

Česká zemědělská univerzita v Praze

Fakulta agrobiologie, potravinových a přírodních zdrojů

Katedra genetiky a šlechtění



**Fakulta agrobiologie,
potravinových a přírodních zdrojů**

**Genetická analýza živé hmotnosti u vybraného plemene
koz**

Diplomová práce

**Bc. Daniela Navrátilová
Biotechnologie a šlechtění zvířat**

Prof. Ing. Luboš Vostrý, Ph.D.

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Genetická analýza živé hmotnosti u vybraného plemene koz" jsem vypracovala samostatně pod vedením vedoucího diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu literatury na konci práce. Jako autorka uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušila autorská práva třetích osob.

V Praze dne

Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala své rodině za obrovskou podporu během celého studia. Dále děkuji svému vedoucímu práce, panu prof. Ing. Luboši Vostrému, Ph.D., za cenné rady, připomínky a odborné vedení při zpracování diplomové práce.

Genetická analýza živé hmotnosti u vybraného plemene koz

Souhrn

Bohužel trend v chovu koz s masnou užitkovostí je v České republice na ústupu. V roce 2021 bylo v České republice podle kontroly užitkovosti 184 kusů kozy búrské. I z tohoto důvodu byla tato práce napsána. Při zvýšení užitkovosti správným šlechtitelským postupem je zde možnost zvýšit živou hmotnost zvířat, a tím i zvýšit zájem chovatelů o toto plemeno.

Práce se zabývala popisem jednotlivých genetických parametrů, obecným přehledem pro odhady těchto genetických parametrů a odhadem plemenné hodnoty pro růstové ukazatele. V rámci literární rešerše byly uvedeny práce zabývající se tematikou živé hmotnosti u různých plemen koz napříč celým světem. Krom kozy búrské jsou zde zmíněna i plemena jako: angorská koza, plemeno ardi, damašská koza, plemeno draa, emirati, jamunapari, markhoz nebo naeini.

Data pro práci byla poskytnuta Svazem chovatelů ovcí a koz z.s.. Jako závislá proměnná byla zvolena hmotnost při odstavu. Odstav se provádí zhruba ve 100 dnech života (60 až 130 dnů). Náhodný efekt byl určen jediný, a to jedinec. Mezi fixní efekty byl zařazen chov, pohlaví kůzlete, četnost kůzlat ve vrhu, váha kůzlat při narození a věk při odstavu ve dnech.

Jednotlivé fixní efekty byly testovány procedurou GLM v programu SAS 9.4. Statisticky průkazný byl pouze efekt pohlaví, váha kůzlat při narození a věk při odstavu ve dnech. Tyto efekty byly využity pro sestavení modelové rovnice. Koeficient dědivosti byl odhadnut na základě výsledků z programu remlf90.exe.

Koeficient dědivosti byl odhadnut extrémně vysoký ($h^2 = 0,96$). Tento výsledek se neshoduje se studiemi na stejné téma. Výsledná hodnota je nereálná. Takto vysoká hodnota je pravděpodobně dána nedostatečným rozsahem vstupních dat. Korelace mezi váhou při odstavu a váhou při narození, či věkem při odstavu, vyšla kladná. Naopak korelace mezi váhou při odstavu a četností mláďat ve vrhu vyšla záporná.

V kapitole diskuze došlo k porovnání výsledků této práce s výsledky prací nejenom o koze búrské, ale i o jiných plemenech zmíněných výše.

Klíčová slova: BLUP, koeficient dědivosti, genetická korelace

Genetic analysis of body weight in a selected breed of goats

Summary

Unfortunately, the trend in breeding goats with meat production is on the decline in the Czech Republic. In 2021, there were 184 Boer goats in the Czech Republic according to the performance check. It is also for this reason that this thesis was written. If the efficiency is increased by proper breeding, there is a possibility to increase the body weight of the animals and thus increase the interest of breeders in this breed.

This thesis dealt with the description of individual genetic parameters, a general overview for the estimation of these genetic parameters and the estimation of breeding value for growth parameters. The research included thesis dealing with live weight in different goat breeds across the world. In addition to the Boer goat, breeds such as the Angora goat, Ardi goat, Damascus goat, Draa goat, Emirati goat, Jamunapari goat, Markhoz goat and Naeini goat are also mentioned.

Data for this thesis were provided by the Association of Sheep and Goat Breeders in Czech Republic. As the dependent variable was chosen weaning weights. Weaning is done at about 100 days of life (60 to 130 days). The random effect was only one, namely individual. Fixed effects included breeding, kid sex, kid frequency in litter, kid weight at birth and age at weaning in days. Fixed effects included herd, kid sex, kid frequency in litter, kid weight at birth and age at weaning in days.

Individual fixed effects were tested with the GLM procedure in SAS 9.4. Only the effect of sex, kid weight at birth and age at weaning in days was statistically significant. These effects were used to build the model. The heritability was estimated based on the results from remlf90.exe program.

Heritability was estimated extremely high ($h^2 = 0,96$). This result is not consistent with studies on the same topic. The result is unrealistic. This high value is probably due to the insufficient range of input data. The correlation between weaning weight and birth weight or age at weaning was positive. On the other hand, the correlation between weaning weight and litter frequency was negative.

In the discussion chapter, the results of this thesis were compared with the results of works not only on the Boer goat, but also on the other breeds mentioned above.

Keywords: BLUP, heritability, genetic correlations

Obsah

1	Úvod	9
2	Vědecká hypotéza a cíle práce	10
3	Literární rešerše	11
3.1	Koza búrská	11
3.1.1	Chovný cíl	11
3.2	Genetická analýza	12
3.2.1	Genetické efekty	12
3.2.1.1	Náhodné efekty	12
3.2.1.2	Fixní efekty	13
3.3	Lineární modely	13
3.3.1	Modely s fixními efekty	14
3.3.2	Modely s náhodnými efekty	15
3.3.3	Modely se smíšenými efekty	16
3.3.4	Zobecněné lineární modely (GLM)	16
3.4	Genetické parametry	16
3.4.1	Variance (též rozptyl)	16
3.4.2	Korelace	18
3.4.3	Dědivost (heritabilita)	18
3.5	Odhad genetických parametrů	19
3.5.1	REML	19
3.5.2	Gibbs Sampling	20
3.6	Determinační koeficient	20
3.7	Jednoznakový model	20
3.8	Víceznakový model	21
3.9	Plemenná hodnota	21
3.9.1	Odhad plemenné hodnoty	21
3.9.1.1	Odhad plemenné hodnoty pomocí metody BLUP – Animal model	22
3.10	Analýza živé hmotnosti kozy búrské a jiných plemen	23
3.10.1	Angorská koza	23
3.10.1.1	Jihoafrická republika	23
3.10.2	Ardi	24
3.10.2.1	Saúdská Arábie	24
3.10.3	Búrská koza	25
3.10.3.1	Brazílie	25
3.10.3.2	Čína	26
3.10.3.3	Egypt	27

3.10.3.4	Etiopie.....	27
3.10.3.5	Indonésie.....	28
3.10.3.6	Namibie a Jihoafrická republika	29
3.10.3.7	Nepál.....	29
3.10.4	Damašská koza	30
3.10.4.1	Saúdská Arábie	30
3.10.5	Draa.....	31
3.10.5.1	Maroko.....	31
3.10.6	Emirati	32
3.10.6.1	Spojené arabské emiráty	32
3.10.7	Jamunapari.....	33
3.10.7.1	Indie.....	33
3.10.8	Markhoz.....	34
3.10.8.1	Írán.....	34
3.10.9	Naeini.....	36
3.10.9.1	Írán.....	36
4	Materiál a metody.....	38
4.1	Popis dat.....	38
4.2	Vstupní data a jejich úprava.....	38
4.3	Výběr modelové rovnice	39
4.4	Stanovení genetických parametrů	39
5	Výsledky	41
5.1	Vstupní údaje.....	41
5.2	Výběr modelové rovnice	42
5.3	Stanovení genetických parametrů	44
6	Diskuze	46
6.1	Vstupní údaje.....	46
6.2	Výběr modelové rovnice	47
6.3	Stanovení genetických parametrů	48
7	Závěr.....	50
8	Literatura	51
9	Samostatné přílohy	I

1 Úvod

Chov koz má v České republice bohatou historii a tradici, bohužel početní stavy koz u nás klesají. V roce 2020 (duben) bylo v České republice 28 919 registrovaných koz, ovšem v roce 2021 jich bylo již o 3 510 kusů méně (ČSÚ, 2022). Důvody poklesu stavů jsou různorodé.

Z hlediska užitkovosti můžeme kozy rozdělit na plemena dojná, masná, srstnatá a kombinovaná. V rámci masných plemen se u nás chová prakticky jen jediné plemeno – a to právě koza búrská, která byla zařazena do KU v roce 2002 v počtu 27 kusů. V roce 2019 bylo v KU celkem 213 zvířat tohoto plemene a v roce 2020 celkem 210 zvířat (SCHOK, 2022). Búrské kozy jsou nejžádanějším plemenem koz s masnou produkcí. Vynikají také svou adaptabilitou na prostředí, rychlým růstem, poměrně vysokou plodností, a hlavně výbornou zmasilostí (Lu, 2001).

