životinja – goveda (LEISMEISTER i sur., 1973.; NÚÑEZ – DOMINGUEZ i sur., 1991.; DAY i NOGUIERA, 2013.; LÓPEZ – PEREDES i sur., 2018.), a osobito kod multiparnih životinja – svinja (SAITO i sur., 2011.; MALANDA i sur., 2019.).

Broj janjadi koje ovca ojanji tijekom proizvodnog ili cjeloživotnog vijeka određen je primarno učestalošću janjenja i veličinom legla. Stoga istraživanja navedenih, ali i mnogobrojnih drugih čimbenika koji mogu utjecati na životnu proizvodnju janjadi upućuju na to kolika je važnost tog reproduktivnog pokazatelja u kontekstu ekonomičnosti proizvodnje na razini stada (LEE i sur., 2014.).

U predmetnom istraživanju životna je proizvodnja definirana kao ukupan broj živoojanjene janjadi do navršene četvrte godine života ovce. Uzimajući u obzir činjenicu da je prosječna dob pri 1. janjenju u istraživanih ovaca bila 373,2 dana, obuhvaćeno trajanje proizvodnog života ovaca bilo je približno tri godine. U tom se razdoblju najveći udio ovaca (57 %) nakon prvog janjenja ojanjio još pet puta, njih 38 % janjilo se još četiri puta, a 5 % ovaca još tri puta.

Prosječna životna proizvodnja ovaca utvrđena predmetnim istraživanjem bila je 11,87 janjadi sa standardnom devijacijom od 2,33 janjeta. Relativno širok raspon vrijednosti bio je od 7 janjadi, koliko su ojanjile ovce s najnižom životnom proizvodnjom, do 18 u ovce s najvišom životnom proizvodnjom. Koeficijent varijabilnosti od 19,66 % ukazuje na relativno veliku varijabilnost svojstva. Distribucija životnih proizvodnji istraživane populacije ovaca blago je pozitivno asimetrična. Ističe se relativno velik skok u broju ovaca koje su ojanjile osam janjadi u leglu u odnosu na one koje su ojanjile devet janjadi. Usporedba prosječnih vrijednosti za životnu proizvodnju sa sličnim istraživanjima uvelike je otežana činjenicom da se radi o različitim pasminama ili različitim sustavima proizvodnje i reprodukcije.

Koliko je poznato, nema dostupnih istraživanja koja se bave izvorima varijacija u životnoj proizvodnji romanovskih ovaca uzgajanih u sustavu učestalih janjenja, no navedena je problematika istražena u drugim pasmina ovaca.

Pri analizi unutarpasmanske varijabilnosti promatranih romanovskih ovaca za obilježje životne proizvodnje primarno smo vodili računa da u model uključimo pokazatelje koji se mogu utvrditi u ranoj životnoj dobi ovce. Navedeno je učinjeno s razlogom naknadne analize kojom smo željeli istražiti u kojoj mjeri pojedini rani pokazatelj može ujedno biti i prediktor životne proizvodnje ovce. Suvremene molekularno-genetske metode omogućavaju utvrđivanje određenih specifičnosti jedinke analizom gena koju je moguće provesti već prvog dana života, pa čak i ranije (prenatalno). Polazeći od te činjenice, u model za analizu varijabilnosti životne proizvodnje i njezinu ranu predikciju uključena su dva gena s utvrđenom funkcijom u regulaciji rasplodivanja ovaca (*GDF9* i *IGF1* geni). Uzimajući u obzir kronologiju životnih događanja kao rane pokazatelje reprodukcijske sposobnosti istraženih ovaca, model je obuhvaćao još i dob pri 1. janjenju, veličinu 1. legla i trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja. Uz sve navedene čimbenike, u model je s ciljem objašnjavanja genetske sličnosti odnosno različitosti između srodnih jedinki uključen i čimbenik rodbinske povezanosti između roditelja i potomaka. Osim toga, u model je uključena i porođajna masa janjadi kako bi se s obzirom na veći neonatalni mortalitet lagane janjadi procijenila i moguća sposobnost ovaca za životnu proizvodnju odgojene janjadi. Iz dobivenih rezultata razvidno je da je varijabilnost životne proizvodnje ovaca na temelju modela s prethodno navedenim čimbenicima objašnjena s 25,49 % ($P < 0,05$).

Najveću relativnu važnost u objašnjavanju varijacija životne proizvodnje prema zadanom modelu ima **1. međujanjidbeno razdoblje** (38,4 %; $P < 0,05$). Rezultati su pokazali da ovce s kratkim međujanjidbenim razdobljem (manje od 234 dana) imaju veću životnu proizvodnju u odnosu na ovce čije je 1. međujanjidbeno razdoblje bilo dulje od 285 dana. Navedeno je u skladu s rezultatima koje su u populaciji karakul (*Karakul*) ovaca utvrdili SCHOEMAN i ALBERTYN (1991.). Autori su utvrdili kako prvo međujanjidbeno razdoblje nije znakovito ($P > 0,05$) utjecalo na životnu proizvodnju ovaca, no kad su u obzir uzeli interakciju dobi pri prvom janjenju i prvog međujanjidbenog razdoblja, rezultati su bili znakoviti ($P < 0,05$) i model je objašnjavao 20 % varijacija u životnoj proizvodnji. Prema njihovim navodima, veću životnu proizvodnju ostvarile su ovce s kratkim (manje od 7 mjeseci) ili srednje dugim (između 7 i 12 mjeseci) međujanjidbenim razdobljem u odnosu na ovce kojima je razmak između janjenja bio duži od 12 mjeseci. BRAND i sur. (2014.) istražujući reprodukcijsku učinkovitost ovaca done merino u sustavu s kontinuiranim razmnožavanjem zaključili su kako prednost u selekciji trebaju imati ovce s osmomjesečnim međujanjidbenim razdobljima, a to se postiže uspješnom koncepcijom unutar 90 dana od dana partusa.

Sagledavajući ukupnost rezultata povezanih s varijacijama u trajanju 1. međujanjidbenog razdoblja i ulozi tih varijacija u životnoj proizvodnji ovaca, može se zamijetiti

da su promatrane ovce s kratkim 1. međujanjidbenim razdobljima ostvarile veću životnu proizvodnju. Trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja može se odraziti i na trajanja sljedećih – uzastopnih međujanjidbenih razdoblja, a time i na ukupni broj janjenja te broj janjadi (HOGUE, 1987.). U prilog tome idu i rezultati istraživanja GABIÑA (1989.) i MAGAÑA-MONFORTE i sur. (2013.), koji su utvrdili visok stupanj ponovljivosti međujanjidbenih razdoblja ovaca uzgajanih u sustavu učestalih janjenja s kontinuiranim razmnožavanjem.

Nakon trajanja 1. međujanjidbenog razdoblja, sljedeći najveći doprinos (32,2 %; $P < 0,05$) u objašnjavanju varijacija životne proizvodnje utvrđen je za varijablu **veličina 1. legla**. Varijabilnost u životnoj proizvodnji bila je približno jednaka u sve tri promatrane skupine ovaca. Rezultati su pokazali da su ovce koje su u prvom leglu ojanjile trojke imale za 3,83 janjeta više u odnosu na ovce koje su ojanjile jedince, odnosno 1,53 janjadi više u odnosu na ovce s dvojcima u prvom leglu.

Rezultate koji su u skladu s našim istraživanjem zabilježili su LEE i ATKINS (1996.) u populaciji merino ovaca u Australiji. Autori su tijekom pet proizvodnih ciklusa (godina) analizirali povezanost veličine prvog te prvog i drugog legla sa životnom proizvodnjom i zaključili da je rana proizvodnja ovce (broj janjadi ojanjen u drugoj i trećoj godini života) povezana sa životnom proizvodnjom. Nadalje, autori navode kako rana proizvodnja janjadi može biti pouzdan prediktor kasnije plodnosti (postotka koncepcije i broja ojanjene janjadi po ovci) te broja odbijene janjadi po ovci. Slično su potvrdili i KLEEMANN i sur. (2016.), kojima je cilj bio analizirati utječe li (reprodukcijaska) proizvodnja merino ovaca ostvarena u prethodnoj godini na isto svojstvo u sljedećim proizvodnim godinama. Ovce koje su ojanjile dvoje ili više janjadi u prethodnoj proizvodnoj godini te odgojile barem jedno janje do odbića kasnije su pokazivale plodnost od 130 do 160 %, dok su ovce s lošijom proizvodnjom u prethodnoj godini (nijedno ili jedno janje u leglu) kasnije pokazivale plodnost od 120 do 125 %. Opisane razlike bile su statistički znakovite ($P < 0,05$). Autori su također utvrdili koeficijent ponovljivosti od 0,40, na temelju kojeg tvrde da mlađe plodnije ovce trebaju imati prednost u selekciji, osobito onoj za meso. Autori zaključuju da bi se selekcijom samo na plodnost postignutu nakon prvog janjenja životna proizvodnja ovaca mogla povećati za 3,4 %. Do rezultata koji su u skladu s našim istraživanjem došli su i DOUHARD i sur. (2016.). Veličina 1. i 2. legla ovaca bila je povezana sa životnom proizvodnjom tako što su ovce koje su u ranom proizvodnom razdoblju dale veća legla imale i veću životnu proizvodnju te veću vjerojatnost za zadržavanje u stadu (engl. *stayability*). Iz dobivenih su rezultata autori zaključili da bi selekcija ovaca s obzirom na veličinu legla postignutu ranije u životu imala znakovit ($P < 0,05$) utjecaj na životnu proizvodnju. Uvažavajući navedeno, ne čudi da je u nekim proizvodnim sustavima glavni

razlog ranog izlučivanja upravo nizak broj janjadi pri prvom ili drugom janjenju (LEE i sur., 2014.) te da se selekcijom na veličinu legla postignutu ranije u životu može unaprijediti životna proizvodnja ženskog podmlatka. Povezanost veličine 1. legla sa životnom proizvodnjom istražena je i u koza. MELLADO i sur. (2005.) utvrdili su da je u koza pasmine granadina (*Granadine*), sanska koza (*Saanen*), nubijska koza (*Nubian*), alpina (*Alpine*) i togenburška koza (*Togenburg*) koje su u prvom jarenju ojarile dvoje ili više jaradi proizvodnja u kasnijim jarenjima bila 10 % veća ($P < 0,05$) u odnosu na koze koje su ojarile jedno jare. Kao optimalnu metodu povećanja reproduktivne učinkovitosti stada autori sugeriraju odabir ženskog potomstva od koza koje su dale dva ili više iznadprosječno teška jareta pri 1. jarenju.

Zaključno, rezultati predmetnog istraživanja pokazali su da veličina 1. legla objašnjava varijacije u životnoj proizvodnji ovaca. Pri tome je, očekivano, s porastom broja janjadi u 1. leglu rasla i životna proizvodnja, što je u tom slučaju i statistički potvrđeno za životnu proizvodnju ovaca koje su ojanjile trojke u odnosu na one koje su ojanjile jedince ili dvojke.

Značenje **dobi ovaca pri 1. janjenju** za životnu proizvodnju ovaca opisano je u više istraživanja. VANIMISSETTI i NOTTER (2012.) navode da ovce koje se prvi put ojanje u kasnijoj dobi nego što je to prosjek stada ili pasmine zapravo kasnije ulaze u proizvodnu fazu života. Navedeno često za posljedicu ima manji broj osjemenjivanja/janjenja u životu, a samim time i manju životnu proizvodnju. KENYON i sur. (2011.), nasuprot tome, navode da prerani pripust može rezultirati gravidnošću u razdoblju u kojem šilježica, zbog rasta, fizički i fiziološki nije za to spremna, što se može negativno manifestirati na kasniju reproduktivnu proizvodnju.

Uvažavajući dvojbe o utjecaju preranog ili prekasnog prvog janjenja i njihova utjecaja na životnu proizvodnju, može se zaključiti da su rezultati utvrđeni predmetnim istraživanjem pokazali relativno male razlike (od 0,11 do 0,44) u navedenom svojstvu između ovaca s ranom, srednjom ili kasnom dobi pri 1. janjenju. U konkretnom slučaju ovce čija je dob pri 1. janjenju bila veća od 400 dana imale su samo 0,44 janjeta manju životnu proizvodnju u odnosu na one koje su se prvi put ojanjile u dobi manjoj od 349 dana. Tako male razlike vjerojatno su utjecale na to da je relativna važnost dobi pri 1. janjenju u modelu objasnila samo 6,6 % varijacija u životnoj proizvodnji.

Za razliku od rezultata zabilježenih predmetnim istraživanjem, ROMANYUK (1975.) utvrdio je da je životna proizvodnja romanovskih ovaca koje su se prvi put janjile s 13 do 14 mjeseci bila 18,7 janjadi i time za 5,4 janjadi veća u odnosu na životnu proizvodnju ovaca koje su se prvi put janjile u dobi od 21 mjeseca (13,3 janjadi). Slično kao i prethodni autor, SCHOEMAN i ALBERTYN (1991.) utvrdili su znakovit ($P < 0,05$) utjecaj dobi pri 1. janjenju na životnu proizvodnju karakul ovaca namijenjenih proizvodnji janjećih kožica (krzna). U

promatranom razdoblju od osam godina životna proizvodnja ovaca s ranom dobi pri 1. janjenju bila je za 1,7 janjadi veća od one zabilježene u ovaca s kasnom dobi pri 1. janjenju. HERNANDEZ i sur. (2011.) u ovaca pasmine lakon (*Lacaune*) koje su se prema dobi pri 1. janjenju razlikovale u širokom rasponu (< 390 dana do > od 511 dana) potvrdili su očekivanja prema kojima su ovce s nižom dobi pri 1. janjenju imale veću životnu proizvodnju. THOMSON i sur. (2020.) u križanaca romni, kelso (*Kelso*) i istočnofrizijske pasmine utvrdili su da su prvi put ranije ojanjene ovce imale životnu proizvodnju od 6,7 janjadi, a kasnoojanjene ovce 5,9 janjadi.

Iako rezultati predmetnog istraživanja nisu u suglasju s rezultatima prethodno citiranih istraživanja prema kojima su ovce koje su se prvi put ojanjile u starijoj dobi imale i nižu životnu proizvodnju, vrijednom je informacija da ovce koje su se prvi put janjile u dobi od 400 i više dana nisu imale znatnije nižu životnu proizvodnju u odnosu na mlađe ojanjene ovce. Isto tako, rezultati predmetnog istraživanja pružaju informacije o tome da su romanovske ovce koje su pripuštene i uspješno koncipirale u dobi do 7 mjeseci i ojanjile se u dobi mlađoj od 349 dana imale gotovo istu životnu proizvodnju kao one ojanjene u srednjoj i kasnoj dobi.

Genotip lokusa G1 **GDF9 gena** obuhvaćen je u analizi životne proizvodnje upravo zbog činjenice što su u velikom broju istraživanja (MORADBAND i sur., 2011.; LIANDRIS i sur., 2012.; PAZ i sur., 2014.; JAWASREH i sur., 2017.; AL-MUTAR i sur., 2018.; ABDELGADIR i sur., 2021.) utvrđene statistički znakovite ($P < 0,05$) varijacije u reprodukcijskim pokazateljima (veličina legla, broj janjadi po ovci u godinu dana, broj janjadi po ovci u sezoni, stopa ovulacije) između ovaca s različitim genotipovima navedenoga gena.

Polimorfizam **GDF9** gena prema predmetnim rezultatima u maloj mjeri objašnjava varijabilnost u životnoj proizvodnji ovaca (2,0 %; $P > 0,05$). Iako prosječna životna proizvodnja u tri utvrđena genotipa sugerira mogući pozitivan učinak alela G, razlike između genotipova bile su relativno male i statistički neznakovite ($P > 0,05$) te se u tom smislu podudaraju s istraživanjem koje su proveli ABDOLI i sur. (2013.), a koje je pokazalo da životna proizvodnja ovaca pasmine meraban do 4. godine života ne varira znakovito ($P > 0,05$) ovisno o genotipu **GDF9** gena.

Prema rezultatima ovoga istraživanja, polimorfizam 5'bočne regije **IGF1 gena** nema značajnu ulogu u objašnjenju varijacija životne proizvodnje ovaca (8,8 %; $P > 0,05$). Najveću životnu proizvodnju ostvarile su ovce genotipa AB (12,13 janjadi), dok su ovce genotipa AA dale 11,68, a ovce genotipa BB 11,12 janjadi. U tom kontekstu podsjećamo na rezultate istraživanja koje su proveli HE i sur. (2012.) u ovaca visokoplodne pasmine kratkorepi han te LURIDIANA i sur. (2020.) u pasmine sarda, koji su polimorfizam navedenoga gena povezivali

s veličinom legla i stopom koncepcije. Međutim, autori nisu proširili istraživanje i na životnu proizvodnju. Polimorfizam gena koji su uključeni u regulaciju rasplodivanja ovaca potencijalno je interesantno područje istraživanja. Na to ukazuje više dosad provedenih istraživanja s proturječnim rezultatima. S obzirom na rezultate predmetnog istraživanja, nepostojanje veze između polimorfizama navedenih gena i životne proizvodnje može biti temeljeno na nemogućnosti dobivanja statističke potvrde o postojanju razlika između skupina sa znatno različitim brojem jedinki. To posebice vrijedi u slučajevima kada je broj jedinki unutar jednog genotipa malen zbog niske frekvencije pojedinog alela. S druge strane, izostanak znakovitih razlika između pojedinih genotipova mogao bi se pripisati sličnoj strukturi sekundarnih proteina čije djelovanje u konačnici rezultira sličnim fenotipom (ABDOLI i sur., 2013.).

Osim polimorfizmom za dva gena, doprinos mogućih genetskih varijacija fenotipskim varijacijama životne proizvodnje istražili smo i analizom sličnosti odnosno različitosti životne proizvodnje ovisno o tome jesu li ovce **rodbinski povezane** ili ne. Varijabla rodbinskog odnosa majka – kći nije znakovito doprinosila objašnjenju varijacija u životnoj proizvodnji, što potvrđuje i njezina niska relativna važnost u modelu. Skupina rodbinski povezanih ovaca više je varirala u životnoj proizvodnji i imala je za 0,31 janje višu vrijednost u istom svojstvu u odnosu na skupinu ovaca koje nisu bile u rodbinskom odnosu ($P > 0,05$).

Životnu proizvodnju ovaca s obzirom na broj proizvedene janjadi moguće je sagledati sa stajališta visoke plodnosti, ali i sa stajališta broja odgojene janjadi, najčešće do odbića. **Porođajna masa janjeta** u velikoj mjeri može određivati rezultate broja odgojene janjadi s obzirom na činjenicu da lagana janjad češće obolijeva i/ili ugiba u prvim danima života. U predmetnom istraživanju nisu bilježeni gubitci janjadi do odbića, što bi u skladu s istraživanjem koje su proveli CHRISTLEY i sur. (2003.) bilo polazište o povezanosti porođajne mase i mortaliteta neonatalne janjadi. Pritom se željelo u većoj mjeri provjeriti može li porođajna masa janjadi (izmjerena unutar prva 24 sata života janjeta) imati odraza na porođajne mase janjadi tijekom života ovce i time neizravno i na njezinu životnu proizvodnju. Temelj za takvu pretpostavku bile su i informacije prema kojima je porođajna masa janjadi visoko ponovljivo svojstvo ovaca (CHRISTLEY i sur., 2003.). Ovim je istraživanjem utvrđeno da kategorije porođajne mase janjadi (laki i teški) u 1. leglu nemaju utjecaja ($P > 0,05$) na životnu proizvodnju. Životna proizvodnja varirala je, ovisno o kategoriji porođajne mase i tipa legla, između 10,92 i 12,85 janjadi. Razlike između pojedinih kategorija nisu bile statistički znakovite ($P > 0,05$). Stoga nije potvrđeno da je varijacije u životnoj proizvodnji u znatnijoj mjeri moguće objasniti varijacijama u porođajnoj masi janjadi.

Istraživanja povezanosti životne proizvodnje s reprodukcijskim pokazateljima ovaca relativno su manje zastupljena i uglavnom usredotočena na reprodukcijski pokazatelj veličine 1. legla. Umjereno jaku pozitivnu genetsku korelaciju životne proizvodnje i veličine 1. legla ($r = 0,55$) utvrdili su LEE i sur. (2009.). Rezultati predmetnog istraživanja za povezanost dvaju navedenih svojstava ukazuju na očekivanu povezanost prema kojoj ovce s velikim brojem janjadi u 1. leglu imaju i veću životnu proizvodnju, međutim jačina povezanosti bila je slabo izražena. Ostale genotipske korelacije između životne proizvodnje i drugih reprodukcijskih pokazatelja bile su također slabijeg intenziteta te negativnog predznaka.

Fenotipske korelacije pokazale su da životna proizvodnja ima relativno izraženu povezanost s dva reprodukcijska pokazatelja, veličinom 1. legla ($\rho = 0,34$; $P < 0,05$) i trajanjem 1. međujanjidbenog razdoblja ($r = -0,28$; $P < 0,05$).

Udio genotipske varijance u ukupnoj fenotipskoj varijanci (h^2) za životnu proizvodnju ovaca istraživalo je više autora. LEE i sur. (2009.) zabilježili su heritabilitet životne proizvodnje od 0,17, ZISHIRI i sur. (2013.) heritabilitet od 0,10, dok je u istraživanju koje su proveli BRASH i sur. (1994.) vrijednost istog parametra bila 0,08. U predmetnom istraživanju heritabilitet procijenjen metodom regresije majka – kći iznosio je 0,22. Naša procijenjena vrijednost heritabiliteta viša je od većine vrijednosti zabilježenih u drugim istraživanjima. Uzimajući u obzir niske vrijednosti heritabiliteta za reprodukcijska svojstva (SAFARI i sur., 2005.), kao i očekivanja da se slično potvrdi i za životnu proizvodnju ovaca, rezultat utvrđen ovim istraživanjem (0,22) čini se relativno visok.

Sagledavajući analizu životne proizvodnje promatranih romanovskih ovaca, može se reći da je ona na očekivanoj razini za visokoplodnu pasminu uzgajanu u sustavu učestalih janjenja. Varijacije u životnoj proizvodnji koje su istražene zadanim modelom pokazale su da veličina 1. legla i trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja znakovito pridonose njihovu objašnjavanju. Iste varijable, veličina 1. legla i trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja pokazale su i određene tendencije u smjeru i jačini povezanosti sa životnom proizvodnjom, što se uz, prema predmetnim rezultatima utvrđeni heritabilitet može iskoristiti u uzgojno-seleksijskim postupcima usmjerenima prema poboljšavanju životne proizvodnje ovaca.

6.4.1. Predikcija životne proizvodnje

Istraživanja mogućnosti predikcije životne proizvodnje ovaca za meso malobrojna su i heterogena s obzirom na pasminski sastav, potencijalne rane prediktore i proizvodni sustav u kojem se ovce uzgajaju (ROMANYUK, 1975.; SCHOEMAN i ALBERTYN, 1991.; LEE i

ATKINS, 1996.; HERNANDEZ i sur., 2011.; DOUHARD i sur., 2016.; KLEEMANN i sur., 2016.). Predmetnom istraživanju cilj je bio objediniti informacije o ranim reprodukcijskim pokazateljima (veličina 1. legla, dob pri 1. janjenju, trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja) na temelju kojih bi se već tijekom predreprodukciskog i u početnoj fazi reprodukcijskog razdoblja mogla predvidjeti životna proizvodnja ovaca. Uz navedeno, u model su uključene i informacije o dva gena čiji je polimorfizam moguće utvrditi praktički prvog dana života jedinke, pa i ranije. Također, pri predikciji životne proizvodnje uzeta je u obzir i porođajna masa janjadi s obzirom na to da je to pokazatelj koji povezujemo ne samo sa živorođenom janjadi unutar 24 sata nego i s preživljavanjem, odnosno smrtnošću janjadi tijekom dužeg vremena odgoja.

Na taj se način pokušala iznaći optimalna kombinacija pokazatelja kojima bi se najtočnije mogla predvidjeti životna proizvodnja romanovskih ovaca uzgajanih u sustavu učestalih janjenja s kontinuiranim razmnožavanjem. Eliminacijom unatrag postupno su isključivani prediktori s najvišom i neznakovitom P-vrijednošću te je optimalan model za predikciju životne proizvodnje na kraju analize uključivao veličinu 1. legla i trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja. Dobiveni su rezultati očekivani s obzirom na to da su upravo ti rani pokazatelji u najvećoj mjeri doprinijeli tumačenju varijacija u životnoj proizvodnji. Izračunani predikcijski intervali pokazuju raspon vrijednosti unutar kojeg se s 95%-tnom pouzdanošću može očekivati da se nalazi životna proizvodnja ovce kategorizirane prema veličini 1. legla i trajanjem 1. međujanjidbenog razdoblja (KUTNER i sur., 2005.).

Najviša životna proizvodnja može se očekivati od ovaca koje su u prvom leglu ojanjile trojke te čije je prvo međujanjidbeno razdoblje trajalo manje od 234 dana. Najniža životna proizvodnja može se očekivati od ovaca koje su u prvom leglu ojanjile jedince te čije je 1. međujanjidbeno razdoblje bilo duže od 285 dana. Dakle, sažeto i u praksi primjenjivo tumačenje predmetnih rezultata ide u smjeru tvrdnje da se životna proizvodnja ovce povećava s povećanjem broja janjadi u prvom leglu te sa skraćivanjem prvog međujanjidbenog razdoblja. Utvrđeni rezultati dijelom su u suglasju s rezultatima istraživanja koje su proveli SCHOEMAN i ALBERTYN (1991.). Autori su utvrdili kako optimalan model za predikciju životne proizvodnje karakul ovaca sadrži kategorijske varijable dob pri 1. janjenju, trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja i njihovu interakciju. Najveću životnu proizvodnju utvrdili su u ovaca kod kojih su dvije navedene varijable očitovale sljedeće dvije kombinacije: rana dob pri 1. janjenju (do 16 mjeseci) i srednje dugo 1. međujanjidbeno razdoblje (manje od sedam mjeseci); srednja dob pri 1. janjenju (od 16 do 23 mjeseca) i kratko 1. međujanjidbeno razdoblje (od sedam do 12 mjeseci). LEE i ATKINS (1996.) zaključili su da se životna proizvodnja merino ovaca može relativno precizno predvidjeti na temelju veličine legla u prvom ili prvom

i drugom janjenju te da navedeni rani pokazatelji mogu biti korišteni kao kriterij pri donošenju odluka o izlučivanju niskoproizvodnih životinja iz stada.

Iako su dobiveni predikcijski intervali u predmetnom istraživanju široki, što u praktičnoj primjeni relativizira njihovo značenje s obzirom na preciznost, promatrajući donje granice predikcijskih intervala, može se iščitati koja je očekivana najmanja proizvodnja ovce iz pojedine kategorije. Tako se može vidjeti da je najmanja očekivana životna proizvodnja ovaca koje su u prvom leglu ojanjile trojke i imale kratko prvo međujanjidbeno razdoblje 10,67 janjadi. Istovremeno, najmanja životna proizvodnja ovaca od 5,34 janjadi može se očekivati u ovaca koje su u prvom leglu ojanjile jedince i imale dugo 1. međujanjidbeno razdoblje. Navedeni podaci mogu imati značenje pri odluci o tome treba li pojedinu ovcu u stadu zadržati nakon drugog janjenja (završetak 1. međujanjidbenog razdoblja), a sagledavajući njezin doprinos ekonomičnosti proizvodnje na razini stada.

7. ZAKLJUČCI

Na temelju istraživanja fenotipskih i genotipskih varijacija pokazatelja reproduksijske učinkovitosti ovaca u sustavu učestalih janjenja izvedeni su sljedeći zaključci:

1. Istraživana populacija romanovske ovce do navršene 4. godine života očitovala je sposobnost za učestala janjenja. S obzirom na veličinu legla, utvrđene vrijednosti bile su na razini očekivanoj za visokoplodne pasmine ovaca.
2. Unutarpasminske varijacije reproduksijskih pokazatelja povezanih s brojem janjadi (veličina 1. legla i životna proizvodnja) bile su veće u odnosu na one povezane s vremenskim odrednicama i proizvodnim ciklusima (dob pri 1. janjenju i trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja).
3. Dob pri 1. janjenju varirala je najviše ovisno o mjesecu rođenja ovce i prvom pripustu. U tom smislu najvažnije je vrijeme 1. pripusta s obzirom na blizinu pripusne sezone te organizacija pripusta s obzirom na broj i dobnu strukturu plotkinja pridruženih pojedinačnom ovnu u sustavu kontinuiranog razmnožavanja.
4. Paragenetski čimbenici povezani s dobi ovaca i njihovim prvim pripustom, genetskim čimbenicima polimorfizma *GDF9* i *IGF1* gena te rodbinskom povezanosti nisu u znatnijoj mjeri objasnili individualne varijacije ovaca u veličini 1. legla.
5. Varijacije u trajanju 1. međujanjidbenog razdoblja najvećim su dijelom objašnjene čimbenikom pripusne skupine, pod čime su se podrazumijevali utjecaj ovna i socijalnih interakcija između jedinki. Budući da je navedeno prvenstveno uzrokovano izrazitim odstupanjem jedne skupine u odnosu na preostale tri, utvrđene rezultate treba interpretirati uz nužan oprez. Važno je naglasiti da drugi istraženi čimbenici varijacija, osim pripusne skupine, nisu znatnije utjecali na produljenje 1. međujanjidbenog razdoblja, što je osobito važno u sustavima proizvodnje s učestalim janjenjima.
6. U modelu za objašnjavanje varijacija u životnoj proizvodnji najveći doprinos imali su čimbenici veličina 1. legla i trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja. Veća životna proizvodnja utvrđena je u ovaca s većim prvim leglima i kraćim prvim međujanjidbenim razdobljem.
7. Optimalan model za predikciju životne proizvodnje uključivao je veličinu 1. legla i trajanje 1. međujanjidbenog razdoblja kao nezavisne varijable. Predikcijski intervali tako koncipiranog modela su široki, što umanjuje preciznost procjene životne proizvodnje. Ipak, praktičnu važnost mogu imati donje granice predikcijskih intervala kao mjerila reproduksijske učinkovitosti pojedinačnih ovaca.

8. Fenotipske i genotipske korelacije između dobi pri 1. janjenju, veličine 1. legla, 1. međujanjidbenog razdoblja i životne proizvodnje bile su slabe. Navedeno upućuje na malu primjenjivost tih informacija u uzgojno-seleksijskom radu na unaprjeđenju plodnosti ovaca.
9. Procijenjene vrijednosti heritabiliteta bile su neznakovite i srednje do visoke te njihovu preciznost treba sagledati s određenim oprezom uvažavajući veličinu uzorka i metodu izračuna.