V práci budou zmíněna rozlišná plemena, jako například: angorská koza, plemeno ardi, damašská koza, plemeno draa, plemeno emirati, jamunapari, markhoz nebo třeba naeini. Ačkoli nejsou tato plemena masná, jsou samozřejmě využívána i na maso. Zejména pak v rozvojových zemích, kde dokonce dochází ke křížení původních a tradičních plemen právě s kozou búorskou, za účelem zvýšení masné užitkovosti. V Indonésii takto vznikla i nová plemena, jako je například plemeno boerja, které vzniklo křížením kozy búorské a plemene bligon (Kusminanto et al., 2020). Koza búorská se nevyužívá pouze díky své vysoké zmasilosti, ale také kvůli již zmíněné skvělé adaptabilitě na prostředí. Nasvědčuje tomu i ten fakt, že kvalitní chovy tohoto plemene můžeme nalézt napříč celým světem – v Brazílii, Číně, Egyptě, Etiopii, Indonésii, Namibii, Jihoafrické republice, Nepálu anebo i v České republice.

Je nutné si uvědomit, že porodní i odstavová hmotnost je závislá na řadě ukazatelů. Porodní hmotnost je závislá zejména na maternálním efektu a efektu prostředí, ve kterém matka žije. Dále pak hlavně na pohlaví a četnosti kůzlat ve vrhu nebo paritě matky (Menezes et al., 2016). Obecně platí, že samci a jedináčci jsou těžší a zhruba do 6 let matky hmotnost narozených kůzlat stoupá. Odstavová hmotnost je opět závislá na maternálním efektu – růstová schopnost je dána také kvalitou a množstvím mléka, které je matka schopná vyprodukovat. Búrské kozy jsou známé tím, že mléka nemají příliš, ale kvalita mléka je velmi dobrá (SCHOK, 2022). Hmotnost při odstavu je dále závislá také na četnosti kůzlat ve vrhu, pohlaví, ale také na hmotnosti při narození a věku při odstavu. Zejména věk při odstavu je klíčový. Je důležité, aby bylo kůzle připravené na odstav a bylo již schopné přijímat seno/trávu. V České republice se odstav odvíjí nejenom od schopnosti příjmu rostlinné potravy a stáří, ale také podle váhy. U kozy búorské je nejnižší odstavová hmotnost 8 kg a odstav se provádí zhruba ve 3 měsících života (SCHOK, 2022). Napříč světem se podmínky odstavu liší. V neposlední řadě je jak pro porodní hmotnost, tak pro odstavovou hmotnost velmi důležité genetické založení jedince.

Zjištění genetických parametrů pro růstové ukazatele je taktéž velmi podstatné zejména v následném cíleném šlechtění. Zvýšení užitkovosti může mít pozitivní vliv na početní stavy koz nejenom v České republice, ale i ve světě. Zvýšením masné užitkovosti zvýšíme také výtěžnost masa a následný zisk chovatele. V rozvojových zemích napomůže lepší růstový potenciál zabránění hladu (Kusminanto et al., 2020; Schoeman et al., 1997).

2 Vědecká hypotéza a cíle práce

Cílem práce je odhad genetických parametrů a následně předpověď genetických parametrů pro živou hmotnost vybraného plemene koz chovaných v České republice.

Po výběru nejvhodnějšího modelu budou odhadnuty genetické parametry metodou REML či Gibbs sampling s využitím BLUP – animal modelu. Data pro analýzu budou získána od Svazu chovatelů ovcí a koz.

Vědecká hypotéza: Živá hmotnost u vybraného plemene koz bude dosahovat středních hodnot koeficientu dědivosti.

3 Literární rešerše

3.1 Koza búrská

Jedná se o velké, masné a rohaté plemeno harmonické tělesné stavby. Krom mohutné hlavy koza zaujme i velmi výrazným klabonosem a dobře tvarovanými rohy, které mají obě pohlaví. Uši má středně dlouhé a svislé. Oči jsou hnědé (modré zbarvení očí je nepřípustné). Hlava navazuje na středně dlouhý, za to velmi dobře utvářený, trup. Plece i kýty má znamenitě osvalené. Zád' je lehce sražená. Srst kozy búrské je krátká, jemná a lesklá. Hlava je červenohnědá s bílou lysinou. Uši s krkem jsou červenohnědé. Zbytek těla je bílý (Obr. 1, Obr. 2, Obr. 3) (SCHOK, 2022; Solaiman, 2010; Lu, 2001). V České republice se provádí pouze u kozy búrské kontrola užitkovosti ve vztahu k masné užitkovosti. U zbylých masných plemen v České republice se KU neprovádí (SCHOK, 2022).

Původ tohoto plemene se datuje do 40. let minulého století. Pochází z Jihoafrické republiky (Sambraus, 2001), kde vznikla křížením místních koz plemene bantu, kašmírovou kozou a pravděpodobně i některými evropskými a indickými plemeny (SCHOK, 2022; Lu 2001). V České republice se toto plemeno chová od roku 1988, kdy bylo přivezeno 5 koz a 2 plemenní kozli ze SRN (SCHOK, 2022). Bohužel početní stav tohoto plemene se postupně začíná snižovat, jak je patrné z tabulky číslo 1.

Kozy jsou většího tělesného rámce s výborným osvalením a pevnou konstitucí. V dospělosti je váha kozlů v rozmezí od 90 do 130 kg, kohoutková výška kozlů je 70–80 cm. Kozy v dospělosti váží 55–75 kg a jejich kohoutková výška v dospělosti je 50–60 cm. (SCHOK, 2022).

Hmotnost kůzlete při narození má koeficient dědivosti 0,18 – 0,36 (Solaiman, 2010).

Tab. 1 Vývoj početních stavů búrských koz v KU v ČR (SCHOK, 2022), upraveno.

	Počet zvířat (ks)	Oplodnění (%)	Zmetání (%)	Plodnost (%)	Odchov (%)
2017	229	96,5	0,5	191,3	163,3
2018	226	91,6	2,3	177,9	149,6
2019	213	96,7	0,5	194,8	166,7
2020	210	95,2	1,0	193,3	160,0
2021	184	95,1	0,0	192,4	163,6

3.1.1 Chovný cíl

Plemeno se využívá ke křížení s dojnými plemeny koz, a to kvůli zkvalitnění zmasilosti kůzlat. Přírůstek kůzlat ve 100 dnech věku by měl dosahovat kolem 200 g/den. Do budoucna se plánuje šlechtit toto plemeno na masnou užitkovost, plodnost, mateřské vlastnosti, zdraví, životnost kůzlat, tělesný rámec a dlouhověkost. Celkový chovný cíl je uveden v tabulce číslo 2 (SCHOK, 2022).

Tab. 2 Chovný cíl kozy búrské (SCHOK, 2022), neupraveno.

Plodnost na okozlenou kozu v %	Odchov kůzlat v %	Hmotnost kůzlat ve 100 dnech v kg		Věk v měsících pro zařazení do plemenitby		Živá hmotnost v kg při zařazení do plemenitby	
		kozlíci	kozičky	kozli	kozy	kozli	kozy
200	180	25	23	nad 12	nad 12	50	45

3.2 Genetická analýza

Efekty v genetické analýze dělíme na prostřed'ové a genetické. Dále se tyto efekty dělí na fixní a náhodné. (Jakubec et al., 2010). Jak lze rozložit celkovou fenotypovou proměnlivost bude popsáno v následujících kapitolách.

3.2.1 Genetické efekty

Genetické efekty zahrnují součet aditivních (A), dominantních (D) a epistatických (I) genetických hodnot genotypu a residuální efekty charakterizují součet náhodných prostřed'ových efektů na jedince (Jakubec et al., 1999). Ačkoli neaditivní složka genetických efektů má také dědičný základ, řadíme dominanci a interakci mezi náhodné prostřed'ové efekty (e) a to kvůli tomu, že nejsme schopni předpovědět jejich působení (Mrode & Thompson, 2005).

Genetické efekty dělíme v tradičním statistickém pojetí na náhodné (jedinec z nekonečně velké populace) a fixní (plemeno) (Jakubec et al., 1999). Náhodné genetické efekty jsou nezávislé proměnné, které můžeme sledovat a předpokládáme u nich vliv na závislou proměnnou (Gelman, 2005). Ovšem fixní a náhodné efekty rozděluje „filosofický pohled“ a jsou cílem diskuzí.

3.2.1.1 Náhodné efekty

Mezi náhodné prostřed'ové efekty řadíme efekty, které jsou vybrané z nekonečně velké populace úrovní (Laird & Ware, 1982). Řídí se zpravidla normálním rozdělením (West et al., 2014). Můžeme sem řadit například efekt jedince – kozel. Výběr daného jedince je náhodný, a protože populace kozlů je značně velká, můžeme ji považovat za nekonečně velkou (Urban, 2012). Proto i tato proměnná bude zatížena chybou. Stejná proměnná, řešená v jiné studii, bude mít pravděpodobně rozdílné výsledky (Newsom, 2019).