8. POPIS LITERATURE

ABBOTT, K. (2018): The practice of sheep veterinary medicine. University of Adelaide Press, Adelaide, Australia, 143-237.

ABDELGADIR, A. Z., L. M. A. MUSA, K. I. JAWASREH, A. O. SALEEM, F. EL-HAG, M-K. A. AHMED (2021): *G1* point mutation in growth differentiation factor 9 gene affects litter size in Sudanese desert sheep. Vet. world 14, 104-112.

DOI: 10.14202/vetworld.2021.104-112

ABDOLI, R., P. ZAMANI, A. DELJOU, H. REZVAN (2013): Association of *BMPR-1B* and *GDF9* genes polymorphisms and secondary protein structure changes with reproduction traits in Mehraban ewes. Gene 524, 296-303.

DOI: 10.1016/j.gene.2013.03.133

ABDOLI, R., P. ZAMANI, S. Z. MIRHOSEINI, N. GHAVI HOSSEIN-ZADEH, S. NADRI (2016): A review on prolificacy genes in sheep. Reprod. Domest. Anim. 51, 631-637.

DOI: 10.1111/rda.12733

ABDOLI, R., S. Z. MIRHOSEINI, N. G. HOSEIN-ZADEH, P. ZAMANI, M. H. MORADI, M. H. FEDOSI, C. GONDRO (2019): Genome-wide association study of first malbing age and lambing interval in sheep. Small Rumin. Res. 178, 43-45.

DOI: 10.1016/j.smallrumres.2019.07.014

ABOUL-NAGA, A. M. (2000): Improving subtropical Egyptian fat-tailed sheep through cross-breeding with the prolific Finnsheep. Proceedings of the workshop on developing breeding strategies for lower input animal production environments, (Galal, S., J. Boyazoglu, K. Hammond, Ur.), 22. – 25. rujna 1999., Rim, Italija.

ABOUL-NAGA, A. M., M. B. ABOUL-ELA, H. MANSOUR, M. GABR (1989): Reproductive performance of Finn Sheep and crosses with subtropical breeds under accelerated lambing. Small Rumin. Res. 2, 143-150.

DOI: 10.1016/0921-4488(89)90039-4

ADAM, C. L., T. S. GADD, P. A. FINDLAY, D. C. WATHES (2000): IGF-I stimulation of luteinizing hormone secretion, IGF-binding proteins (IGFBPs) and expression of mRNAs

for IGFs, IGF receptors and IGFBPs in the ovine pituitary gland. J. Endocrinol. 166, 247-254. DOI: 10.1677/joe.0.1660247

AGUIRRE RIOFRIO, E. L., E. C. MATTOS, J. P. ELER, A. D. BARRETO NETO, J. B. FERRAZ (2016): Estimation of genetic parameters and genetic changes for growth characteristics of Santa Ines sheep. Genet. Mol. Res. 15, 1-12.
DOI: 10.4238/gmr.15038910

AKAIKE, H. (1974): A new look at the statistical model identification. IEEE Trans. Autom. Control. 19, 716-723.
DOI: 10.1109/TAC.1974.1100705

ALEXANDER, G. (1974): Birth weight of lambs: influences and consequences. U: Ciba foundation symposium 27, (Elliot, K., J. Knight, Ur.), Elsevier, New York, 215-245.

ALLISON, A. J., G. H. DAVIS (1976): Studies of mating behaviour and fertility of Merino ewes. New Zeal. J. Exp. Agric. 4, 259-267.

AL – MUTAR, H., L. YOUNIS, H. KHAWLA (2018): Effect of the point mutation in growth differentiation factor 9 gene in Awassi sheep oocytes on sterility and fertility. Pure Appl. Microbiol. 12, 2095-2102.
DOI: 10.22207/JPAM.12.4.46

AL – SHOREPY, S. A., D. R. NOTTER (1997): Response to selection for fertility in a fall – lambing sheep flock. J. Anim. Sci. 75, 2033-2040.
DOI: 10.2527/1997.7582033x.

ANDERSON, S., M. K. KARAN (1990): Selection and response within the nucleus of a sheep group-breeding scheme. Anim. Prod. 51, 593-599.
DOI: 10.1017/S0003356100012630

ARORA, A. L., A. K. MISHRA, L. L. L. PRINCE (2009): Consequences of introgression of the *FecB* gene into malpura sheep in Rajasthan. U: Use of the *FecB* (Booroola) gene in

sheep-breeding programs, (Walkden – Brown, S. W., J. H. J. van der Werf, C. Nimbkar, V. S. Gupta, Ur.), AICAR, Canberra, Australia, 111-118.

ARROYO, J., M. A. CAMACHO – ESCOBAR, N. Y. ÁVILA – SERRANO, J. A. HOFFMAN (2011): Influence of restricted female – lamb contact in length of postpartum anestrus in Pelibuey sheep. *Trop. Subtrop. Agroecosystems* 14, 643-648.

ASADI – FOLZI, M., H. L. BRADFORD, D. R. NOTTER (2020): Direct and correlated responses to selection for autumn lambing. *Genet. Sel. Evol.* 52, 1-12.

ASSAN, N. (2020): Indicators of reproductive performance in goats and sheep meat production. *Sci. J. Anim. Sci.* 9, 608-619.

ASSAN, N., S. M. MAKUZA (2005): The effect of non-genetic factors on birth weight and weaning weight in three sheep breeds of Zimbabwe. *Asian-Aust. J. Anim. Sci.* 18, 151-157. DOI: 10.1186/s12711-020-00577-z

AWEMU, E. M., L. N. NWAKALOR, B. Y. ABUBAKAR (2000): Environmental influences on age at first lambing and lambing interval in Yankasa sheep. *Journal of tropical agriculture, food, environment and extension* 1, 100-104. DOI: 10.4314/as.v1i1.1468

AYICHEV, D. (2019): Dorper sheep cross breeding with indigenous sheep breed in Ethiopia. *J. Appl. Adv. Res.* 4, 36-41. DOI: 10.21839/jaar.2019.v4i1.250

BABAR, M. E. , K. JAVED (2009): Non-genetic factors affecting reproductive traits in Lohi sheep. *Acta Agric. Scand.* 59, 48-52. DOI: 10.1080/09064700802650035

BACHMANN, N., T. TURK, C. KADELKA, A. MARZEL, M. SHILAIH, J. BÖNI, V. AUBERT, T. KLIMKAIT, G. E. LEVENTHAL, H. F. GÜNTARD, R. KOUYOS (2017): Parent-offspring regression to estimate the heritability of an HIV-1 trait in a realistic setup. *Retrovirology* 14.

DOI: 10.1186/s12977-017-0356-3

BAKHTIAR, R., A. ABDOLMOHAMMADI, H. HAJARIAN, Z. NIKOUSEFAT, D. KALANTAR – NEYESTANAKI (2017): Investigation of the 5' flanking region and exon 3 polymorphisms of IGF-1 gene showed moderate association with semen quality in Sanjabi breed rams. *Theriogenology* 104, 186-191.

DOI: 10.1016/j.theriogenology.2017.08.023.

BALASSE, M., A. TRESSET, A. BĂLĂȘESCU, E. BLAISE, C. TORNERO, H. GANDOIS, D. FIORILLO, É. Á. NYERGES, D. FRÉMONDEAU, E. BANFFY, M. IVANOVA (2017): Animal Board Invited Review: Sheep birth distribution in past herds: a review for prehistoric Europe (6th to 3rd millenia BC). *Animal* 11, 2229-2236.

DOI: 10.1017/S1751731117001045

BARZEGARI, A., S. ATASHPAZ, K. GHABILI, Z. NEMATİ, M. RUSTAEI, R. AZARBAIJANI (2010): Polymorphisms in *GDF9* and *BMP15* associated with fertility and ovulation rate in Moghani and Ghezel sheep in Iran. *Reprod. Dom. Anim.* 45, 666-669.

DOI: 10.1111/j.1439-0531.2008.01327.x.

BOUJENANE, I. (2012): Comparison of purebred and crossbred D'man ewes and their terminal-sired progeny under accelerated lambing. *Small Rumin. Res.* 106, 41-46.

DOI: 10.1016/j.smallrumres.2012.05.003

BOURDON, R. M. (2014): *Understanding animal breeding: Second edition.* Pearson, Edinburgh, England, p. 208.

BRADFORD, G. E., J. F. QUIRKE, R. HART (1971): Natural and induced ovulation rate of Finnish landrace and other breeds of sheep. *Anim. Sci.* 13, 627-635.

DOI: 10.1017/S0003356100000106

BRADFORD, G. E. (1985): Selection for litter size. U: *Genetics of reproduction in sheep*, (Land, R. B. i D. W. Robinson, Ur.), Elsevier, Ujedinjeno Kraljevstvo, 3-18.

BRAND, T. S., S. TERBLANCHE, J. W. JORDAAN (2014): Conception rate and fecundity of Dohne Merino ewes in a continuous mating system. *S. Afr. J. Anim. Sci.* 44, 64-69.
DOI: 10.4314/sajas.v44i5.13

BRANDANO, P., S. P. G. RASSU, A. LANZA (2004): Feeding dairy lambs. *U: Dairy sheep nutrition*, (Pulina, G., Ur.), CABI Publishing, Wallingford, UK, 151-165.

BRASH, L. D., N. M. FOGARTY, A. R. GILMOUR (1994): Reproductive performance and genetic parameters for Australian Dorset sheep. *Aust. J. Agric. Res.* 45, 427-441.
DOI: 10.1071/AR9940427

CAMERON, J., B. MALPAUX, F. W. CASTONGUAY (2010): Accelerated lambing achieved by a photoperiod regimen consisting of alternating 4-month sequences of long and short days applied year-round. *J. Anim. Sci.* 88, 3280-3290.
DOI: 10.2527/jas.2010-2911

CARCANGIU, V., M. C. MURA, G. M. VACCA, M. PAZZOLA, M. L. DETTORI, S. LURIDIANA, P. P. BINI (2009): Polymorphism of the melatonin receptor MT1 gene and its relationship with seasonal reproductive activity in the Sarda sheep breed. *Anim. Reprod. Sci.* 116, 65-72.
DOI: 10.1016/j.anireprosci.2009.01.005.

CASTILLO MALDONADO, P. P., F. CRUZ ESPINOZA, A. C. HERRERA CORREDOR, P. PÉREZ – HERNÁNDEZ, J. GALLEGOS SÁNCHEZ (2013): Management of breast feeding to reduce duration of postpartum anoestrus in hair sheep. *Agroproductividad* 6, 36-41.

CASTONGUAY, F., F. MINVIELLE, J. J. DUFOUR (1990): Reproductive performance of Booroola x Finnish Landrace and Booroola x Suffolk ewe lambs, heterozygous for the F gene, and growth traits of their three-way cross lambs. *Can. J. Anim. Sci.* 70, 55-65.
DOI: 10.4141/cjas90-006

CHEMINEAU, P., L. BODIN, M. MIGAUD, J. C. THÉRY, B. MALPAUX (2010): Neuroendocrine and genetic control of seasonal reproduction in sheep and goats. *Reprod. Dom. Anim.* 45, 42-49.
DOI: 10.1111/j.1439-0531.2010.01661.x.

CHU, M. X., J. YANG, T. FENG, G. L. CAO, L. FANG, R. DI, D. W. HUANG, Q. Q. TANG, Y. H. MA, K. LI, N. LI (2011): GDF9 as a candidate gene for prolificacy of Small Tail Han sheep. *Mol. Biol. Rep.* 38, 5199-5204

CHRISTLEY, R. M., K. L. MORGAN, T. D. H. PARKIN, N. P. FRENCH (2003): Factors related to risk of neonatal mortality, birth-weight and serum immunoglobulin concentration in lambs in the UK. *Prev. Vet. Med.* 57, 209-226.
DOI: 10.1016/s0167-5877(02)00235-0.

CHNITER, M., M. HAMMADI, T. KHORCHANI, R. KRIT, B. LAHSOUMI, M. BEN SASSI, R. NOWAK, M. BEN HAMOUDA (2011): Phenotypic and seasonal factors influence birth weight, growth rate and lamb mortality in D'man sheep maintained under intensive management in Tunisian oases. *Small Rumin. Res.* 99, 166-170.
DOI: 10.1016/j.smallrumres.2011.03.046

CHUNDEKKAD, P., B. BLASZCZYK, T. STANKIEWICZ (2020): Embryonic mortality in sheep: a review. *Turk. J. Anim. Sci.* 44, 167-173.
DOI: 10.3906/vet-1907-123

CLOETE, J. J. E., S. W. P. CLOETE, J. J. OLIVIER, L. C. HOFFMAN (2007): Terminal crossbreeding of Dorper ewes to Ile de France, Merino Landsheep and SA Mutton Merino sires: Ewe production and lamb performance. *Small Rumin. Res.* 69, 28-35.
DOI: 10.1016/j.smallrumres.2005.12.005

CUMMING, I. A. (1977): Relationships in the sheep of ovulation rate with liveweight, breed, season and plane of nutrition. *Anim. Prod. Sci.* 17, 234-241.
DOI: 0.1071/EA9770234

DAETWYLER, H. D., S. BOLORMAA, K. E. KEMPER, D. J. BROWN, A. A. SWAN, J. H. J. VAN DER WERF, B. J. HAYES (2014): Using genomics to improve reproduction traits in sheep. Proceedings of the 10th World congress on genetics applied to livestock production, 17. – 22. 8., Vancouver, Kanada.

DOI: 10.13140/2.1.3605.4405

DARWISH, H. R., H. M. EL – SHORBAGY, A. M. ABOU – EISHA, A. E. EL – DIN, I. M. FARAG (2017): New polymorphism on the 5' flanking region of *IGF-1* gene and its association with wool traits in Egyptian Barki sheep. J. Genet. Eng. Biotechnol. 15, 437-441.

DOI: 10.1016/j.jgeb.2017.08.001

DAVIS, G. H. (2005): Major genes affecting ovulation rate in sheep. Genet. Sel. Evol. 37, 11-23.

DOI: 10.1186/1297-9686-37-S1-S11.

DAVIS, G. H., L. BALAKRISHNAN, I. K. ROSS, T. WILSON, S. M. GALLOWAY, B. M. LUMSDEN, J. P. HANRAHAN, M. MULLEN, X. Z. MAO, G. L. WANG, Z. S. ZHAO, Y. Q. ZENG, J. J. ROBINSON, A. P. MAVROGENIS, C. PAPACHRISTOFOROU, C. PETER, R. BAUMUNG, P. CARDYN, I. BOUJENANE, N. E. COCKETT, E. EYTHORSDDOTTIR, J. J. ARRANZ, D. R. NOTTER (2006): Investigation of the Booroola (*FecB*) and Inverdale (*FecX^l*) mutations in 21 prolific breeds and strains of sheep sampled in 13 countries. Anim. Reprod. Sci. 92, 87-96.

DOI: 10.1016/j.anireprosci.2005.06.001

DAVIES, M. C. G., N. F. G. BECK (1993): A comparison of plasma protein LH and progesterone concentrations during oestrus and early pregnancy in ewe lambs and ewes. Anim. Prod. 57, 281-286.

DOI: 10.1017/S0003356100006899

DAY, M. L., G. P. NOGUEIRA (2013): Management of age at puberty in beef heifers to optimize efficiency of beef production. Anim. Front. 3, 6-11.

DOI: 10.2527/af.2013-0027

DECOURT, C., M. BELTRAMO (2018): New insights on the neuroendocrine control of puberty and seasonal breeding in female sheep. Proceedings of the 10th International Ruminant Reproduction Symposium (IRRS 2018), 16. – 20. rujna, Foz do Iguaçu, Brazil, 856-867.

DOI: 10.21451/1984-3143-AR2018-0047

DEMİRÖREN, E., J. N. B. SHRESTHA, W. J. BOYLAN (1995): Breed and environmental effects on components of ewe productivity in terms of multiple births, artificial rearing and 8-month breeding cycles. Small Rumin. Res. 16, 239 – 249.

DOI: 10.1016/0921-4488(95)00626-V

DENICOLO G., S. T. MORRIS, P. R. KENYON, P. C. H. MOREL (2008a): A comparison of two lamb production systems in New Zealand. New Zeal. J. Agric. Res. 51, 365-375.

DOI: 10.1080/00288230809510467

DENICOLO, G., S. T. MORRIS, P. R. KENYON, P. D. KEMP, P. C. H. MOREL (2008b): Ewe reproduction and lambing performance in a five period mating system. New Zeal. J. Agr. Res. 51, 397-407.

DOI: 10.1080/00288230809510470

DETTORI, M. L., MM PAZZOLA, P. PASCHINO, M. AMILLS, G. M. VACCA (2018): Association between the GHR, GHRHR and IGF1 gene polymorphisms and milk yield and quality traits in Sarda sheep. J. Dairy Sci. 101, 1-9.

DOI: 10.3168/jds.2018-14914

DICKERSON, G. (1970): Efficiency of animal production – molding the biological components. J. Anim. Sci. 30, 849-859.

DOI: 10.2527/jas1970.306849x

DONG, J., D. F. ALBERTINI, K. NISHIMORI, T. R. KUMAR, N. LU, N. M. MATZUK (1996): Growth differentiation factor-9 is required during early ovarian folliculogenesis. Nature, 383, 531-535.

DOI: 10.1038/383531a0

DOUHARD, F., N. B. JOPSON, N. C. FRIGGENS, P. R. AMER (2016): Effects of the level of early productivity on the lifespan of ewes in contrasting flock environments. *Animal* 10, 2034-2042.

DOI: 10.1017/S1751731116001002

DUNCAN, J. G. S., W. J. M. BLACK (1978): A twice-yearly lambing system, using Finnish landrace x Dorset Horn ewes. *Anim. Prod.* 26, 301-308.

DOI: 10.1017/S0003356100040903

DÝRMUNDSSON, Ó. R. (1981): Natural factors affecting puberty and reproductive performance in ewe lambs: a review. *Livest. Prod. Sci.* 8, 55-65.

DOI: 10.1016/0301-6226(81)90030-0

DÝRMUNDSSON, Ó. R. (1987): Advancement of puberty in male and female sheep. U: *New techniques in sheep production*, (Marai, I. F. M. i J. B. Owen, Ur.), Butterworths and Co., Somerset, Engleska, 65-76.

DZAKUMA, J. M., D. J. STRIZKE, J. V. WHITEMAN (1982): Fertility and prolificacy of crossbred ewes under two cycles of accelerated lambing. *J. Anim. Sci.* 54, 213-220.

DOI: 10.2527/jas1982.542213x

ĐURIČIĆ, D., M. BENIĆ, I. ŽURA ŽAJA, H. VALPOTIĆ, M. SAMARDŽIJA (2019): Influence of season, rainfall and air temperature on the reproductive efficiency in Romanov sheep in Croatia. *Int. J. Biometeorol.* 63, 817-824.

DOI: 10.1007/s00484-019-01696-z

ECHERNKAMP, S. E., D. B. LASTER (1976): Plasma LH concentrations for prepubertal, postpubertal, anestrous and cyclic ewes of varying fecundity. *J. Anim. Sci.* 42, 444-447.

DOI: 10.2527/jas1976.422444x

ECHTERNKAMP, S. E., A. J. ROBERTS, D. D. LUNSTRA, T. WISE, L. J. SPICER (2004): Ovarian follicular development in cattle selected for twin ovulations and births. *J. Anim. Sci.* 82, 459-471.

DOI: 10.2527/2004.822459x

EDGARTON, L. A. (1980): Effect of lactation upon the postpartum interval. J. Anim. Sci. 51, 40-52.

EKIZ, B., M. OZCAN, A. YILMAZ, A. CEHYAN (2005): Estimates of phenotypic and genetic parameters for ewe productivity traits of Turkish Merino (Karacabey Merino) sheep. Turkish J. Vet. Anim. Sci. 29, 557-564.7

ELSEN, J. M., L. BODIN, D. FRANCOIS, J. P. POIVEY, T. TEYSSIER (1994): Genetic improvement of litter size in sheep. 5. world congress on genetics applied to livestock production. Kolovoz, Guelph, Canada.

EL – HALAWANY, N., O. M. KANDIL, A. A. SHAWKY, A. F. M. AL – TOHAMY, Y. A. EL – SAYD, H. ABDEL – SHAFY, E. I. ABOU – FRANDOUD, S. N. ABDEL – AZEEM, A. H. ABD EL – RAHIM, A. S. S. ABDOON, J. J. MICHAL, Z. JIANG (2018): Investigating GDF9, BMP15, BMP6 and BMP1B polymorphisms on Egyptian sheep fecundity and their transcripts expression in ovarian cells. Small Rumin. Res. 165, 34-40. DOI: 10.1016/j.smallrumres.2018.06.010

FAHMY; M. H. (1989): Reproductive performance, growth and wool production of Romanov sheep in Canada. Small Rumin. Res. 2, 252-264. DOI: 10.1016/0921-4488(89)90005-9

FAHMY, M. (1990a): The accumulative effect of Finnsheep breeding in crossbreeding schemes: ewe productivity under an accelerated lambing system. Can. J. Anim. Sci. 70, 967-971. DOI: 10.4141/CJAS90-117

FAHMY, M. (1990b): Reproductive performance of Romanov ewe lambs having conceived at three months of age. Can. J. Anim. Sci. 70, 715-717.

FAHMY, M., D. LAVALLEE (1990): Productivity of Polypay, Dorset and Polypay x Dorset ewes under two accelerated breeding systems. Small Rumin. Res. 3, 269-281.

- FAHMY, M. (1996): Prolific sheep. Cab International, Wallingtonford, UK, 9-108.
- FALCONER, D. S., T. F. C. MACKAY (1996): Introduction to quantitative genetics: Fourth edition. Longman, England, 160-183.
- FISCHER, M. W. (2001): An economic comparison of production systems for sheep. Can. J. Agric. Eco. 49, 327-336.
DOI: 10.1111/j.1744-7976.2001.tb00309.x
- FOGARTY, N. M., D. G. HALL, W. R. ATKINSON (1992): Productivity of 3 crossbred ewe types mated naturally at 8-monthly intervals over 2 years. Aust. J. Agric. Res. 43, 1819-1832.
DOI: 10.1071/AR9921819
- FOGARTY, N. M., J. G. MULHOLLAND (2014): Seasonal reproductive performance of crossbred ewes in intensive lamb-production systems. Anim. Prod. Sci. 54, 791 – 801.
DOI: 10.1071/AN12434
- FOSTER, D. L., F. J. KARSCH, D. H. OLSTER, K. D. RYAN, S. M. YELLON (1986): Determinants of puberty in seasonal breeder. Recent Prog. Horm. Res. 42, 331-384.
DOI: 10.1016/B978-0-12-571142-5.50012-4
- FOSTER, D. L., S. M. HILEMAN (2015): Puberty in the sheep. U: Knobil and Neill's physiology of reproduction: volume two, (Plant, T. M. i A. J. Zeleznik, Ur.), Elsevier, SAD, 1441-1485.
- GABIÑA, D. (1989): Improvement of the reproductive performance of Rasa Aragonesa flocks in frequent lambing systems. I. Effects of management system, age of ewe and season. Livest. Prod. Sci. 22, 69-85.
DOI: 10.1016/0301-6226(89)90125-5
- GALINA, M. A., R. MORALES, E. SILVA, B. LOPEZ (1996): Reproductive performance of Pelibuey and Blackbelly sheep under tropical management systems in Mexico. Small Rumin. Res. 22, 31-37.

DOI: 10.1016/0921-4488(95)00878-0

GALLIVAN, C., R. A. KEMP, Y. M. BERGER, L. D. YOUNG (1993): Comparison of Finnish Landrace and Romanov as prolific breeds in a terminal-sire crossbreeding system. *J. Anim. Sci.* 71, 2910-2918.

DOI: 10.2527/1993.71112910x

GARDNER, D. S., P. J. BUTTERY, Z. DANIEL, M. E. SYMONDS (2007): Factors affecting birth weight in sheep: maternal environment. *Reproduction* 133, 297-307

DOI: 10.1530/REP-06-0042

GAVOJDIAN, D., L. T. CZISZTER, E. SOSSIDOU, N. PACALA (2013): Improving performance of Zackel sheep through cross-breeding with prolific Bluefaced Leicester under semi-intensive and extensive production systems. *J. Appl. Anim. Res.* 44, 432-441.

DOI: 10.1080/09712119.2013.792734

GBANGBOCHE, A. B., M. ADAMOU – NDIAEYE, A .K . I. YOUSAO, F. FARNIR, J. DETILLEUX, F. A. ABIOLA, P. L. LEROY (2006): Non-genetic factors affecting the reproduction performance, lamb growth and productivity indices of Djallonke sheep. *Small Rumin. Res.* 64, 133-142.

DOI: 10.1016/j.smallrumres.2005.04.006

GETACHEW, T., S. GIZAW, M. WURZINGER, A. HAILE, B. RISCHKOWSKI, A. M. OKEYO, J. SÖLKNER, G. MESZÁROS (2015): Survival analysis of genetic and non-genetic factors influencing ewe longevity and lamb survival of Ethiopian sheep breeds. *Livest. Sci.* 176, 22-32.

DOI: 10.1016/j.livsci.2015.03.021

GHOLIBEIKIFARD, A., M. AMINAFSHAR, M. HOSSEINPOUR MASHHADI (2013): Polymorphism of IGF-1 and ADRB3 genes and their association with growth traits in the Iranian Baluch sheep. *J. Agric. Sci. Technol.* 15, 1153-1162.

GILL, J. L., E. L. JENSEN (1968): Probability of obtaining negative estimates of heritability. *Biometrics* 24, 517-526.

GOODMAN, R. L., E. K. INSKEEP (2015): Control of the ovarian cycle in sheep. U: Knobil and Neill's physiology of reproduction: volume one, (Plant, T. M., A. J. Zeleznik, Ur.), Elsevier, SAD, 1259-1305.

GOOT, H., K. MAIJALA (1977): Reproductive performance at first lambing and in twice-yearly lambing in a flock of Finnish Landrace sheep in Finland. Anim. Prod. 25, 319-329.
DOI: 10.1017/S0003356100016731

GOOTWINE, E. (2011): Sheep: Reproductive Management. U: Husbandry of Dairy Animals. Academic Press, Cambridge, SAD, 887-892.

GOOTWINE, E. (2020): Invited Review: Opportunities for genetic improvement toward higher prolificacy in sheep. Small Rumin. Res. 186, 1-13.
DOI: 10.1016/j.smallrumres.2020.106090

GOOTWINE, E., T. E. SPENCER, F. W. BAZER (2007): Litter size dependent intrauterine growth restriction in sheep. Animal 1, 547-564.
DOI: 10.1017/S1751731107691897

GOOTWINE, E. (2009): Biological and economic consequences of introgressing the *B* allele of the *FecB* (Booroola) gene into Awassi and Assaf sheep. U: Use of the *FecB* (Booroola) gene in sheep-breeding programs, (Walkden – Brown, S. W., J. H. J. van der Werf, C. Nimbkar, V. S. Gupta, Ur.), AICAR, Canberra, Australia, 119-127.

GOOTWINE, E., A. ZENU, A. BOR, S. YOSSAFI, A. ROSOV, G. E. POLLOTT (2001): Genetic and economic analysis of introgression the *B* allele of the *FecB* (Booroola) gene into the Awassi and Assaf dairy breeds. Livest. Prod. Sci. 71, 49-58.
DOI: 10.1016/S0301-6226(01)00240-8

GRIFFITHS, A. J. F., J. H. MILLER, D. T. SUZUKI, R. C. LEWONTIN, W. M. GELBART (2000): An introduction to genetic analysis, 7th edition. New York, SAD,

GRIZELJ, J., B. ŠPOLJARIĆ, S. VINCE (2015a): Reproductivni menadžment stada u ovčarstvu i kozarstvu (I). Ovčarsko kozarski list 54, 16-18.

GRIZELJ, J., B. ŠPOLJARIĆ, S. VINCE (2015b): Reproductivni menadžment stada u ovčarstvu i kozarstvu (II). Ovčarsko kozarski list 55, 16-18.

GROCHOWSKA, E., B. BORYS, P. JANISZEWSKI, J. KNAPIK, S. MROCZKOWSKY (2017): Effect of the *IGF-1* gene polymorphism on growth, body size, carcass and meat quality traits in Coloured Polish Merino sheep. Arch. Anim. Breed. 60, 161-173.
DOI: 10.5194/aab-60-161-2017

GÜL, S., M. KESKIN (2010): Reproductive characteristics of Awassi ewes under Cornell alternate month accelerated lambing system. Ital. J. Anim. Sci. 9, 255-259.

HAFEZ, E. S. E. (1952): Studies on the breeding season and reproduction of the ewe. J. Agric. Sci. Camb. 42, 189-265.
DOI: 10.1017/S0021859600056902

HAGGER, C. (2000): Multitrait and repeatability estimates of random effects on litter size in sheep. Anim. Sci. 74, 209-216.
DOI: 10.1017/S1357729800052371

HALL, D. G., N. M. FOGARTY, A. R. GILMOUR (1986): Seasonality of ovulation and estrus, and the ram effect in poll dorset ewes. Theriogenology 25, 455-461.

HAMMOND, J. (1944): Induced ovulation and heat in anoestrous sheep. J. Endocrinol. 4, 169-180.
DOI: 10.1677/joe.0.0040169

HANRAHAN, J. P. (1976): Response to selection for litter size in Galway sheep. Ir. J. Agric. Res. 15, 291-300.

HANRAHAN, J. P., S. M. GREGAN, P. MULSANT, M. MULLEN, G. H. DAVIS, R. POWELL, S. M. GALLOWAY (2004): Mutations in the genes for oocyte-derived growth

factors GDF9 and BMP15 are associated with both increased ovulation rate and sterility in Cambridge and Belclare Sheep (*Ovis aries*). Biol. Reprod. 70, 900-909.

DOI: 10.1095/biolreprod.103.023093

HANRAHAN, J. P., J. F. QUIRKE (1975): Repeatability of the duration of oestrus and breed differences in the relationship between duration of oestrus and ovulation rate of sheep. J. Reprod. Fert. 45, 29-36.

DOI: 10.1530/jrf.0.0450029

HUNTER, G. L. (2010): Accelerated lambing. Part 2. Increasing the frequency of pregnancy in sheep. U: CAB reviews – perspectives in agriculture, Veterinary science, nutrition and natural resources 5(009), CABI Wallingford, Wallingford, UK, 1-24.