3.2.1.1.1 Náhodné (nesystematické) prostřed'ové efekty

I v případě, že bychom chovali zvířata v naprosto stejných podmínkách prostředí, jsou jejich genotypy i přesto ovlivněny efekty prostředí. Vždy je přítomno velké množství malých, a hlavně nezatelných prostřed'ových efektů, které způsobují nekontrolovatelnou proměnlivost v užitkových vlastnostech (Jakubec et al., 2010). Nesystematické prostřed'ové efekty působí většinou pouze na jedince, a to krátkodobě – nelze je tudíž zjistit a kvantifikovat (Laird & Ware, 1982). Jelikož se nedá tento efekt zjistit a kvantifikovat, nelze ani fenotypovou hodnotu daného jedince očistit od těchto efektů. Z toho vyplývá, že každá kvantitativní vlastnost je pod vlivem

velkého počtu nesystematických prostřed'ových efektů, a to jak v pozitivním, tak i v negativním smyslu slova (Jakubec et al., 1999).

Za náhodné prostřed'ové efekty můžeme označit ku příkladu zranění, říje, krátkodobé infekční onemocnění, změna kvality krmiva, nepravidelnost v krmné technice a podobně (Jakubec et al., 2003).

3.2.1.2 Fixní efekty

Fixní (pevné) efekty jsou ty, v kterých úrovni zahrnují všechny možné úrovni, které lze pozorovat (Urban, 2012). Hodnoty fixních efektů se velmi často snažíme odhadnout, protože indikují a kvantifikují kovarianci se závisle proměnnou (West et al., 2014). Mezi fixní efekty patří např. plemeno, věk, počet laktací nebo pohlaví (Urban, 2012). V případě přímého měření fixních efektů předpokládáme, že jsou měřeny bez chyby. Proto budou hodnoty fixní proměnné v jedné studii stejné, jako hodnoty fixní proměnné v jiné studii (Newsom, 2019).

U daného efektu známe přesný počet jeho úrovní. Jestliže počet těchto úrovní efektu je malý a zároveň stálý, a to i ve chvíli, kdy jsme provedli výběr několikrát, můžeme hovořit o fixním efektu (Gelman & Hill, 2007).

3.2.1.2.1 Fixní prostřed'ové efekty

Tyto efekty, na rozdíl od náhodných prostřed'ových efektů, působí na velkou skupinu jedinců (příbuzných i nepříbuzných) dlouhodobě. Fixní prostřed'ové efekty jsme schopni eliminovat (Jakubec et al. 2010). Za určitých okolností můžeme využít tyto efekty jako důležitou složku kovariance mezi jedinci, kteří jsou příbuzní a chováni společně (místní prostřed'ové efekty) nebo mezi záznamy jedinců (trvalé prostřed'ové efekty) (Mrode & Thompson, 2005). Systematické efekty dělíme na vnější a vnitřní (Jakubec et al., 1999):

1) Systematické prostřed'ové efekty vnější – řadíme mezi ně stanoviště (země, oblast, podniky, stáj, hala), rok, roční období, výživu, ošetřovatele, dojiče apod. Jedním z nejdůležitějších efektů je efekt času, který nepůsobí přímo, ale působí pomocí jiných faktorů, které v časové řadě nejsou konstantní. Například druh a kvalita krmiva (Jakubec et al., 2003).

2) Systematické prostřed'ové efekty vnitřní – řadíme mezi ně věk jedinců, věk matky, pořadí laktace nebo například pohlaví. Ačkoli je pohlaví dáno genetickým působením a nikoli působením prostředí, řadíme jej mezi systematické prostřed'ové efekty vnitřní. Jedná se totiž o geny, které jsou umístěny na pohlavních chromozomech a ovlivňují „pouze“ samčí či samičí pohlaví, nikoli však užitkovost (Jakubec et al., 2010).

3.3 Lineární modely

Modely uvažované v kvantitativně genetických analýzách jsou téměř všechny lineární (Jakubec et al., 1999). Tyto modely obsahují řadu efektů, které aditivně ovlivňují pozorování. V podstatě se lineární modely skládají ze dvou částí (Rencher & Schaalje, 2008):

1. Rovnice
2. Matice očekávaných hodnot a variačně kovariační matice náhodných proměnných

Vyhodnocování souborů údajů a zejména odhad plemenné hodnoty se provádí pomocí lineárních modelů se smíšenými efekty → tedy model, kde pracujeme jak s fixními, tak s náhodnými efekty (Příbyl & Příbylová, 2008).

Rovnice: Lineární model můžeme zapsat modelovou rovnicí:

$$Y = Xb + Zu + e$$

kde Y je vektor naměřených hodnot,
 X, Z jsou matice plánů pokusu fixních a náhodných efektů,
 b je odhadovaný neznámý vektor pevných efektů,
 u je odhadovaný neznámý vektor náhodných efektů
 e je neznámý vektor náhodné nekontrolovatelné chyby naměřených hodnot

Tato rovnice nám znázorňuje smíšený model, který obsahuje jak fixní, tak náhodné efekty (Garrick, 2010).

Matice očekávaných hodnot a variačně kovariační matice náhodných proměnných: Očekávaná střední hodnota pevných efektů (b) je rovna hodnotám těchto efektů (jedná se o nevychýlené odhady). Předpokládáme tedy, že očekávané střední hodnoty naměřených hodnot jsou rovny funkci pevných efektů a očekávané střední hodnoty náhodných efektů, které jsou nula.

$$E \begin{bmatrix} y \\ u \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Xb \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

Matice variační kovariační jsou:

$$V \begin{bmatrix} u \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} G & 0 \\ 0 & R \end{bmatrix}$$

Kde G, R jsou základní čtvercové matice s předpokladem nesingularity a pozitivní definovanosti, a to s prvky, které jsou známé (Urban, 2012). Takže:

$$V_{(y)} = ZGZ' + R$$

3.3.1 Modely s fixními efekty

Model fixních efektů je jen jeden. Jeho maticový zápis je:

$$Y = Xb + e$$

kde Y = vektor pozorování
 X = strukturní matice (uvádí, které fixní efekty jsou obsaženy v Y)
 b = vektor odhadovaných parametrů
 e = vektor náhodných efektů, kde $e \sim N(0, I \sigma_e^2)$

Obecně model s fixními efekty patří spíše mezi speciální případy regresního modelu, kde x_i má hodnotu 0 nebo 1 (Jakubec et al., 1999). Cílem je co nejpřesnější kvantifikace parametru. Skalární zápis pro výpočet je:

$$y_{ijkl} = \mu + a_i + b_j + c_k + e_{ijkl}$$

kde y_{ijkl} je pozorovaná proměnná
 μ je fixní populační průměr
 a_i je efekt i-té úrovně faktoru a, který působí na y_{ijkl}
 b_j je efekt j-té úrovně faktoru b, který působí na y_{ijkl}
 c_k je efekt k-té úrovně faktoru c, který působí na y_{ijkl}
 e_{ijkl} je náhodná proměnná

Uvedený model je vícefaktorový model, který obsahuje faktory a, b a c, přičemž indexy i, j a k těchto faktorů odpovídají jejich úrovni. S množstvím faktorů se nám zpřesňuje výpočet a blížíme se k variabilitě způsobené genotypem (Jakubec et al., 1999).

3.3.2 Modely s náhodnými efekty

Model s náhodnými efekty je v podstatě stejný jako model s fixními efekty. Rozdíl spočívá v definici jednotlivých efektů (Zeger & Karim, 1991). Model náhodných efektů je jen jeden. Jeho maticový zápis je:

$$Y = Z_u + e$$

Kdy $Xb = 1 \mu$.

U modelů s náhodnými efekty vybírám např. skupinu polosourozenců, ale nemáme je všechny, poté by šlo o pevný efekt. Chceme zjistit odhad variační komponenty mezi polosourozenci pro výpočet koeficientu dědivosti a následně všech genetických parametrů (Urban, 2012). Skalární zápis pro výpočet je:

$$y_{ijk_l} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \delta_k + e_{ijkl}$$

Kde α_i je efekt náhodného výběru z populace s průměrem = 0 a variancí σ^2_α (může se jednat o efekt stáda, pokud považujeme stáda za náhodný efekt)
 β_j je efekt náhodného výběru z populace s průměrem = 0 a variancí σ^2_β (například efekt sezóny)
 δ_k je efekt náhodného výběru z populace s průměrem = 0 a variancí σ^2_δ (efekt otce)
 e_{ijkl} je náhodná chyba s průměrem = 0 a variancí σ^2_e

Každý náhodný výběr může pocházet z jiného vzorku, to v praxi znamená, že při opakovaných výběrech můžeme získat zcela jiné parametry (Jakubec et al., 1999).