HE, J. N., B. Y. ZHANG, M. X. CHU, P. Q. WANG, T. FENG, G. L. CAO, R. DI, L. FANG, D. W. HUANG, Q. Q. TANG, N. LI (2012): Polymorphism of insulin-like growth factor 1 gene and its association with litter size in Small Tail Han sheep. Mol. Biol. Rep. 39, 9801-9807.

DOI: 10.1007/s11033-012-1846-y

HE, X., Z. ZHANG, Q. LIU, M. CHU (2019): Polymorphisms of the melatonin receptor 1A gene that affects the reproductive seasonality and litter size in Small Tail Han sheep. Reprod. Dom. Anim. 54, 1400-1410.

DOI: 10.1111/rda.13538

HERNANDEZ, F., L. ELVIRA, J. – V. GONZALES – MARTIN, A. GONZALES-BULNES, S. ASTIZ (2011): Influence of age at first lambing on reproductive and productive performance of Lacaune dairy sheep under an intensive management system. J. Dairy Res. 78, 160-167.

DOI: 10.1017/S0022029911000033

HILEMAN, S. M., M. N. LEHMAN, L. M. COOLEN, R. L. GOODMAN (2020): The choreography of puberty: Evidence from sheep and other agriculturally important species. Curr. Opin. Endocr. Metab. Res. 14, 104-111.

DOI: doi.org/10.1016/j.coemr.2020.06.008

HOGUE, D. E. (1987): Frequent lambing systems. U: New techniques in sheep production, (Marai, I. F. M. i J. B. Owen, Ur.), Butterworths and Co., Somerset, 57-63.

HUFFMAN, E. M., J. H. KIRK, M. PAPPAIOANOU (1985): Factor associated with neonatal lamb mortality. *Theriogenology* 24, 163-171.

DOI: 10.1016/0093-691x(85)90180-3.

HULET, C. V., S. K. ERCANBRACK, A. D. KNIGHT (1984): Development of the Polypay breed. *J. Anim. Sci.* 58, 15-24.

DOI: 10.2527/jas1984.58115x

INIGUEZ, L. C., R. L. QUAAS, L. D. VAN VLECK (1986): Lambing performance of Morlam and Dorset ewes under accelerated lambing systems. *J. Anim. Sci.* 63, 1769-1778.

DOI: 10.2527/jas1986.6361769x

INIGUEZ, L., M. SANCHEZ, S. GINTING (1991): Productivity of Sumatran sheep in a system integrated with rubber plantation. *Small Rumin. Res.* 5, 303-317.

DOI: 10.1016/0921-4488(91)90068-2

JACOBSON, C., M. BRUCE, P. R. KENYON, A. LOCKWOOD, D. MILLER, G. REFSHAUGE, D. G. MASTERS (2020): A review of dystocia in sheep. *Small Rumin. Res.* 192.

DOI: 10.1016/j.smallrumres.2020.106209

JACQUARD, A. (1983): Heritability: one word, three concepts. *Biometrics* 39, 465-477.

JAWASREH, K. I. Z., F. T. AWAWDEH, A. AL-QAISY (2014): Association between GDF9, FecB and Prolactin gene polymorphisms and prolificacy of Awassi sheep. *Proceedings of 10th world congress of genetics applied to livestock production*. 17. – 22. kolovoza, Vancouver, Kanada.

JAWASREH, K. I. Z., R. JADALLAH, M. M. AL-MASSAD (2017): Association between the prolificacy of Romanov sheep breed and fecundity gene, growth differentiation factor 9 gene and prolactin gene genotypes. *Malays. Appl. Biol.* 46, 1-8.

JOVANOVAČ, S. (2012): Principi uzgoja životinja. Poljoprivredni fakultet u Osijeku, Osijek, Hrvatska, 218-220.

JUENGEL, J. L., N. L. HUDSON, L. WHITING, K. P. MCNATTY (2004): Effects of immunization against bone morphogenetic protein 15 and growth differentiation factor 9 on ovulation rate, fertilization and pregnancy in ewes. *Biol. Rep.* 70, 900-909.
DOI: 10.1095/biolreprod.103.023333

KASAP, A., M. ŠPEHAR, A. KAIC, B. MIOČ (2016): Estimation of variance components for litter size in Romanov sheep. *Proceedings of 51st Croatian and 11th international symposium on agriculture*. 15. – 18. veljače, Opatija, Hrvatska, 343-346.

KENYON, P. R., A. N. THOMPSON, S. T. MORRIS (2014a): Breeding ewe lambs successfully to improve lifetime performance. *Small Rumin. Res.* 118, 2-15.
DOI: 10.1016/j.smallrumres.2013.12.022

KENYON, P. R., S. K. MALONEY, D. BLACHE (2014b): Review of sheep body condition score in relation to production characteristics. *New Zeal. J. Agr. Res.* 57, 321-330.
DOI: 10.1080/00288233.2013.857698

KENYON, P. R., F. J. ROCA FRAGA, S. BLUMER, A. N. THOMPSON (2019): Triplet lambs and their dams – a review of current knowledge and management systems. *New Zeal. J. Agr. Res.* 62, 399-437.
DOI: 10.1080/00288233.2019.1616568

KENYON, P. R., D. S. VAN DER LINDEN, D. M. WEST, S. T. MORRIS (2011): The effect of breeding hoggets on lifetime performance. *New Zeal. J. Agr. Res.* 54, 397-
DOI: 10.1080/00288233.2011.611148

KHAN, N. N., N. ASSAD, N. KUMAR, D. CHAKRABORTY, A. AYAZ, M. A. DAR, A. ALI, S. Y. WANI (2017): Genetic parameters of reproduction traits in Rambouillet sheep. *Int. J. Curr. Microbiol.App.Sci.* 6, 2090-2094.
DOI:10.20546/ijcmas.2017.608.248

KHOJASTEKEY, M., M. KALANTAR, J. ZAHEER AHMED, S. KHAN, M. ALTAF HUSSAIN, R. KHAN, S. H. ABBAS RAZA (2020): Promoting the reproductive performance and economic indices of Zandi ewes under an accelerated lambing system. *Pakistan. J. Zool.* 52, 97-105.
DOI: 10.17582/journal.pjz/2020.52.1.97.105

KLEEMANN, D. O., S. K. WALKER (2005): Fertility in South Australian commercial Merin flocks: relationships between reproductive traits and environmental cues. *Theriogenology*, 63, 2416-2433.
DOI: 10.1016/j.theriogenology.2004.09.052

KLEEMANN, D. O., S. K. WALKER, R. W. PONZONI, D. R. GIFFORD, J. R. W. WALKLEY, D. H. SMITH, R. J. GRIMSON, K. S. JAENSCH, S. F. WALKOM, F. D. BRIEN (2016): Effect of previous reproductive performance on current reproductive rate in South Australian Merino ewes. *Anim. Prod. Sci.* 56, 716-725.
DOI: 10.1071/AN15114

KOLOSOV, Y. A., L. V. GETSMANTSEVA, N. V. SHIROCKOVA, A. KLIMENKO, S. Y. BAKOEV, A. V. USTATOV, A. Y. KOLOSOV, N. F. BAKOEV, M. A. LEONOVA (2015): Polymorphism of the *GDF9* gene in Russian sheep breeds. *J. Cytol. Histol.* 6.
DOI: 10.4172/2157-7099.1000305

KOMPREG, A., G. GORJANC, D. KOMPAN (2011): Lambing interval in Jezersko-solčava and Improved jezersko-Solčava breed. *Agric. Conspec. Sci.* 76, 353-356.

KUTLUCA KORKMAZ, M., E. EMSEN (2016): Growth and reproductive traits of purebred and crossbred Romanov lambs in Eastern Anatolia. *Anim. Reprod.* 13, 3-6.
DOI: 201610.4322/1984-3143-AR722

KUTNER., M. H., C. J. NACHTSHEIM, J. NETTER, W. LI (2005): Applied linear statistical models: fifth edition. McGraw-Hill, New York, SAD.

LAND, R. B., T. H. MCCLELLAND (1971): The performance of Finn-Dorset sheep allowed to mate four times in two years. Anim. Prod. 13, 637-641.
DOI: 10.1017/S0003356100000118

LARON, Z., (2001): Insulin-like growth factor 1 (IGF-1): a growth hormone. J. Clin. Pathol. Mol. Pathol. 54, 311-316.
DOI: 10.1136/mp.54.5.311

LEE, G. J., K. D. ATKINS (1996): Prediction of lifetime reproductive performance of Australian merino ewes from reproductive performance in early life. Anim. Prod. Sci. 36, 123-128.
DOI: 10.1071/EA9960123

LEE, G. J., K. D. ATKINS, M. A. SLADEK (2009): Genetic parameters for lifetime reproductive performance of Merino ewes. Proc. Assoc. Advmt. Anim. Breed. Genet. 18, 382-385.

LEE, G. J., M. A. SLADEK, S. HATCHER, J. S. RICHARDS (2014): Using partial records to identify productive older ewes to retain in the breeding flock to increase flock net reproduction rate. Anim. Prod. Sci. 49, 624-629.
DOI: 10.1071/AN14435

LEISMEISTER, J. L., P. J. BURFENING, R. L. BLACKWELL (1973): Date of first calving in beef cows and subsequent calf production. J. Anim. Sci. 36, 1-6.
DOI: 10.2527/jas1973.3611

LEWIS, R. M., D. R. NOTTER, D. E. HOGUE, B. H. MAGEE (1996): Ewe Fertility in the STAR Accelerated Lambing System. J. Anim. Sci. 74, 1511-1522.
DOI: 10.2527/1996.7471511x

LEYVA-CORONA, J. C., J. R. REYNA-GRANADOS, R. ZAMORANO-ALGANDAR, M. A. SANCHEZ-CASTRO, M. G. THOMAS, R. MARK ENNS, S. E. SPEIDEL, J. F. MEDRANO, G. RINCON, P. LUNA-NEVAREZ (2018): Polymorphisms within prolactin and growth hormone/insuline-like growth factor-1 functional pathways associated with fertility traits in Holstein cows raised in a hot-humid climate. *Trop. Anim. Health Prod.* 50, 1913-1920.

DOI: 10.1007/s11250-018-1645-0.

LI, Q., A. ROA, I. J. CLARKE, J. T. SMITH (2012): Seasonal variation in the gonadotropin-releasing hormone response to kisspeptin in sheep: possible kisspeptin regulation of the kisspeptin receptor. *Neuroendocrinology* 96, 212-221.

DOI: 10.1159/000335998

LI, Z., R. GUO, Z. GU, X. WANG, Y. WANG, H. XU, C. WANG, X. LIU (2019): Identification of a promoter element mediating kisspeptin-induced increases in GnRH gene expression in sheep. *Gene* 699, 1-7.

DOI: 10.1016/j.gene.2019.03.006

LI, Y., W. JIN, Y. WANG, J. ZHANG, C. MENG, H. WANG, Y. QIAN, Q. LI, S. CAO (2020): Three complete linkage SNPs of *GDF9* gene affect the litter size probably mediated by OCT1 in Hu sheep. *DNA Cel. Biol.* 4, 1-9.

DOI: 10.1089/dna.2019.4984

LIANDRIS, E., A. KOMINAKIS, M. ANDREADOU, K. KAPEOLDASSI, S. CHADIO, TH. TSILIGIANNI, M. GAZOULI, I. IKONOMOPOULOS (2012): Asocitations between single nucleotide polymorphisms of *GDF9* and *BMP15* genes and litter size in two dairy sheep breeds in Greece. *Small Rumin. Res.* 107, 16-21.

DOI: 10.1016/j.smallrumres.2012.04.004

LINCOLN, G. A., R. V. SHORT (1980): Seasonal breeding: nature's contraceptive. *Recent Prog. Horm. Res.* 36, 1-52.

DOI: 10.1016/b978-0-12-571136-4.50007-3.

LIU, Q., Z. PAN, X. WANG, W. HU, R. DI, Y. YAO, M. CHU (2014): Progress on major genes for high fecundity in ewes. *Front. Agr. Sci. Eng.* 1, 282-290.

DOI: 10.15302/J-FASE-2014042

LÓPEZ-PEREDES, J., M A. PÉREZ-CABAL, J. A. JIMÉNEZ-MONTERO, R. ALENDA (2018): Influence of age at first calving in a continuous calving season on productive, functional, and economic performance in a Blonde d' Aquitaine beef population. *J. Anim. Sci.* 96, 4015-4027.

DOI: 10.1093/jas/sky271

LOZANO, H., M. RAES, J. J. VARGAS, A. BALLIEU, H. GRAJALES, C. MANRIQUE, J. F. BECKERS, N. KIRSCHVINK (2020): Onset of puberty and regularity of oestral cycles in ewe lambs of four breeds under high-altitude conditions in a non-seasonal country. *Trop. Anim. Health Prod.* 52, 3395-3402.

DOI: 10.1007/s11250-020-02372-w

LUCY, M. C. (2000): Regulation of ovarian follicular growth by somatotropin and insulin-like growth factors in cattle. *J. Dairy Sci.* 83, 1635-1647.

DOI: 10.3168/jds.S0022-0302(00)75032-6.

LURIDIANA, S., M .C. MURA, M. V. DI STEFANO, L. PULINAS, G. COSSO, M. NEHME, V. CARCANGIU (2020): Polymorphism of insulin-like growth factor 1 gene and its relationship with reproductive performances and milk yield in Sarda dairy sheep. *Vet. Anim. Sci.* 9.

DOI: 10.1016/j.vas.2019.100084

MAGAÑA-MONFORTE, J. G., M. HUCHIN-CAB, R. J. AKE-LÓPEZ, J. C. SEGURA-CORREA (2013): A field study of reproductive performance and productivity of Pelibuey ewes in southeastern Mexico. *Trop. Anim. Health Prod.* 45, 1771-1776.

DOI: 10.1007/s11250-013-0431-2

MALANDA, J., P. BALOGH, G. NOVOTNI DANKÓ (2019): Optimal age of breeding gilts and its impact on lifetime performance. *Acta Agraria Debreceniensis* 2, 15-20.

DOI: 10.34101/actaagrar/1/2363

MALPAUX, B., C. VIGUIÉ, D. C. SKINNER, J. C. THIÉRY, P. CHEMINEAU (1997): Control of the circannual rhythm of reproduction by melatonin in the ewe. *Brain. Res. Bul.* 44, 431-438.

DOI: 10.1016/S0361-9230(97)00223-2

MARÍA, G. A. (1995): Estimates of variances due to direct and maternal effects for reproductive traits of Romanov sheep. *Small Rumin. Res.* 18, 69-73.

DOI: 10.1016/0921-4488(95)00717-Y

MARÍA, G. A., M. S. ASCASO (1999): Litter size, lambing interval and lamb mortality of Salz, Rasa Aragonesa, Romanov and F1 ewes on accelerated lambing management. *Small Rumin. Res.* 32, 167-172.

DOI: 10.1016/S0921-4488(98)00176-X

MATEESCU, R. G., M. L. THONNEY (2010): Genetic mapping of quantitative trait loci for aseasonal reproduction in sheep. *Anim. Genet.* 41, 454-459.

DOI: 10.1111/j.1365-2052.2010.02023.x

MEIRA, A. N., H. MONTENEGRO, L. L. COUTINHO, G. B. MOURÃO, H. C. AZAVEDO, E. N. MUNIZ, A. L. MACHADO, L. P. SOUSA, V. B. PEDROSA, L. F. B. PINTO (2019): Single nucleotide polymorphism in the growth hormone and IGF type-1 (IGF1) genes associated with carcass traits in Santa Ines sheep. *Animal* 13, 460-468.