3.3.3 Modely se smíšenými efekty

Již z názvu je jasné, že se jedná o model, kde jsou zahrnuty jak pevné, tak i náhodné efekty. Právě náhodné efekty komplikují odhad variance pevných efektů a naopak (Faraway, 2016). Zejména smíšené modely se využívají pro odhad plemenné hodnoty (Urban, 2012). Ve skutečnosti jsou ovšem všechny modely smíšené, protože každý obsahuje alespoň jeden fixní efekt (μ) a náhodný efekt (e_{ijkl}) (Jakubec et al., 1999). Skalární zápis pro výpočet je:

$$y_{ijk} = \mu + a_i + \beta_j + e_{ijk}$$

3.3.4 Zobecněné lineární modely (GLM)

GLM = generalized linear models. V případě, že chceme použít klasický lineární regresní model, musí data splňovat dva základní předpoklady: nezávislost a normalitu. Pokud jeden z těchto předpokladů není splněn, musíme použít jiný typ regresního modelu (Nelder & Wedderburn, 1972).

GLM jsou rozšířené lineární modely, a to s větší tolerancí pro různé distribuční vlastnosti vysvětlovaných proměnných. Tento model je výhodný zejména v případě, že naše data nespĺňují podmínku normálního rozdělení (Anderson et al., 2007). V případě, že existuje korelace mezi daty lineárního smíšeného modelu, využijeme GLMM (generalized linear mixed models) (Lindstrom & Bates, 1990).

Proceduru GLM lze snadno vypočítat například v programu SAS pomocí PROC GLM (Welch, 2021).

3.4 Genetické parametry

Jako genetické parametry se označují genetické charakteristiky populace, které zajímají šlechtitele a které jsou využívány ve šlechtitelských programech (Urban, 2012).

Odhadování genetických parametrů zahrnuje rozčlenění (dekompozice) pozorovaných komponent, tj. fenotypová kovariance mezi příbuznými jedinci, do příčinných komponent jako je variance způsobená aditivními genetickými efekty, efekty dominance, interakce, a permanentními a dočasnými vlivy prostředí (Urban, 2012).

Mezi genetické parametry patří tedy variance, korelace, dědivost (heritabilita) a jiné (např. opakovatelnost) (Jakubec et al., 1999).

3.4.1 Variance (též rozptyl)

Charakteristiky variability lze rozdělit na absolutní a relativní. Do relativních charakteristik variability řadíme variační koeficient. Do absolutních charakteristik variability řadíme variační rozpětí, směrodatnou odchylku, a právě zmiňovanou varianci (Kladivo, 2013).

Varianci lze definovat jako průměrný čtverec odchylek každé statistické jednotky od střední hodnoty (Souček, 2006; Everitt & Skrondal, 2010).

Tato průměrná umocněná odchylka od průměru tvoří smysluplné měřítko variance. Je nazýváno variance x a vyjadřuje, nakolik má x tendenci kolísat od průměru (Barlow, 1999).

Základní myšlenka ve studiu variance je její základní vlastnost, totiž že ji lze rozdělovat do dílčích složek (komponent) variance, jejich prostý součet je roven celkové varianci (Urban, 2012). Celková variance se značí V , s^2 nebo σ^2 . Základní vztah pro výpočet celkové variance souboru můžeme zjistit dle následujícího vztahu:

$$\sigma^2 = \frac{\sum(x_i - \bar{x})^2}{n - 1}$$

kde x_i jsou jednotlivé naměřené hodnoty, \bar{x} střední hodnota ze všech naměřených hodnot, n je počet jedinců v souboru (Urban, 2012; Rose & Smith 2002).

V případě našeho zkoumání myslíme celkovou variancí fenotypovou variancí. Fenotypovou variancí značíme σ^2_P . Fenotypovou variancí rozkládáme na genotypovou varianci a varianci prostředí, můžeme ji zapsat jako:

$$\sigma^2_P = \sigma^2_G + \sigma^2_E$$

kde σ^2_P = fenotypová variance; σ^2_G = genotypová variance; σ^2_E = variance prostředí. To vše platí za předpokladu nulové kovariance mezi genotypem a prostředím (Mulder et al., 2007).

Genotypovou variancí dělíme dále na varianci podmíněnou aditivním působením genů (σ^2_A), dominancí (σ^2_D), nebo interakcí (σ^2_I). Můžeme genotypovou varianci zapsat jako:

$$\sigma^2_G = \sigma^2_A + \sigma^2_D + \sigma^2_I$$

Aditivní variance je vlastně variancí plemenných hodnot (při spolehlivosti 1) a předává se jako jediná do další generace. Tato komponenta je důležitá, protože je hlavním parametrem pro popis podobnosti mezi příbuznými jedinci, je důležitým faktorem selekčního pokroku, který může být odhadnut pro kvantitativní vlastnosti s polygenním pozadím a slouží k odvození koeficientu dědivosti (h^2) (Legarra, 2016; Jakubec et al., 2010).

Variance prostředí σ^2_E může být systematická (předvídatelná, permanentní) nebo nesystematická (nepředvídatelná, temporální) (Zahrádková et al., 2009) Varianci prostředí můžeme zapsat takto:

$$\sigma^2_E = \sigma^2_{E_p} + \sigma^2_{E_t}$$

Systematické prostředí ($\sigma^2_{E_p}$) lze eliminovat, ale nesystematické ($\sigma^2_{E_t}$) ne (Urban, 2012).

Uvedu příklad:

Systematické prostředí působí dlouhodobě a na všechny jedince stejně. Mezi systematické prostředí spadá např. ustájení, krmení, teplota ve stáji atd. Tyto faktory můžeme ovlivnit.

Nesystematické prostředí působí většinou na jednoho jedince a pouze krátce. Může se jednat například o zranění zvířete na pastvě. Tento faktor nijak neovlivníme (Byers, 2008).

3.4.2 Korelace

Závislost dvou a více veličin vyjadřujeme pomocí dvou metod – regrese a korelace. Regrese popisuje vztah mezi dvěma (i více) proměnnými. Úkolem regrese je najít vhodný funkční model této závislosti. Korelace popisuje, do jaké míry se na tento vztah můžeme spolehnout – měří tedy sílu této závislosti. Obecně lze říct, že regrese popisuje daný vztah a korelace zajišťuje jeho těsnost (Zvára, 2006).

Korelační analýzou zkoumám existenci vazeb (korelaci) mezi sledovanými náhodnými veličinami (Litavcová et al., 2012). Korelační koeficient se značí ρ (nebo r) a nabývá hodnot od -1 do $+1$. Korelační koeficient ρ je definován jako:

$$\rho = \frac{cov(x, y)}{\sigma_x \sigma_y}$$

Kde ρ je korelační koeficient, $cov(x, y)$ je kovariance mezi x a y , σ je směrodatná odchylka (Pekár & Brabec, 2020).

Korelace může nastat mezi genotypem a prostředím. Dochází ke společné změně ve stejném směru. Například farmář má stádo dojných krav. Některé krávy dojí více a některé naopak méně. Farmář krmí lépe ty, které dojí více mléka. Nastává tedy situace, kdy zvířata s lepším genotypem mají lepší prostředí a dochází tak k zvyšování fenotypové variance σ_P^2 (Urban, 2012). Tuto korelaci zapíšeme následovně:

$$\sigma_P^2 = \sigma_G^2 + \sigma_E^2 + 2COV_{GE}$$

Prostředí však nemusí mít na různé genotypy stejný účinek. Proto musíme brát v úvahu i varianci způsobenou jejich interakcí. Tato interakce se značí $\sigma^2_{G \times E}$ (Ottman, 1996).

Celkovou fenotypovou varianci můžeme tedy zapsat takto:

$$\sigma_P^2 = \sigma_A^2 + \sigma_D^2 + \sigma_I^2 + \sigma_{E_p}^2 + \sigma_{E_t}^2 + \sigma_{G \times E}^2 + 2COV_{GE}$$

3.4.3 Dědivost (heritabilita)

Dědivost daného znaku se vyjadřuje pomocí koeficientu dědivosti (h^2). Tento koeficient nám udává poměr mezi genetickou a negenetickou složkou proměnlivosti znaku. Jinými slovy se jedná o poměr genetické proměnlivosti ku fenotypové proměnlivosti (Zahrádková et al., 2009; W. G. Hill, 2001):

$$h^2 = \frac{\sigma_G^2}{\sigma_P^2}$$

kde h^2 je koeficient dědivosti, σ_G^2 je genetická proměnlivost a σ_P^2 je celková fenotypová proměnlivost.

Důležité je si uvědomit, že genetická proměnlivost se skládá ze tří složek. Z těchto tří složek musíme brát v potaz pouze varianci podmíněnou aditivním působením genů, protože

pouze ta je dále předávána do následující generace (W.G. Hill, 2001). Proto by vzorec pro výpočet koeficientu dědivosti měl vypadat následovně:

$$h^2 = \frac{\sigma_A^2}{\sigma_P^2}$$

Koeficient dědivosti nabývá hodnot od 0 do 1. Běžně se s těmito extrémny nesetkáme.

Jestliže se h^2 rovná 0 znamená to, že se jeho genetická proměnlivost rovná 0. Tudiž je tato proměnlivost znaku zcela ovlivněna prostředím a genetická proměnlivost na něj nemá vliv. Tato situace by mohla nastat pouze u klonů. Pokud se h^2 rovná 1 znamená to, že na variabilitu daného znaku má vliv pouze genetická složka. Tato situace může nastat pouze v případě, že pozorujeme jedince v naprosto stejných podmínkách – sterilní laboratoř (Urban, 2012). Jednotlivé znaky můžeme na základě koeficientu dědivosti rozdělit do 3 skupin:

$h^2 < 0; 0,3 >$ → znaky s nízkou dědivostí (např. reprodukce)

$h^2 < 0,3 ; 0,6 >$ → znaky středně dědivé (např. produkce)

$h^2 < 0,6 ; 1 >$ → znaky vysoce dědivé (např. podíl masa – JUT)

Mezi znaky s nízkou dědivostí řadíme například plodnost, mezi znaky středně dědivé spadá výkrmnost a ke znakům s vysokou dědivostí patří jatečné hodnoty. Rozmezí pro jednotlivé znaky se může lišit podle literatury (W.G. Hill, 2001).

3.5 Odhad genetických parametrů

Aby bylo možné odhadnout plemenné hodnoty je zapotřebí provést odhad jednotlivých genetických parametrů (Mrode & Thompson, 2005). Mezi nejčastější metody patří: metody nejmenších čtverců, různé varianty metody maximální věrohodnosti (REML), Bayesovská analýza a Gibbs Sampling (Urban, 2012).

3.5.1 REML

REML je zkráceně restricted maximum likelihood, nebo-li restringovaná (reziduální) metoda maximální věrohodnosti. REML se používá k omezeným odhadům maximální pravděpodobnosti (Smyth & Verbyla, 1996). Jedná se o zvláštní formu odhadu maximální věrohodnosti, která nezakládá odhady na maximální věrohodnosti všech informací, ale používá věrohodnostní funkci vypočtenou z transformovaného souboru dat (Pal & Chakravarty, 2020). REML v praxi slouží k metodám, kterými jsme schopni odhadnout genetické parametry a umožňuje tzv. fitování lineárních smíšených modelů. Všechny metody, které nám slouží k odhadům genetických parametrů, by měli splňovat základní kritéria:

- 1) Zaručovat reálný odhad všech komponent (rozptylu a kovariance)
- 2) Zohledňovat vlivy prostředí, příbuzenské vztahy a selekci
- 3) Být proveditelné na současné výpočetní technice (Urban, 2012).

Původně se k nalezení maximální věrohodnosti používal pouze algoritmus bez derivace (DF), tzv. DFREML. DFREML byla sada programů vydána v roce 1988. Koncem roku 2005 byl DFREML stažen a nahradil jej program WOMBAT. WOMBAT byl zpřístupněn od roku 2006 a využívá se pro analýzu smíšených modelů pomocí metody REML (Meyer, 2007). Odhad

metodou REML lze také provádět pomocí řady jiných univerzálních statistických softwarových balíčků, například v programu SAS, kde lze využít proceduru MIXED, v programu SPSS za využití příkazu MIXED, v programu R pomocí balíčku lme4 nebo pomocí specializovaného programu Remlf90 (Pal & Chakravarty, 2020).

3.5.2 Gibbs Sampling

Gibbs Sampling, nebo-li Gibbsovo vzorkování je pojmenováno podle fyzika Josiah Willarda Gibbsa, jakožto odkaz na analogii mezi algoritmem vzorkování a statistickou fyzikou. Samotný algoritmus popsali až bratři Stuart a Donal Gemanovi v roce 1984 (přibližně 8 desetiletí po Gibbsově smrti) (Geman & Geman, 1984).

Gibbsovo vzorkování ve statistice je algoritmus Markov chain Monte Carlo (MCMC) pro získání posloupnosti pozorování, která jsou aproximována ze zadaného vícerozměrného rozdělení pravděpodobnosti, pokud je přímé vzorkování obtížné. Používá se v případech, kdy společné rozdělení není explicitně známo nebo je obtížné z něj přímo vzorkovat, ale podmíněné rozdělení každé proměnné je známo a je snadné z něj vzorkovat (Casella & George, 1992). V praxi se využívá například k odhadu, kolik lidí v daný den pravděpodobně nakoupí v určitém obchodě nebo k odhadu kandidáta, kterého volič s největší pravděpodobností bude volit. Někdy lze i zobecněné lineární modely (GLM) zpracovávat pomocí Gibbsova vzorkování (Lee, 2021).

Existuje řada softwaru, které zpracovávají Gibbsovo vzorkování, například software openBUGS, který provádí bayesovskou analýzu komplexních statistických modelů pomocí MCMC. Dále také programy JAGS, Church, PyMC nebo Turing (Lee, 2021).

3.6 Determinační koeficient

Determinační koeficient se značí R^2 a lze jej chápat jako míru kvality našeho regresního modelu. R^2 v podstatě vyjadřuje kolik procent variability závislé proměnné model vysvětluje. Vyjadřuje se nejčastěji v procentech, ale můžeme se setkat i rozsahem od 0 do 1. V případě, že se R^2 rovná 1 znamená to, že naše závisle proměnná je zcela vysvětlena naším modelem (Yin P & Fan X, 2001).

Koeficient determinace lze vypočítat jako:

$$R^2 = 1 - \frac{SS_{res}}{SS_{tot}}$$

Kde SS_{res} je suma čtverců chyb a SS_{tot} je suma kvadratických odchylek závislé proměnné (Yin P & Fan X, 2001). Nebo lze determinační koeficient získat pomocí programu SAS za využití procedury GLM nebo procedury REG.

3.7 Jednoznakový model

Jednoznakový model (single trait) vyhodnocuje pouze jednu pozorovanou vlastnost, pro kterou je sestavena modelová rovnice. Nepředpokládá se, že by tato vlastnost byla korelována s jinou vyhodnocovanou vlastností. Například hmotnost při narození nemá vliv na hmotnost při odstavu nebo porážce. V případě vlastností opakujících se v čase se využívá model

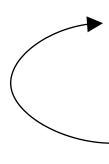
s opakováním – nejčastěji se v tomto případě jednalo o laktační model (Sigurdsson & Arnason, 1995).

3.8 Víceznakový model

Rozdíl mezi jednoznakovým a víceznakovým modelem spočívá zejména v tom, že nehodnotíme pouze jednu vlastnost, ale dvě mezi sebou korelující vlastnosti. Pro každou vlastnost můžeme vytvořit odlišné modelové rovnice (Sigurdsson & Arnason, 1995).

3.9 Plemenná hodnota

Cílem šlechtění hospodářských zvířat je neustálé zvyšování genetického zisku, to znamená vybírat budoucí rodiče s vyšší genetickou hodnotou, než je průměr konkrétní populace. Abychom dosáhli optimálního genetického zisku je nutné dodržovat určité postupy v rámci šlechtění:

- 
- 1) Testování a posuzování zvířat
 - 2) Kontrola dědičnosti – odhad **plemenné hodnoty**
 - 3) Selektce zvířat na základě plemenných hodnot
 - 4) Reprodukce

V posledním kroku získáme novou generaci potomků, u nichž tento postup opakujeme. Je tedy zcela patrné, že pro zlepšování nových generací hospodářských zvířat v konkrétních znacích je znalost odhadu plemenné hodnoty velmi důležitá (Rutkoski, 2019).

Plemennou hodnotu můžeme chápat jako odhad genetického založení jedince. Lze ji brát jako genetický parametr jedince a zahrnuje pouze aditivní účinky genů (v případě obecné plemenné hodnoty) (Calus, 2009). Ovšem, protože je tento odhad vztážen vždy na určitého jedince skupiny (skupinu lze chápat jako soubor jedinců, linie, rodiny či plemena), má tento odhad omezenou platnost. Proto se zjištěná plemenná hodnota vztahuje pouze na vrstevníky dané populace, ve které byla tato hodnota odhadnuta (Dominik et al., 2017; Zahrádková et al., 2009).

Základ pro odhad plemenné hodnoty jsou údaje získané z kontroly užitkovosti. Je nutné si uvědomit, že celková užitkovost (fenotyp) je ovlivněna z cca 60% chovatelským prostředím, z cca 30% náhodným prostředím a samotné genetické založení tvoří z celkové užitkovosti „pouze“ 10%. Odhad plemenné hodnoty zajišťuje očištění genetického založení od vlivů prostředí (Zahrádková et al., 2009; Mrode & Thomson, 2005)

3.9.1 Odhad plemenné hodnoty

U kvantitativních vlastností nejsme schopni stanovit genotypovou hodnotu přímo, proto využíváme řady statistických metod, které nám umožní předpovědět aditivně genetický efekt, tedy plemennou hodnotu (Garrick, 2010). Plemennou hodnotu jsme schopni stanovit přímo pouze za předpokladu, že koeficient dědivosti (h^2) je roven 1, anebo za předpokladu, že tuto plemennou hodnotu získáme od jednoho jedince díky měření vlastností u jeho nekonečně veliké populace potomků (Jakubec et al., 1999).