DOI: 10.1017/S1751731118001362

MELLADO, M., J. MELLADO, J. E. GARCÍA, R. LÓPEZ (2005): Lifetime reproductive performance of goats as function of growth traits and reproductive performance early in life. *J. Appl. Anim. Res.* 27, 113-116.

DOI: 10.1080/09712119.2005.9706552

MELLADO, J., V. MARIN, J. L. REYES-CARRILLO, M. MELLADO, L. GAYTAN, M. DE LOS ANGELES DE SANTIAGO (2016): Effects of non-genetic factors on pre-weaning growth traits in Dorper sheep managed intensively in central Mexico. *Ecosistemas y recursos agropecuarios* 3, 229-235.

MENDEL, C., W. SCHOLAUT, F. PIRCHNER (1989): Performance of Merinolandschaf and Bergschaf under an accelerated lambing system. *Livest. Prod. Sci.* 21, 131-141.

DOI: 10.1016/0301-6226(89)90044-4

MENEGATOS, J., C. GOULAS, D. KALOGIANNIS (2006): The productivity, ovarian and thyroid activity of ewes in an accelerated lambing system in Greece. *Small Rumin. Res.* 65, 209-216.

DOI: 10.1016/j.smallrumres.2005.06.020

MENZIES, P. I. (2007): Lambing management and neonatal care. U: *Current therapy in large animal theriogenology*, (Youngquist, R. S., W. R. Threlfall, Ur.), Elsevier, SAD, 1033-1061.

DOI: 10.1016/B978-072169323-1.50094-5

MINISTARSTVO POLJOPRIVREDE (2019): Godišnje izvješće o stanju uzgoja ovaca, koza i malih životinja u Republici Hrvatskoj za 2018. godinu. Vinkovci. Hrvatska.

MIOČ, B. (2014): Priprema šilježica, ovaca i ovnova za pripust. *Ovčarsko-kozarski list* 50, 10-13

MIOČ, B., V. PAVIĆ, V. SUŠIĆ (2007): *Ovčarstvo*. Hrvatska mljekarska udruga, Zagreb, Hrvatska, 51-176.

MISHRA, A. K., A. L. ARORA, S. KUMAR, S. KUMAR, V. K. SINGH (2007): Improving productivity of Malpura breed by crossbreeding with prolific Garole sheep in India. *Small Rumin. Res.* 70, 159-164.

DOI: 10.1016/J.SMALLRUMRES.2006.02.004

MISHRA, A. K., A. L. ARORA, S. KUMAR (2009): Increasing prolificacy and ewe efficiency in sheep through FecB gene introgression. *Curr. Sci.* 97, 925-930.

MOHAMMADI, K., M. T. BEYGI NASSIRI, J. FAYAZI, H. ROSHANFEKR (2010): Investigation of environmental factors influence on pre-weaning growth traits in Zandi lambs. *J. Anim. Vet. Adv.* 9, 1011-1014.

DOI: 10.3923/javaa.2010.1011.1014

MOKHTARI, M. S., A. RASHIDI, A. K. ESMAILIZADEH (2010): Estimates of phenotypic and genetic parameters for reproductive traits in Kermani sheep. *Small Rumin. Res.* 88, 27-31.

DOI: 10.1016/j.smallrumres.2009.11.004

MORADBAND, F., G. RAHIMI, M. GHOLIZADEH (2011): Association of polymorphisms in fecundity Genes of GDF9, BMP15 and BMP15-1B with litter size in Iranian Baluchi sheep. *Asian-Aust. J. Anim. Sci.* 24, 1179-1183.

DOI: 10.5713/ajas.2011.10453

MORALES-TERÁN, G., C. A. HERRERA-CORREDOR, P. PÉREZ-HERNÁNDEZ, J. SALAZAR-ORTIZ, J. GALLEGOS SÁNCHEZ (2011): Influence of controlled suckling and the male effect on the resumption of postpartum ovarian activity in Pelibuey sheep. *Trop. Subtrop. Agroecosystems* 13, 493-500.

MRODE, R., G. M. TAREKEGN, J. M. MWACHARO, A. DJIKENG (2018): Invited review: genomic selection for small ruminants in developed countries: how applicable for the rest of the world? *Animal* 12, 1333-1340.

DOI: 10.1017/S1751731117003688

MULLEN, M. P., C. O. LYNCH, S. M. WATERS, D. J. HOWARD, P. O'BOYLE, D. A. KENNY, F. BUCKLEY, B. HORAN, M. G. DISKIN (2011): Single nucleotide polymorphisms in the growth hormone and insulin-like growth factor-1 genes are associated with milk production, body condition score and fertility traits in dairy cows. *Genet. Mol. Res.* 10, 1819-1830.

DOI: 10.4238/vol10-3gmr1173.

MULVANEY, F. J., P. R. KENYON, S. T. MORRIS, D. M. WEST (2008): Ewe lamb nutrition during pregnancy affects pregnancy outcome. *Aust. J. Exp. Agric.* 48, 1085-1089.

DOI: 10.1071/EA08078

MURPHY, T. W., J. W. KEELE, B. A. FREKING (2020): Genetic and nongenetic factors influencing ewe prolificacy and lamb body weight in a closed Romanov flock. *J. Anim. Sci.* 98, 1-8.

DOI: 10.1093/jas/skaa283

NANEKARANI, S., M. GODARZI, S. KHEDERZADEH, S. TORABI (2015): Genetic polymorphism of fertility genes in Lori sheep breed. *Acta Biologica Indica* 4, 101-106.

NEGAHDARY, M., A. HAJIHOSSEINLO, M. AJDARY (2013): PCR-SSCP variation of IGF1 and PIT1 genes and their association with estimated breeding values of growth traits in Makoei sheep. *Genet. Res. Int.*

DOI: 10.1155/2013/272346

NEWTON, J. E., D. J. BROWN, S. DOMINIK, J. H. J. VAN DER WERF (2014): Genetic and phenotypic parameters between yearling, hogget and adult reproductive performance and age of first oestrus in sheep. *Anim. Prod. Sci.* 54, 753-761.

DOI: 10.1071/AN13245

NIMBKAR, C., J. H. J. VAN DER WERF, P. M. GHALSASI, B. V. NIMBKAR, S. W. WALKDEN-BROWN (2009): Potential introgression pathways and strategies for wider use of the *FecB* gene in Maharashtra state and other parts of India. U: Use of the *FecB* (Booroola) gene in sheep-breeding programs, (Walkden-Brown, S. W., J. H. J. van der Werf, C. Nimbkar, V. S. Gupta, ur.), AICAR, Canberra, Australia, 177-189.

NOTTER, D. R. (2002): Opportunities to reduce seasonality of breeding sheep by selection. *Sheep Goat Res. J.* 17, 20-32.

NOTTER, D. R. (2012): Genetic improvement of reproductive efficiency of sheep and goats. *Anim. Reprod. Sci.* 130, 147-151.

DOI: 10.1016/j.anireprosci.2012.01.008

NOTTER, D. R., N. E. COCKETT (2005): Opportunities for detection and use of QTL influencing seasonal reproduction in sheep: a review. *Genet. Sel. Evol.* 37, 39-53.

DOI: 10.1186/1297-9686-37-S1-S39

NOTTER, D. R., J. S. COPENHAVER (1980): Performance of Finnish Landrace crossbred ewes under accelerated lambing. I. Fertility, prolificacy and ewe fecundity. *J. Anim. Sci.* 51, 1033-1042.

NOTTER, D. R., J. K. SMITH, R. M. AKERS (2011): Patterns of estrous cycles, estrous behaviour, and circulating prolactin in spring and summer in ewes selected for autumn lambing and exposed to ambient or long-day photoperiods. *Anim. Reprod. Sci.* 129, 30-36.

DOI: 10.1016/j.anireprosci.2011.10.008

NÚÑEZ-DOMINGUEZ, R., L. V. CUNDIFF, G. E. DICKERSON, K. E. GREGORY, R. M. KOCH (1991): Lifetime production of beef heifers calving first at two vs three years of age. *J. Anim. Sci.* 69, 3467-3479.

DOI: 10.2527/1991.6993467x

OLDHAM, C. M., A. N. THOMPSON, M. B. FERGUSON, D. J. GORDON, G. A. KEARNEY, B. L. PAGANONI (2011): The birthweight and survival of Merino lambs can be predicted from the profile of liveweight change of their mothers during pregnancy. *Anim. Prod. Sci.* 51, 776-783.

DOI: 10.1071/AN10155

OLIVIER, W. J., M. A. SNYMAN, J. J. OLIVIER, J. B. VAN WYK, G. J. ERASMUS (2001): Direct and correlated responses to selection for total weight of lamb weaned in Merino sheep. *S. Afr. J. Anim. Sci.* 31, 115-121.

DOI: 10.4314/sajas.v31i2.3837

OLIVEIRA LÔBO, A. M. B., R. N. BRAGA LÔBO, S. R. PAIVA, S. M. P. DE OLIVEIRA, O. FACÓ (2009): Genetic parameters for growth, reproductive and maternal traits in a multibreed meat sheep population. *Genet. Mol. Biol.* 32, 761-770.

DOI: 10.1590/S1415-47572009005000080

OSUHOR, C. U., O. A. OSINOWO, B. I. NWAGU, F. O. DENNAR, A. ABDULLAHI-ADEE (1997): Factors affecting age at first lambing in Yankasa ewes. *Anim. Reprod. Sci.* 47, 205-209.

DOI: 10.1016/S0378-4320(96)01603-X

OTSUKA, F., K. J. MCTAVISH, S. SHIMASAKI (2011): Integral role of GDF-9 and BMP-15 in ovarian function. *Mol. Reprod. Dev.* 78, 9-21.

DOI: 10.1002/mrd.21265

ÖZCAN, M., A. ALTINEL, A. YILMAZ, H. GÜNES (2001): Studies on the possibility of improving lamb production by two-way and three-way crossbreeding with German Black-Headed Mutton, Kivircik and Chios sheep breeds. 1. fertility, lamb survival and growth of lambs. *Turk. J. Vet. Anim. Sci.* 25, 687-694.

ÖZTÜRK, A., A. H. AKTAŞ (1996): Effect of environmental factors on gestation length in Konya Merino sheep. *Small Rumin. Res.* 22, 85-88.

DOI: 10.1016/0921-4488(96)00874-7

PAMPORI, Z. A., A. A. SHEIKH, O. AARIF, D. HASIN, I. A. BHAT (2020): Physiology of reproductive seasonality in sheep – an update. *Biol. Rhythm Res.* 51, 586-598.

DOI: 10.1080/09291016.2018.1548112

PATTON, J., D. A. KENNY, S. MCNAMARA, J. F. MEE, F. P. O'MARA, M. G. DISKIN, J. J. MURPHY (2007): Relationships among milk production, energy balance, plasma analytes, and reproduction in Holstein-Friesian cows. *J. Dairy Res.* 90, 649-658.

DOI: 10.3168/jds.S0022-0302(07)71547-3

PAZ, E., J. QUIÑONES, S. BRAVO, H. H. MONTALDO, N. SEPÚLVENDA (2014): Genotyping of *BMP1B*, *BMP15* and *GDF9* genes in Chilean sheep breeds and association with prolificacy. *Anim. Genet.*

DOI: 10.1111/age.12254

PETROVIĆ, M. P., D. RUŽIĆ MUSLIĆ, V. CARO PETROVIĆ, N. MAKSIMOVIĆ (2011): Influence of environmental factors on birth weight variability of indigenous Serbian breeds of sheep. *Afr. J. Biotechnol.* 10, 4673-4676.

PETROVIĆ, M. P., D. RUŽIĆ MUSLIĆ, N. MAKSIMOVIĆ, N. MEMIŠI (2009): Effect of environmental and paragenetic factors on birth mass variability of Mis sheep populations. *Biotechnol. Anim. Husb.* 25, 213-219.

DOI: 10.2298/BAH0904213P

PIPER, L. R., B. M. BINDON, G. H. DAVIS (1985): The single gene inheritance of the high litter size of the Booroola merino. U: *Genetic of reproduction in sheep*, (Land, R. B., D. W. Robinson, Ur.), Elsevier. England, 115-125.

POLLEY, S., S. DE, B. BRAHMA, A. MUKHERJEE, P. V. VINESH, S. BATABYAL, J. SINGH ARORA, S. PAN, A. KUMAR SAMANTA, T. KUMAR DATTA, S. LAL GOSWAMI (2010): Polymorphism of BMP1B, BMP15 and GDF9 fecundity genes in prolific Garole sheep. *Trop. Anim. Health Prod.* 42, 985-993.

DOI: 10.1007/s11250-009-9518-1

POSBERGH, C. J., M. L. THONNEY, H. J. HUSON (2019): Genomic approaches identify novel gene associations with out of season lambing in sheep. *J. Hered.* 110, 577-586.

DOI: 10.1093/jhered/esz014

PTASZYNSKA, M. (2006): *Compendium of animal reproduction*. Intervet, England.

R CORE TEAM (2020): R: a language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <http://www.R-project.org/>.

RAJI, A. O., A. MOHAMMED, J. U. IGWEBUIKE, C. ALPHONSUS (2017): Association of IGF 1 gene polymorphism with some morphometric traits of Nigerian indigenous sheep breeds. *Nig. J. Biotech.* 34, 97-104.

DOI: 10.4314/njb.v34i1.13

RASHIDI, A., M. S. MOKHTARI, A. K. ESMAILIZADEH, M. ASADI FOZI (2011): Genetic analysis of ewe productivity traits in Moghani sheep. *Small Rumin. Res.* 96, 11-15. DOI: 10.1016/j.smallrumres.2010.11.001

RAWLINGS, N. C., I. A. JEFFCOATE, W. E. HOWEL (1987): Response of purebred and crossbred ewes to intensified management. *J. Anim. Sci.* 65, 651-657. DOI: 10.2527/jas1987.653651x

REDDEN, R., J. W. THORNE (2020): Reproductive management of sheep and goats. U: *Animal agriculture – sustainability challenges and innovations*, (Bazer, F. W., G. C. Lamb, G. Wu, Ur.), Elsevier, SAD.

RICORDEAU, G., L.TCHAMITCHIAN, F. EYCHENNE, R. MOLLARET, D. LAJOUS (1974): Analyse des composantes de la prolificite au cours des deux premieres annees, sur des brebis Berrichones, Romanov et croisees. *Proceedings 1st world congres on genetics applied to livestock production*. Madrid, Spain, 989-993.

RICORDEAU, G., J. RAZUNGLES, D. LAJOUS (1982): Heritability of ovulation rate and level of embryonic losses in Romanov breed. *Proceedings 2nd world congres on genetics applied to livestock production*. Madrid, Spain, 591-595.

RICORDEAU, G., J. THIMONIER, J. P. POIVEY, M. A. DRIANCOURT, M. T. HOCHEREAU-DE-REVIERS, L. TCHAMITCHIAN (1990): I.N.R.A. research on the Romanov sheep breed in France: a review. *Livest. Prod. Sci.* 24, 305-332. DOI: 10.1016/0301-6226(90)90009-U

RIDLER, A. L., S. L. SMITH, D. M. WEST (2012): Ram and buck management. *Anim. Reprod. Sci.* 130, 180-183. DOI: oi.org/10.1016/j.anireprosci.2012.01.012

ROCA FRAGA, F. J., M. LAGISZ, S. NAKAGAWA, L. LOPEZ-VILLALOBOS, H. T. BLAIR, P. R. KENYON (2018): Meta-analysis of lamb birth weight as influenced by pregnancy nutrition of multiparous ewes. *J. Anim. Sci.* 96, 1962-1977. DOI: 10.1093/jas/sky072

ROMANYUK, N. A. (1975): The effect of early mating of Romanov ewes on their reproductive performance. *Animal breeding abstracts* 44, 4855.

ROSA, H. J. D., M. J. BRYANT (2002): The „ram effect“ as a way of modifying the reproductive activity in the ewe. *Small Rumin. Res.* 45, 1-6.

DOI: 10.1016/S0921-4488(02)00107-4

ROSA, H. J. D., M. J. BRYANT (2003): Seasonality of reproduction in sheep. *Small Rumin. Res.* 48, 155-171.

DOI: 10.1016/S0921-4488(03)00038-5

SAFARI, E., N. M. FOGARTY, A. R. GILMOUR (2005): A review of genetic parameter estimates for wool, growth, meat and reproduction traits in sheep. *Livest. Prod. Sci.* 92, 271-289.

DOI: 10.1016/j.livprodsci.2004.09.003

SAITO, H., Y. SASAKI, Y. KOKETSU (2011): Association between age of gilts at first mating and lifetime performance or culling risk in commercial herds. *J. vet. Med. Sci.* 73, 555-559.

DOI: 10.1292/jvms.10-0040

SALLAM, A. (2019): Risk factors and genetic analysis of pre-weaning mortality in Barki lambs. *Livest. Sci.* 230.

DOI: 10.1016/j.livsci.2019.103818

SALMON, W. D., W. A. DAUGHADAY (1957): A hormonally controlled serum factor which stimulates sulfate incorporation by cartilage in vitro. *J. Lab. Clin. Med.* 49, 825-836.

SÁNCHEZ-DÁVILLA, F., H. BERNAL-BARRAGÁN, G. PADILLA-RIVAS, A. S. DEL BOSQUE-GONZÁLES, J. VÁZQUEZ-ARMIJO, R. A. LEDEZMA-TORRES (2015): Environmental factors and ram influence litter size, birth, and weaning weight in Saint Croix hair sheep under semi-arid conditions in Mexico. *Trop. Anim. Health Prod.* 47, 825-831.

DOI: 10.1007/s11250-015-0795-6

SANFINS, A., P. RODRIGUES, D. F. ALBERTINI (2018): GDF-9 and BMP-15 direct the follicle symphony. *J. assist. Reprod. Genet.* 35, 1741-1750.

DOI: 10.1007/s10815-018-1268-4

SANTOS-JIMENEZ, Z., C. MARTINEZ-HERRERO, T. ENCINAS, P. MARTINEZ-ROS, A. GONZALES-BULNES (2020): Comparative efficiency of oestrus synchronization in sheep with progesterone/eCG and progesterone/GnRH during breeding and non-breeding season. *Reprod. Dom. Anim.* 55, 882-884.

DOI: 10.1111/rda.13698

SAMARDŽIJA, M., D. ĐURIČIĆ, T. DOBRANIĆ, M. HERAK, S. VINCE (2010): Rasplodivanje ovaca i koza. *Veterinarski fakultet Zagreb. Zagreb, Hrvatska*, 48-303.

SAVAR, S. S., M. A. ABASI, A. NEJATI JAVAREMI, R. VAEZ TORSHIZI, M. CHAMANI (2010): Parameters estimation and phenotypic and genetic trend for reproductive traits in Moghani sheep. *Animal science and research journal* 6, 75-86.

SCARAMUZZI, J. L., R. B. LAND (1978): Oestradiol levels in sheep plasma during the oestrus cycle. *J. Reprod. Fertil.* 53, 167-171.

DOI: 10.1530/jrf.0.0530167.

SCARAMUZZI, R. J., H. M. RADFORD (1983): Factors regulating ovulation rate in the ewe. *J. Reprod. Fert.* 69, 353-367.

DOI:10.1530/jrf.0.0690353

SCARAMUZZI, R. J., B. K. CAMPBELL, J. A. DOWNING, N. R. KENDALL, M. KHALID, M. MUNOZ-GUTIERREZ, A. SOMCHIT (2006): A review of the effects of supplementary nutrition in the ewe on the concentrations of reproductive and metabolic hormones and the mechanisms that regulate folliculogenesis and ovulation rate. *Reprod. Nutr. Dev.* 46, 339-354.

DOI: 10.1051/rnd:2006016

SCHMIDOVÁ J., M. MILERSKI, A. SVITÁKOVA, L. VOSTRÝ A. NOVOTNÁ (2016): Estimation of genetic parameters for litter size in Charollais, Romney, Merinolandschaf, Romanov, Suffolk, Šumava and Texel breeds of sheep. *Small Rumin. Res.* 119, 33-38.
DOI: 10.1016/j.smallrumres.2014.02.004

SCHMIDOVÁ, J., M. MILERSKI, A. SVITÁKOVA, L. VOSTRÝ (2016): Effect of service ram on litter size of Romanov sheep. *Small Rumin. Res.* 141, 56-62.
DOI: 10.1016/j.smallrumres.2016.05.018

SCHOEMAN, S. J. (1990): Production parameters for Dohne Merino sheep under accelerated, intensive lambing system. *S. Afr. J. Anim. Sci.* 20, 174-179.

SCHOEMAN, S. J., R. BURGER (1992): Performance of Dorper sheep under an accelerated lambing system. *Small Rumin. Res.* 9, 265-281.
DOI: 10.1016/0921-4488(92)90156-X

SCHOEMAN, S. J., J. R. ALBERTYN (1991): Lifetime reproduction of Karakul ewes as influenced by season of birth, age at first lambing and lambing interval. *S. Afr. J. Anim. Sci.* 21, 169-172.

SCOTT, P. R. (2001): Health and production in sheep flocks. U: Herd health: food animal production medicine, (Radostits, O. M., Ur.), W. B. Saunders Company, SAD, 765-844.

SHEN, W., P. WISNIOWSKI, L. AHMED, D. W. BOYLE, S. C. DENNE, E. A. LIECHTY (2003): Protein anabolic effects of insulin and IGF-I in the ovine fetus. *Am. J. Physiol. Endocrinol. Metab.* 284, 748-756.
DOI: 10.1152/ajpendo.00399.2002

SHRESTHA, J. N. B., D. P. HEANEY (2003): Review on Canadian, Outaouais and Rideau Arcott breeds of sheep: 1. Development and characterization. *Small Rumin. Res.* 49, 79-96.
DOI: 10.1016/S0921-4488(03)00070-1

SIDWELL, G. M., L. R. MILLER (1971): Production in some pure breeds of sheep and their crosses. I. Reproductive efficiency in ewes. *J. Anim. Sci.* 32, 1084-1089.

DOI: 10.2527/jas1971.3261084x

SILVA, B. D. M., E. A. CASTRO, C. J. H. SOUZA, S. R. PAIVA, R. SARTORI, M. M. FRANCO, H. C. AZEVEDO, T. A. S. N. SILVA, A. M. C. VIEIRA, J. P. NEVES, E. O. MELO (2010): A new polymorphism in the *Growth and Differentiation Factor 9 (GDF9)* gene is associated with increased ovulation rate and prolificacy in homozygous sheep. *Anim. Genet.* 42, 89-92.

DOI: 10.1111/j.1365-2052.2010.02078.x

SIROTKIN, A. V., D. MERTIN, K. SÜVEGOVÁ, A. V. MAKAREVICH, E. MIKULKOVÁ (2003): Effect of GH and IGF1 treatment on reproduction, growth, and plasma hormone concentrations in domestic nutria (*Myocastor coypus*). *Gen. Comp. Endocrinol.* 131, 296-301.

DOI: 10.1016/s0016-6480(03)00024-8

SMITH, J. F. (1988): Influence of nutrition on ovulation rate in the ewe. *Aust. J. Biol. Sci.* 41, 27-36.

SMITH, M. E., T. W. KNIGHT (1998): Reproductive management of sheep, reproductive management of grazing ruminants in New Zealand. U: Occasional publication no. 12. New Zealand society of animal production, (Fielden, E. D., J. F. Smith, Jr.), 113-144.

SMITH, J. T. (2012): The role of kisspeptin and gonadotropin inhibitory hormone in the seasonal regulation of reproduction in sheep. *Domest. Anim. Endocrinol.* 43, 75-84.

DOI: 10.1016/j.domaniend.2011.11.003

SNOWDER, G. D., N. M. FOGARTY (2009): Composite trait selection to improve reproduction and ewe productivity: a review. *Anim. Prod. Sci.* 49, 9-16.

DOI: 10.1071/EA08184

SORMUNEN-CRISTIAN, R., M. SUVELA (1999): Out-of-season lambing of Finnsih Landrace ewes. *Small Rumin. Res.* 31, 265-272.

DOI: 10.1016/S0921-4488(98)00140-0

SOUZA, C., C. MACDOUGALL, B. CAMPBELL, A. MCNEILLY, D. BAIRD (2001): The Booroola (FecB) phenotype is associated with mutation in the bone morphogenetic receptor type 1 B (BMPRII) gene. J. Endocrinol. 169, 1-6.

DOI: 10.1677/joe.0.169r001

SOUZA, C. J. H., A. S. MCNEILLY, M. V. BENAVIDES, E. O. MELO, J. C. F. MORAES (2014): Mutation in the protease cleavage site of *GDF9* increases ovulation rate and litter size in heterozygous ewes and causes infertility in homozygous ewes. Anim. Genet. 45, 732-739.

DOI: 10.1111/age.12190

SPEEDY, A. W., J. FITZSIMONS (1977): The reproductive performance of Finnish Landrace x Dorset Horn and Border Leicester x Scottish Blackface ewes mated three times in 2 years. Animal production 24, 189-196.

DOI: 10.1017/S000335610001165X

STATISTICA (2020): Tibco Statistica v. 13. 5.

STEINSALTZ, D., A. DAHL, K. W. WACHTER (2020): On negative heritability and negative estimates of heritability. Genetics.

DOI: 10.1534/genetics.120.303161

SUŠIĆ, V. (2003): Učestalost janjenja ovaca. Vet. Stanica 34, 157-162.

SUŠIĆ, V., V. PAVIĆ, B. MIOČ, I. ŠTOKOVIĆ, A. EKERT KABALIN (2005): Seasonal variations in lamb birth weight and mortality. Vet. Arhiv 75, 375-381.

STARIČ, J., F. FARCI, S. LURIDIANA, M. C. MURA, L. PULINAS, G. GOSSO, V. CARCANGIU (2020): Reproductive performance in three Slovenian sheep breeds with different alleles for the *MTNR1A* gene. Anim. Reprod. Sci. 216.

DOI: 10.1016/j.anireprosci.2020.106352

TCHAMITCHIAN, L., C. LEFEVRE, C. BRUNEL, B. BIBE, G. RICORDEAU (1986): Development of a new synthetic prolific kine of sheep (INRA 401). 3rd world congress on genetics applied to livestock production, 16. – 22. srpnja, Lincoln, SAD.

TEC CANCHE, J. E., J. G. MAGANA MONFORTE, J. C. SEGURA CORREA (2015): Environmental effects on productive and reproductive performance of Pelibuey ewes in Southeastern Mexico. J. Appl. Anim. Res. 44, 508-512.

DOI: 10.1080/09712119.2015.1102730

TEYSSIER, J., L. BODIN, C. MATON, P. M. BOUQUET, J. M. ELSEN (2009): Biological and economic consequences of introgression of the *FecB* gene into the French Merinos d'Arles sheep. U: Use of the *FecB* (Booroola) gene in sheep-breeding programs, (Walkden-Brown, S. W., J. H. J. van der Werf, C. Nimbkar, V. S. Gupta, Ur.), AICAR, Canberra, Australia, 128-134.

THIÉRY, J. C., P. CHEMINEAU, X. HERNANDEZ, M. MIGAUD, B. MALPAUX (2002): Neuroendocrine interactions and seasonality. Domest. Anim. Endocrinol. 23, 87-100.

DOI: 0.1016/s0739-7240(02)00148-0.

THIRUVENKADAN, A. K., M. DAHRAN, K. KARUNANITHI (2008): Effect of non-genetic factors on birth weight of Mecheri sheep of India. Livestock Res. Rural Dev. 20.

THOMAS, D. L. (2010): Performance and utilization of Northern European short-tailed breeds of sheep and their crosses in North America: a review. Animal 4, 1283-1296.

DOI: 10.1017/S1751731110000856

THOMAS, N., T. VENKATACHALAPATHY, T. ARAVINDAKSHAN, K. C. RAGHAVAN (2016): Molecular cloning, SNP detection and association analysis of 5' flanking region of the goat IGF1 gene with prolificacy. Anim. Reprod. Sci. 167, 8-15.

DOI: 10.1016/j.anireprosci.2016.01.016

THOMSON, B. C., N. B. SMITH, P. D. MUIR (2020): Effect of birth rank and age at first lambing on lifetime performance and ewe efficiency. New Zeal. J. Agr. Res.

DOI: 10.1080/00288233.2020.1745853

THONNEY, M. L. (2007): Sheep reproduction: Accelerated lambing systems. U: Encyclopedia of Animal Science, (Pond, W. G., i A. W. Bell, Ur.), New York, SAD, 74-90.

TILBROOK, A. J., A. W. N. CAMERON, D. R. LINDSAY (1987): The influence of ram mating preferences and social interaction between rams on the proportion of ewes mated at field joining. *Apl. Anim. Behav. Sci.* 18, 173-184.

DOI: 10.1016/0168-1591(87)90191-2

TOHIDI, R., A. JAVANMARD, V. SHAMSABADI (2016): Analysis of the non-genetic factors affecting growth traits of Balouchi sheep. *J. Bio. Env. Sci.* 8, 67-73.

TOTEDA, F., A. MANCHISI, G. BUFANO, G. MARTEMUCCI, C. DARIO (1987): A study of Romanov sheep: 1. Reproductive performance. *Animal breeding abstracts* 56, 5027.

TSAKMAKIDIS, I. A. (2010): Ram semen evaluation: Development and efficiency of modern techniques. *Small Rumin. Res.* 92, 126-130.

DOI: 10.1016/j.smallrumres.2010.04.017

TURKYILMAZ, D., N. ESENBUGA (2019): Increasing the productivity of Morkaraman sheep through crossbreeding with prolific Romanov sheep under semi-intensive production systems. *S. Afr. J. Anim. Sci.* 49, 185-191.

DOI: 0.4314/sajas.v49i1.21

TURNER, H. N. (1978): Selection for reproduction rate in Australian Merino sheep: direct responses. *Aust. J. Agric. Res.* 29, 327-350.

DOI: 10.1071/AR9780327

UNGERFELD, R., M. FORSBERG, E. RUBIANES (2004): Overview of the response of anoestrous ewes to the ram effect. *Reprod. Fert. Dev.* 16, 479-490.

DOI: 10.10371/RD04039.

VACCA, G. M., A. DHAOUADI, M. REKIK, V. CARCANGIU, M. PAZZOLA, M. L. DETTORI (2010): Prolificacy genotypes at BMPR 1B, BMP15 and GDF9 genes in North African sheep breeds. *Small Rumin. Res.* 88, 67-71.