Základní rovnice pro odhad plemenné hodnoty je:

$$\hat{a}_{ix} = b(y - \mu)$$

Kde \hat{a} = odhad plemenné hodnoty (i = jedince a x = vlastnost, pro kterou odhadujeme plemennou hodnotu); b = regresní koeficient; y = pozorovaná vlastnost; μ = průměr populace (Mrode & Thompson, 2005).

Plemennou hodnotu lze odhadnout pomocí řady metod:

- 1) Odhad PH na základě vlastní užítkovosti
- 2) Odhad PH na základě užítkovosti příbuzných jedinců
- 4) Odhad PH na základě více vlastností – selekční index
- 5) Odhad PH pomocí metody BLUP – Animal model

Jelikož se jedná vždy o odhad, je potřeba k vlastnímu odhadu dodat údaje o přesnosti (r) a spolehlivosti (r^2) daného odhadu (Daetwyler et al., 2012).

3.9.1.1 Odhad plemenné hodnoty pomocí metody BLUP – Animal model

Nevýhodou selekčních indexů je ten fakt, že nejsme schopni při nevybalancovaných datech o užítkovosti provést odhad plemenné hodnoty nevychýleně. Tento problém řeší metoda BLUP (B = best, L = linear, U = unbiased, P = prediction), neboli nejlepší lineární nevychýlená předpověď (Liu et al., 2008; Robinson, 1991). Principem této metody je odhad jak plemenných hodnot (náhodných efektů), tak i efektů fixních. Tyto odhady jsme schopni udělat v jednom kroku, a to pomocí lineárních modelů (se smíšenými efekty) (Jakubec et al., 1999).

Metoda BLUP získala název podle vlastností, které by měly odhady mít:

- Best (nejlepší) = naší snahou je maximalizace korelace mezi skutečnou hodnotou a předpovědí (nebo alespoň minimalizace chyby v předpovědi) (Liu et al., 2008). Například hlavním parametrem populace je odhad průměru. Jestliže použijeme zcela náhodný vzorek populace, je zřejmé, že průměr vzorku je nejlepším odhadem (Jakubec et al., 1999).
- Linear (lineární) = každý odhad vychází z lineární kombinace jednotlivých hodnot pozorování. Mocniny pozorovaných hodnot nebo součiny různých hodnot nevcházejí do odhadu (Jakubec et al., 1999).
- Unbiased (nevychýlený) = nevychýlené jsou v tom smyslu, že průměrná hodnota odhadu je rovna průměrné hodnotě odhadované veličiny (Robinson, 1991).
- Prediction (předpověď) = jedná se o předpověď skutečné plemenné hodnoty. Používáme pojem předpověď, neboť plemenná hodnota je efekt náhodný (Mrode & Thompson, 2005; Jakubec et al., 1999).

Pomocí BLUP – Animal modelu jsme schopni předpovědět plemennou hodnotu pro všechny jedince v populaci, a to na základě všech dostupných užítkovostí od všech jedinců v dané populaci (Robinson, 1991). Dříve se odhadovala plemenná hodnota pouze pro jednu vlastnost = Single trait model, dnes jsme schopni provést odhad s ohledem na více užítkových

vlastností = Multiple trait model (Souza et al., 2018). V rámci Animal modelu vytváříme aditivně – genetickou matici příbuznosti (A), ve které jsou zahrnuty všechny příbuzenské vztahy mezi hodnocenými jedinci (Jakubec et al., 1999). Matice příbuznosti A je čtvercového charakteru a její velikost odpovídá počtu jedinců (Robinson, 1991).

3.10 Analýza živé hmotnosti kozy búrské a jiných plemen

Vzhledem k obtížím při spolehlivém měření a získávání informací o velkých stádech a databázích, je počet studií uvádějících genetické parametry růstových ukazatelů u koz omezený. Zejména tak u kozy búrské (Menezes et al., 2016). Přesto tyto práce existují. Je však nutné je brát s určitou rezervou, pokud chceme srovnávat data ze zahraničí s daty z ČR. Řada chovů se liší například věkem při odstavu kůzlat, klimatickými podmínkami či krmením.

3.10.1 Angorská koza

Koza angorská (Obr. 4) je srstnaté plemeno středního vzrůstu pocházející z Turecka. Hlavním produktem je srst, která nese označení mohér. Vedlejším produktem je pak i maso (Sambraus, 2001).

3.10.1.1 Jihoafrická republika

Snyman (2020) se ve své práci zaměřil jak na genetickou analýzu produkce mohéru a reprodukci, tak i na tělesnou hmotnost. Použitá data pocházejí z údajů nashromážděných ze 3 stád, a to od roku 2000 do roku 2015. Odhad koeficientu dědivosti a opakovatelnosti pro tělesnou hmotnost a reprodukci byl proveden pomocí fitování zvířecích modelů v programu ASReml. Pro tuto analýzu byly použity všechny dostupné údaje od porodní hmotnosti kozlíků a koziček až po roční tělesnou hmotnost. Animal modely byly fitovány pro porodní hmotnost, hmotnost ve 4, 8, 12 a 16 měsících života. Opakovatelnost byla zjištěna pro tělesnou hmotnost dospělých zvířat a pro všechny hmotnosti koziček od jejich narození až do věku 10 let.

Fixní efekty pro kozly a kozy do 18 měsíců: stádo, rok, pohlaví, chovný status, chovná skupina, věk matky, věk ve dnech. Pro ovce starší nad 18 měsíců byly fixní efekty: stádo, rok, věk (v měsících). Celkem bylo vytvořeno 6 modelů, které náhodně obsahovaly kombinace: přímé aditivní a maternální aditivní genetické efekty, kovariance mezi nimi, trvalé prostředí (pro opakovatelnost) a trvalé prostředí matky (Snyman, 2020).

Průměrná hmotnost kůzlat při narození byla 3,20 kg, hmotnost při odstavu 17,25 kg, hmotnost v 8 měsících byla 22,59, ve 12 měsících života 22,02 kg, v 16 měsících života 24,95 kg a hmotnost dospělého zvířete byla v průměru 35,19 kg. Odhad přímé aditivní dědivosti (h_a^2) pro hmotnost při narození byl v rozmezí $0,20 \pm 0,03$, pro hmotnost při odstavu $0,19 \pm 0,03$, pro hmotnost v 8 měsících $0,17 \pm 0,03$, pro hmotnost ve 12 měsících $0,24 \pm 0,04$, pro hmotnost v 16 měsících $0,74 \pm 0,02$, pro hmotnost v dospělosti $0,32 \pm 0,04$ a pro všechny hmotnosti od narození do 10 let věku $0,20 \pm 0,01$. Odhad maternálního koeficientu dědivosti (h_m^2) pro hmotnost při narození byl $0,13 \pm 0,02$, pro hmotnost při odstavu $0,11 \pm 0,02$, pro hmotnost v 8 měsících $0,07 \pm 0,02$, pro hmotnost ve 12 měsících $0,14 \pm 0,02$, pro hmotnost v 16 měsících $0,09 \pm 0,03$ a pro veškeré hmotnosti od narození do 10 let věku $0,03 \pm 0,01$. Hodnota opakovatelnosti pro

hmotnost v dospělosti byla $0,56 \pm 0,02$ a pro veškeré hmotnosti od narození do 10 let věku $0,30 \pm 0,01$ (Snyman, 2020).

Odhad dědivosti a opakovatelnosti pro jednotlivé reprodukční záznamy, jako je počet narozených mlád'at, počet odstavených mlád'at, celková hmotnost odstavených mlád'at, celková hmotnost mlád'at na první paritě, počet narozených mlád'at na první paritě, počet odstavených mlád'at na první paritě, hmotnost odstavených mlád'at za celý život, počet narozených mlád'at za celý život a počet odstavených mlád'at za celý život, byl proveden pomocí modelů opakovatelnosti v programu ASReml. Fixní efekty: stádo, rok narození matky a chovná skupina (Snyman, 2020).