DOI: 10.1016/j.smallrumres.2009.11.005

VÅGE, D. I., M. HUSDAL, M. P. KENT, G. KLEMETSDAL, I. A. BOMAN (2013): A missense mutation in *growth differentiation factor 9 (GDF9)* is strongly associated with litter size in sheep. BMC Genetics 14.

DOI: 10.1186/1471-2156-14-1

VANIMISETTI, H. B., D. R. NOTTER (2012): Opportunities for genetic evaluation of reproductive performance in accelerated lambing systems. Livest. Sci. 148, 134-145.

DOI: 10.1016/j.livsci.2012.05.022

VELAZQUEZ, M. A., M. NEWMAN, M. F. CHRISTIE, P. CRIPPS, M. A. CROWE, R. F. SMITH, H. DOBSON (2005): The usefulness of a single measurement of insulin-like growth factor-1 as a predictor of embryo yield and pregnancy rates in a bovine MOET program. Theriogenology 64, 1977-1994.

DOI: 10.1016/j.theriogenology.2005.05.001

VELAZQUEZ, M. A., L. J. SPICER, D. C. WATHES (2008): The role of endocrine insulin-like growth factor-I (IGF-I) in female bovine reproduction. Dom. Anim. Endocrinol. 35, 325-342.

DOI: 10.1016/j.domaniend.2008.07.002

VERESS, L., L. LOVAS, L. RODNAI (1979): Experiments to increase prolificacy in Romanov sheep. Acta Agron. Acad. Sci. Hung. 28, 444-451.

VESELY, J. A., E. E. SWIERSTRA (1985): Year round breeding of crossbred Dorset or Finnish Landrace ewes using a synthetic light regimen. J. Anim. Sci. 61, 329-336.

DOI: 10.2527/jas1985.612329x

VINCENT, J. N., E. C. MCQUOWN, D. R. NOTTER (2000): Duration of the seasonal anestrus in sheep selected for fertility in a fall-lambing system. J. Anim. Sci. 78, 1149-1154.

DOI: 10.2527/2000.7851149x.

VIPOND, J., A. GRIEG (2007): Management and care of rams. U: Diseases of sheep (Aitken, L. D., Ur.), Blackwell Publishing, Oxford, UK, 61-65.

WALKLEY, J. R. W., C. SMITH (1980): The use of physiological traits in genetic selection for litter size in sheep. J. Reprod. Fert. 59, 83-88.
DOI: 10.1530/jrf.0.0590083

WALTON, P., H. A. ROBERTSON (1974): Reproductive performance of Finnish landrace ewes mated twice yearly. Can. J. Anim. Sci. 54, 35-40.
DOI: 10.4141/cjas74-006

WANG, F., M. CHU, L. PAN, X. WANG, X. HE, R. ZHANG, L. TAO, Y. LA, L. MA, R. DI (2021): Polymorphism detection of *GDF9* gene and its association with litter size in Luzhong Mutton sheep (*Ovis aries*). Animals 11.
DOI: 10.3390/ani11020571

WETTEMANN, R. P. (1980): Postpartum endocrine function of cattle, sheep and swine. J. Anim. Sci. 51, 2-15.

WHEATON, J. E., H. F. WINDELS, L. J. JOHNSTON (1992): Accelerated lambing using exogenous progesterone and the ram effect. J. Anim. Sci. 70, 2628-2635.
DOI: 10.2527/1992.7092628x

WHITEMAN, J. V., W. A. ZOLLINGER, F. A. THRIFT, M. B. GOULD (1972): Postpartum mating performance of ewes involved in a twice-yearly lambing program. J. Anim. Sci. 35, 836-842.
DOI: 10.2527/jas1972.354836x

WIGGINS, E. L., H. B. BARKER, W. W. MILLER (1970): Estrual activity in open Rambouillet ewes. J. Anim. Sci. 30, 405-408.
DOI: 10.2527/jas1970.303405x

YADOLLAHI, S., M. GHOLIZADEH, H. HAFEZIAN (2019): Bayesian inference on genetic parameters for some reproductive traits in sheep using linear and threshold models. *Small Rumin. Res.* 170, 149-153.

DOI: 10.1016/j.smallrumres.2018.12.001

YAO, Y., Z. PAN, R. DI, Q. LIU, W. HU, X. GUO, X. HE, S. GAN, X. WANG, M. CHU (2021): Whole genome sequencing reveals the effects of recent artificial selection on litter size of Bamei Mutton Sheep. *Animals* 12, 157.

DOI: 10.3390/ani11010157

YILMAZ, A., M. E. DAVIS, H. C. HINES, H. CHUNG (2005): Detection of two nucleotide substitutions and putative promoters in the 5' flanking region of the IGF-1 gene. *J. Appl. Genet.* 46, 307-309.

YOUNIS, L. S., S. A. HATIF, Q. M. ABOUD (2019): The role of melatonin in ewe reproduction: a review. *AJVS* 12, 122-133.

ZARKAWI, M. (2011): Response of fat-tailed Syrian Awassi ewes to accelerated lambing systems. *Trop. Anim. Health Prod.* 43, 1311-1318.

DOI: 10.1007/s11250-011-9861-x

ZISHIRI, O. T., S. W. P. CLOETE, J. J. OLIVIER, K. DZAMA (2013): Genetic parameters for growth, reproduction and fitness traits in the South African Dorper sheep breed. *Small Rumin. Res.* 112, 39-48.

DOI: 10.1016/j.smallrumres.2013.01.004

ZONABEND KÖNIG, E., E. STRANDBERG, J. M. K. OJANGO, T. MIRKENA (2016): Purebreeding of Red Maasai and crossbreeding with Dorper sheep in different environments in Kenya. *J. Anim. Breed. Genet.* 134, 531-544.

DOI: 10.1111/jbg.12260

9. ŽIVOTOPIS AUTORA S POPISOM OBJAVLJENIH RADOVA

9.1. Životopis

Ivan Vlahek, dr. med. vet., rođen je 30. listopada 1990. u Pakracu. Osnovnu školu završio je u Trojeglavi i Dežanovcu, a Opću gimnaziju u Daruvaru.

Veterinarski fakultet Sveučilišta u Zagrebu upisao je 2009. godine te je diplomirao 2015. godine. Tijekom studija bio je demonstrator u Zavodu za kemiju i biokemiju te u Zavodu za anatomiju, histologiju i embriologiju. Kao student preddiplomskog studija sudjelovao je u izradi studentskog znanstvenog rada koji je nagrađen Dekanovom nagradom. Također, dobio je šest Dekanovih nagrada za izvrstan uspjeh.

Kratko je vrijeme bio zaposlen u Ribnjačarstvu Končanica na mjestu tehnologa u slatkovodnom ribnjačarstvu. Od 1. lipnja 2016. godine zaposlen je kao asistent u Zavodu za uzgoj životinja i stočarsku proizvodnju. Poslijediplomski doktorski studij Veterinarske znanosti upisao je 2017. godine. Kao asistent aktivno sudjeluje u izvođenju nastave iz obveznih kolegija Uzgoj i proizvodnja životinja, Pasmenska svojstva životinja, Osnove statistike u veterinarskoj medicini, *Animal Breeding and Production*, *Animal Breeds' Characteristics*, *Basic Statistics in Veterinary Medicine*, Uzgoj i proizvodnja kunića i krznaša te *Breeding and Production of Rabbits and Furbearers*.

Od početka svog rada na Veterinarskom fakultetu pohađao je veći broj domaćih i inozemnih radionica iz područja primjene molekularne genetike u uzgojno-seleksijskim postupcima te biostatistike, od kojih valja istaknuti sljedeće: „2nd FAANG-Europe Workshop on functional annotation of animal genomes“, „Wageningen online course: Animal breeding and genetics“ i „Upoznavanje sa sintaksom jezika R i njegova primjena u osnovnoj statističkoj obradi podataka“.

Član je EAAP-a i Hrvatske veterinarske komore.

Do sada je kao autor ili koautor objavio 18 znanstvenih i stručnih radova.

9.2. Popis objavljenih radova

BASTIANČIĆ, L., S. KUŽIR, K. DRAŠNER, K. MATANOVIĆ, I. VLAHEK, E. GJURČEVIĆ (2019): Early detection of *Thelohanellus nikolskii* infection by Alcian Blue-Alizarin Red S double staining technique. Book of Abstracts of 8th International Congress "Veterinary Science and Profession", 10. – 12. listopada, Zagreb, Hrvatska, str. 136.

DUMANČIĆ, R. , I. VLAHEK, K. MOČIBOB, B. TOHOLJ, M. LIPAR, M. PEĆIN, O. SMOLEC (2019): Prevalence of lameness in dairy cows in Croatia. Book of Abstracts of 8th International Congress "Veterinary Science and Profession", 10. – 12. listopada, Zagreb, Hrvatska, str. 108.

EKERT KABALIN, A., Č. RADOVIĆ, I. VLAHEK, M. GOGIĆ, N. BRLEKOVIĆ, S. KORENT, S. MENČIK, Ž. PAVIČIĆ, M. OSOTVIĆ, V. SUŠIĆ (2017): Fattening results and biosecurity level on pig farms with different capacity. Proceedings of the 11th International Symposium Modern Trends in Livestock Production, 11.- 13. listopada, Beograd, Srbija, str. 335-345.

GJURČEVIĆ, E., I. VLAHEK, K. DRAŠNER, K. MATANOVIĆ, S. KUŽIR (2015): *Thelohanellus hovorkai* (Myxosporea) in farmed common carp (*Cyprinus carpio carpio*): two cases from Croatia. Proceedings of the 6th International Scientific Meeting Days of veterinary medicine 2015, 24. – 26. rujna, Struga, Macedonia, str. 66.

KUŽIR, S., K. DRAŠNER, K. MATANOVIĆ, L. BASTIANČIĆ, I. VLAHEK, S. SAVOCA, E. GJURČEVIĆ (2020): Trade-off between fast growth and the ossification process in common carp (*Cyprinus carpio*). Vet. Arhiv 90, 485-492.

DOI: 10.24099/vet.arhiv.1166

MENČIK, S., A. EKERT KABALIN, V. SUŠIĆ, M. OSOTVIĆ, Ž. PAVIČIĆ, M. MAURIĆ, I. VLAHEK (2018): Metode identifikacije i označavanja laboratorijskih miševa i štakora. Vet. Stn. 49, 455-468.

MENČIK, S., V. VUKOVIĆ, M. MODRIĆ, I. VLAHEK, V. SUŠIĆ, A. EKERT KABALIN (2018): Correlation between litter size traits in first parity sows and longevity in Topigs 20 line. Book of Abstract of the 25th International Conference KRMIVA 2018, 6. – 8. lipnja, Zagreb, Hrvatska, str. 23.

PIPLICA, A., I. VLAHEK, I. SABOLEK, M. ŠPEHAR, S. MENČIK (2019): Influence of season and herd size on the age at first calving in Busha cattle breed. Book of Abstracts of 8th International Congress "Veterinary Science and Profession", 10. – 12. listopada, Zagreb, Hrvatska, str. 63.

PIPLICA, A., I. VLAHEK, I. SABOLEK, V. SUŠIĆ, A. EKERT KABALIN (2021): Leopard gecko morphs – the genetic background. Proceedings of the 2nd International Scientific and Professional Meeting on Reptiles and Exotic Animals "Reptilia", 21. svibnja, Zagreb, Hrvatska, str. 157.

SABOLEK, I., S. NEJEDLI, I. VLAHEK, K. MATKOVIĆ, S. MENČIK, A. PIPLICA, Ž. PAVIČIĆ, M. OSTOVIĆ (2019): Utjecaj visine stelje na jačinu kontaktnog dermatitisa na jastučićima nogu i tarzalnim zglobovima tovnih pilića. Zbornik peradarskih dana, 8. – 11. svibnja, Poreč, Hrvatska, str. 130-134.

SABOLEK, I., M. OSOTVIĆ, I. VLAHEK, A. PIPLICA, K. MATKOVIĆ, Ž. PAVIČIĆ, S. NEJEDLI (2019): Effect of litter depth on breast blister occurrence and morphological characteristics of *m. pectoralis major* in broilers. Book of Abstracts of 8th International Congress "Veterinary Science and Profession", 10. – 12. listopada, Zagreb, Hrvatska, str. 117.

SUŠIĆ, V., A. EKERT KABALIN, D. MULC, S. MENČIK, M. MAURIĆ, I. VLAHEK (2016): Očekivana proizvodnost stada. Zbornik predavanja 18. savjetovanja uzgajivača ovaca i koza u Republici Hrvatskoj i 17. izložba ovčjih i kozjih sireva, 24. i 25. listopada, Novalja, Republika Hrvatska, str. 33 – 37.

SUŠIĆ, V., I. VLAHEK, A. EKERT KABALIN (2017): Blizanci i višebrojna legla – izazov u uzgoju i tehnologiji proizvodnje. Zbornik predavanja 19. savjetovanja uzgajivača ovaca i koza u RH i 18. izložba hrvatskih ovčjih i kozjih sireva, 11. i 12. listopada, Vinkovci, Hrvatska, str. 38-43.

SUŠIĆ, V., I. VLAHEK, A. EKERT KABALIN, S. MENČIK (2018): Uzgoj ženskog podmlatka – izazov za buduću proizvodnost stada. Zbornik predavanja 20. savjetovanja uzgajivača ovaca i koza u RH i 19. izložba hrvatskih ovčjih i kozjih sireva, 24. i 25. listopada, Rab, Hrvatska, str. 53-57.

SUŠIĆ, V., I. VLAHEK, S. MENČIK, M. MAURIĆ, A. PIPLICA (2019): Dva janjenja po ovci godišnje – mogućnosti, uvjeti, izazovi. Zbornik predavanja 21. savjetovanja uzgajivača ovaca i koza u RH i 20. izložba hrvatskih ovčjih i kozjih sireva, Sveti Martin na Muri, Hrvatska, str. 35-39.

VLAHEK, I., K. STARČEVIĆ, A. EKERT KABALIN, B. MIOČ, M. ŠPEHAR, S. MENČIK, M. MAURIĆ, S. DŽAKULA, Ž. MIKULEC, V. SUŠIĆ (2017): Polymorphism of the *MTNR1A* gene in seasonal and nonseasonal estrous sheep breed. Book of Abstracts of the 7th International congress „Veterinary Science and Profession“, 5. – 7. listopada, Zagreb, Hrvatska, str. 62.

VLAHEK, I., A. EKERT KABALIN, S. MENČIK, M. MAURIĆ, A. PIPLICA, V. SUŠIĆ (2019): Analysis of *IGF1* gene polymorphism and differences in litter size after first parity in Romanov sheep: preliminary results. Book of Abstracts of 8th International Congress "Veterinary Science and Profession", 10. – 12. listopada, Zagreb, Hrvatska, str. 69.

VLAHEK, I., A. EKERT KABALIN, S. MENČIK, M. MAURIĆ MALJKOVIĆ, A. PIPLICA, H. KABALIN, J. ŠAVORIĆ, V. SUŠIĆ (2021): Effect of non-genetic factors on the birth weight of Romanov sheep. Vet. arhiv 92.

VLAHEK, I., A. EKERT KABALIN, S. MENČIK, M. MAURIĆ MALJKOVIĆ, A. PIPLICA, H. KABALIN, J. ŠAVORIĆ, V. SUŠIĆ (2021): Influence of season of birth on the age and litter size at first lambing in Romanov ewes. Book of Abstracts of 9th International Congress "Veterinary Science and Profession", 9. listopada, Zagreb, Hrvatska, str. 69.