Průměrná odstavová hmotnost u mlád'at za rok byla 13,64 kg, průměrný počet narozených mlád'at za rok byl 0,99, průměrný počet odstavených mlád'at za rok byl 0,81, celková hmotnost mlád'at na první paritě byla v průměru 9,46 kg, počet narozených mlád'at na první paritě byl v průměru 0,69, průměrný počet mlád'at odstavených na první paritě byl 0,55, průměrná hmotnost odstavených mlád'at za celý život byla 48,68 kg, průměrný počet narozených mlád'at za celý život byl 3,52 a průměrný počet odstavených mlád'at za celý život byl 2,88. Odhad přímé aditivní dědivosti (h_a^2) pro odstavovou hmotnost u mlád'at za rok byl $0,07 \pm 0,01$, pro počet narozených mlád'at za rok $0,05 \pm 0,01$, pro počet odstavených mlád'at za rok $0,07 \pm 0,01$, pro celkovou hmotnost mlád'at na první paritě $0,02 \pm 0,05$, pro počet narozených mlád'at na první paritě $0,01 \pm 0,04$, pro počet mlád'at odstavených na první paritě $0,01 \pm 0,04$, pro hmotnost odstavených mlád'at za celý život $0,11 \pm 0,03$, pro počet narozených mlád'at za celý život $0,14 \pm 0,03$ a pro počet odstavených mlád'at za celý život $0,10 \pm 0,03$. Koeficient opakovatelnosti pro odstavovou hmotnost mlád'at za rok byl $0,12 \pm 0,01$, pro počet narozených mlád'at za rok $0,08 \pm 0,01$ a pro počet odstavených mlád'at za rok $0,09 \pm 0,01$ (Snyman, 2020).

Korelace mezi celkovou tělesnou hmotností a odstavovou hmotností mlád'at za rok byla $0,34 \pm 0,08$, korelace mezi tělesnou hmotností a počtem narozených mlád'at za rok byla $0,12 \pm 0,08$ a korelace mezi tělesnou hmotností a počtem odstavených mlád'at za rok byla $0,01 \pm 0,08$ (Snyman, 2020).

Snyman (2020) na závěr došel k různým návrhům selekčních strategií pro různé užitkové vlastnosti tohoto plemene. Selektce dospělých koz by se měla zaměřit na zlepšení reprodukce jako takové. Mladé kozy by se měly selektovat na základě rané tělesné hmotnosti a následně podle hmotnosti, nebo počtu odstavených kůzlat na první paritě.

3.10.2 Ardi

Plemeno ardi (Obr. 5) patří mezi nejběžněji chovaná plemena v Saúdské Arábii, které bylo podrobena velmi intenzivní selekci. Ardi se chová jak na mléko, tak i na maso (Mohammed et al., 2018).

3.10.2.1 Saúdská Arábie

Studii o tomto zajímavém plemeni provedli Mohammed et al. (2018). Data jsou nashromážděna od roku 2006 do roku 2010, obsahují informace o porodní hmotnosti, hmotnosti při odstavu, hmotnosti v 6 měsících života, průměrný denní přírůstek v různých fázích života – od narození do odstavu, od odstavu do 6 měsíců života a od narození do 6 měsíců života. Tyto

údaje byly zaznamenávány během dvou období – 1. období je zima a podzim, 2. období je jaro a léto. Data byla zpracována v programu SAS procedurou GLM. Heritabilita a genetické parametry byly odhadnuty pomocí metody REML v programu MTDFREML. Fixní efekty: pohlaví, sezóna, rok a počet kůzlat ve vrhu.

Průměrná hmotnost kůzlat při narození byla $3,653 \pm 0,053$ kg, hmotnost při odstavu $14,464 \pm 0,258$ kg a hmotnost v 6 měsících života $23,313 \pm 0,335$ kg. V průměru kozlíci vážili vždy více než kozičky. Nejvyšší porodní hmotnost, hmotnost při odstavu a hmotnost v 6 měsících života měli vždy jedináčci. Nejvyšší porodní hmotnost byla pozorována v roce 2009. Průměrný denní přírůstek byl od narození do odstavu $0,128 \pm 0,003$ kg, od odstavu do 6 měsíců života $0,105 \pm 0,002$ kg a od narození do odstavu $0,117 \pm 0,001$ kg. Koeficient dědivosti pro hmotnost při narození byl 0,150, pro hmotnost při odstavu 0,260 a pro hmotnost v 6 měsících života 0,450 (Mohammed et al., 2018).

3.10.3 Búrská koza

3.10.3.1 Brazílie

Velmi rozsáhlou studii ohledně genetických parametrů pro reprodukční a růstové ukazatele provedli Menezes et al. (2016). K odhadu genetických parametrů pro reprodukční a růstové ukazatele byla použita data nashromážděná za 15 let. Analýza zahrnovala informace od přibližně 1300 kůzlat a téměř 750 záznamů o reprodukci od 345 búrských koz.

Analýza růstových ukazatelů zahrnovala informace o hmotnosti při narození, hmotnosti při odstavu, průměrný denní přírůstek a relativní rychlost růstu. Analýza reprodukčních ukazatelů zahrnovala informace o mezidobí, počtu kůzlat na vrh, hmotnost vrhu při narození a při odstavu a hmotnost koz při porodu (Menezes et al., 2016).

Fixní efekty pro růstové ukazatele: skupiny, pohlaví, počet kůzlat ve vrhu a pořadí porodu. Náhodné efekty pro růstové ukazatele: přímý a maternální genetický efekt, trvalý vliv prostředí matky a společný vliv prostředí vrhu (Menezes et al., 2016).

Průměrný počet kůzlat na jeden vrh: $1,70 \pm 0,66$ kůzlat, průměrná hmotnost kůzlete při narození: $3,4 \pm 0,8$ kg, při odstavu $15,2 \pm 4,7$ kg, průměrný denní přírůstek: $105,2 \pm 40,0$ g a relativní rychlost růstu: $1,3 \pm 0,3$ % (Menezes et al., 2016).

Koeficient dědivosti (h^2) byl u růstových ukazatelů a přímých vlivů vyšší než koeficient dědivosti pro maternální efekty. Například u růstových ukazatelů měřených po narození se h^2 pohyboval v rozmezí 0,23 – 0,31, zatímco h^2 pro maternální efekty byl u různých znaků kolem hodnoty 0,13. Zároveň korelace mezi přímým a maternálním efektem byla silná a záporná. Pro hmotnost při narození -0,67 a cca 0,8 až -0,9 pro ostatní znaky (Menezes et al., 2016).

Pohlaví kůzlat mělo významný vliv na všechny hmotnostní znaky kromě relativní rychlosti růstu. Hmotnost při narození, hmotnost při odstavu a průměrný denní přírůstek byly u samců přibližně o 0,3 kg, 1,6 kg a 12 g vyšší oproti samicím. Při hodnocení vlivu počtu kůzlat ve vrhu na analyzované hmotnostní efekty nebyla relativní rychlost růstu ovlivněna počtem kůzlat – pouze s výjimkou čtyřčat. Obecně však hmotnosti v různém věku a relativní rychlost růstu měly tendence klesat s rostoucí velikostí vrhu. Takže pokud došlo ke srovnání, tak dvojčata měla oproti jednočetným kůzlatům nižší porodní hmotnost asi o 0,6 kg, hmotnost při odstavu o 3,3 kg nižší a průměrný denní přírůstek o 24 g nižší. Odpovídající rozdíl u trojčat

činil: o 1,0 kg nižší hmotnost při narození, 4,5 kg nižší hmotnost při odstavu a o 32 g nižší průměrný denní přírůstek. Rozdíly u čtyřčat jsou méně konzistentní, ale to je dáno jejich nízkým výskytem. Pořadí porodu mělo taktéž výrazný vliv na hmotnost kůzlat v různém věku, ale ne na relativní rychlost růstu. Byl pozorován obecný trend nárůstu různých hmotností s rostoucím pořadím porodu, a to až do 5. porodu (určité snížení bylo pozorováno u hmotnosti při odstavu a průměrného denního přírůstku již u 4. porodu) (Menezes et al., 2016).

Analyzované stádo z této práce, má úroveň užítkovosti srovnatelnou se zbytkem světa, což potvrzuje adaptaci tohoto plemene i na podmínky panující v Brazílii (Menezes et al., 2016).

3.10.3.2 Čína

Zhang et al. (2009) se taktéž zaměřili na růstové ukazatele koz burských. Veškeré údaje byly odhadnuty z informací získaných v chovatelské stanici v Yidu (Čína) v letech 2002–2007. Cílem studie bylo zjistit faktory a jejich interakce ovlivňující hmotnost při narození, hmotnost v 90 dnech, hmotnost v 300 dnech, průměrný denní přírůstek od narození do 90 dnů, od narození do 300 dnů věku a od 90 dnů do 300 dnů věku. Mimo to bylo také cílem odhadnout genetické a fenotypové parametry pro výše uvedené znaky a oddělit přímé efekty, permanentní vlivy matčina prostředí a genetické maternální vlivy.

Faktory a jejich vzájemné interakce ovlivňující hmotnost byly stanoveny pomocí programu SAS 8.1 za použití PROC GLM. Genetické a fenotypové parametry byly odhadnuty procedurou DFREML – byly použity čtyři analytické modely (zahrnující odpovídající fixní efekty) za účelem optimalizace modelu. Přesnost odhadu genetických parametrů do značné míry závisí na struktuře rodokmenu, fixních efektech, velikosti vzorku a samotný výběr modelu (Zhang et al., 2009).

Fixní efekty pro růstové ukazatele: pořadí porodu (parita), velikost vrhu, rok a sezóna narození, pohlaví kůzlat a některé významné interakce mezi těmito faktory (Zhang et al., 2009).

Pracovalo se s hmotnostmi od 1520 kůzlat narozených v lednu 2002 až do ledna 2007. Rodokmen obsahoval 2444 zvířat (129 otců, 522 matek) (Zhang et al., 2009).

Celkově byly sestaveny 4 rozličné modely. Model 1 zahrnuje pouze přímé efekty, model 2 zahrnuje přímé efekty a permanentní vlivy matčina prostředí, model 3 zahrnuje přímé efekty a genetické maternální vlivy, model 4 zahrnuje přímé efekty, permanentní vlivy matčina prostředí a genetické maternální vlivy (Zhang et al., 2009).

Výsledky výzkumu ukázaly, že parita matky významně ovlivňuje růstové ukazatele před odstavem. Hmotnost při narození, hmotnost v 90 dnech věku a průměrný denní přírůstek od narození do 90 dnů věku vykazuje nejvyšší hodnoty na 4. paritě a poté mají tendenci klesat. Vliv parity matky může být vysvětlen lepším vývojem dělohy matky. Kůzlata narozená v zimní období (prosinec až únor) vykazují mnohem lepší hmotnost při narození, hmotnost v 90 dnech věku a průměrný denní přírůstek od porodu do 90 dní věku. Obvykle zimní mláďata rostou o něco rychleji díky jarní kvalitnější píci. Oproti tomu hmotnost v 300 dnech, přírůstky od 90 dnů věku do 300 dnů věku a přírůstky od narození do 300 dnů věku mají větší kůzlata narozená v letním období (květen až září). To značí, že kůzlata narozená v létě mají silný růstový potenciál v období odstavu, ačkoli před odstavem jsou tyto hodnoty nižší. Jedináčci vykazují nejvyšší hmotnost a přírůstky před odstavem (do 90 dní). Nicméně hodnoty po odstavu, jako je hmotnost v 300 dnech věku, přírůstky od narození do 300 dnů věku a přírůstky od 90 dnů do

300 dnů věku jsou shodné jak pro jedináčky, tak pro dvojčata. Samci byli vždy těžší a rychleji rostli než samice (Zhang et al., 2009). Celkový rozdíl mezi pohlavími je dán spíše zvyšující se rychlostí růstu a tím, že samci jsou citlivější na zlepšení kvality prostředí, jak zjistil Snyman (2020).

Odhad pro přímou aditivní dědivost (h_a^2) za využití modelu 4 pro hmotnost při narození byla $0,17 \pm 0,07$. Bylo prokázáno, že parita matky, období porodu, interakce parita – rok, parita – sezóna a rok – sezóna významně ovlivňují růstový potenciál kůzlat. Odhad h_a^2 pro hmotnost v 90 dnech života je $0,22 \pm 0,08$ a pro přírůstek od narození do 90 dnů života je $0,07 \pm 0,07$. Pro hmotnost ve 300 dnech byl odhad h_a^2 $0,10 \pm 0,08$ (za využití modelu 2). V případě růstových znaků před odstavem jsou genetické vlivy a maternální vlivy velmi významné, protože se podílejí na výsledných fenotypových hodnotách. Ovšem mezi přímým genetickým vlivem a maternálním vlivem je vysoce negativní korelace (r_{a-m}). Z výsledků plyne, že maternální efekt nemá na růst po odstavu vliv (Zhang et al., 2009).

3.10.3.3 Egypt

Abd-Allah et al. (2016) provedli studii hmotnosti při narození, ve 3 měsících života, v 6 měsících, 9 měsících a ve 12 měsících života u plemene kozy burské.

Kůzlata byla rozdělena do 4 věkových kategorií: A (0 až 3 měsíce), B (3 až 6 měsíců), C (6 až 9 měsíců) a D (9 až 12 měsíců). Po odstavu (ve 3 měsících) byla všechna kůzlata shromážděna nezávisle na genotypu, aby se vyskytovali ve stejných podmínkách. Všechna měření hmotností (kromě porodní hmotnosti) byla prováděna v třítydenním intervalu pomocí váhy s nosností 50 kg. Do celé studie jsou zahrnuta data z let 2009–2010 až 2010–2011. Ke statistické analýze se použil software SPSS 15.0. K porovnání průměrů jednotlivých faktorů u koz různých skupin byla použita jedнокroková ANOVA. Rozdíly mezi průměry byly seřazeny pomocí Duncanovy metody mnohonásobného porovnávání. Všechny analýzy se provedly ve třech opakování (Abd-Allah et al., 2016).

Průměrné váhy při narození, ve 3 měsících, v 6 měsících, v 9 měsících a ve 12 měsících u čistokrevných koz burských je to 3,2 kg, 10,52 kg, 16,86 kg, 25,87 kg a 35,4 kg. Průměrný denní přírůstek u skupiny A, B, C a D byl 81,33 g/den, 70,44 g/den, 100,11 g/den a 105,88 g/den (Abd-Allah et al., 2016).

Potvrdilo se, že kozlíci jsou vždy těžší než kozičky. Průměrné porodní hmotnosti samců a samic byly 3,33 a 3,08 kg. Jedináčci dosáhli lepších růstových výsledků než dvojčata. Co se týče průměrných denních přírůstku v závislosti na pohlaví, tak nejvyšší hodnoty (od narození do jednoho roku věku) byly naměřeny u kozlíků (Abd-Allah et al., 2016).

3.10.3.4 Etiopie

Obdobnou práci jako provedli Abd-Allah et al. (2016) provedli také Mustefa et al. (2019). Mustefa et al. (2019) se zabývali růstovými parametry u kozy burské.

Většinu času byly kozy chovány ve venkovních prostorech. Veškerá data, která se následně zpracovávala, byla shromážděována v letech 2012 až 2017. K dispozici byly údaje o rodokmenu a užitkovosti burských koz, údaje o porodní hmotnosti, hmotnosti při odstavu, hmotnosti v 6 měsících života a o hmotnost v jednom roce. Zároveň se hodnotily průměrné denní přírůstky v různých věkových kategoriích. Veškerá data byla analyzována pomocí

procedury GLM v programu SAS 9.0. Průměrné hodnoty byly porovnávány pomocí Tukey-Kramerova testu taktéž v softwaru SAS. Odhady genetických parametrů byl analyzován pomocí Animal modelu v programu WOMBAT (program pro analýzy smíšených modelů pomocí REML). Jako fixní efekty byli použity: pohlaví, počet kůzlat v jednom vrhu, pořadí porodu (parita), rok narození a období, kdy bylo kůzle narozeno (Mustefa et al., 2019).

Kozlíci měli významně vyšší hodnoty u růstových znaků než-li kozičky. Tento jev vyplývá z Renschova pravidla, kdy samci jednoho plemene jsou obvykle větší než samice – může to být způsobeno testosteronem, což vede k navýšení svalové hmoty a kosterní soustavy. Zajímavé je, že nebyly zjištěny významné rozdíly mezi paritami, což autoři přisuzují nadprůměrné mléčnosti matek. Tento výsledek se liší doposud od všech výše zmíněných. Dále z testování vyplynulo, že jedináčci měli vyšší průměrné hmotnosti oproti vícercatům. Vliv roku narození měl poměrně velký význam na sledované hodnoty, ale bez jasného trendu. Protože v roce 2017 měla kůzlata vyšší porodní hmotnost a hmotnost při odstavu, zatímco kůzlata narozená v roce 2016 měla vyšší hmotnost ve věku 6 měsíců a ve věku jednoho roku. Nicméně tento jev byl potvrzen i v řadě jiných studií. Období, kdy se kůzle narodilo nemělo vliv na růstové ukazatele v pozdějším věku. Průměrný denní přírůstek před odstavem byl podobný u obou pohlaví, zatímco kozlíci měli vyšší přírůstek v období po odstavu (Mustefa et al., 2019).

Koeficient dědivosti u burských koz odhadnutý z dat získaných mezi roky 2012 až 2017 je pro hmotnost při narození $0,73 \pm 0,28$, pro hmotnost při odstavu $0,78 \pm 0,50$, pro hmotnost v 6 měsících $0,75 \pm 0,52$ a pro hmotnost v roce $0,23 \pm 0,70$ (Mustefa et al., 2019).

3.10.3.5 Indonésie

Kusminanto et al. (2020) se zaměřili na studii 7 plemen koz, u kterých hodnotili nejenom tělesnou hmotnost, ale i délku těla, výšku v kohoutku a obvod hrudníku. Mezi 7 hodnocenými plemeny byla i koza burská. Cílem této studie bylo zjistit a popsat tělesnou hmotnost a tělesné míry této kozy. Tyto informace by měly mít zásadní význam pro následné šlechtění za účelem zvyšování užitkovosti.

Tělesná hmotnost byla zjišťována pomocí analogové váhy v kg. Samotná data byla analyzována pomocí GLM v programu R a pomocí metody ANOVA (alfa = 5 %). Pakliže byly výsledky hodnocení signifikantní, byl proveden Tukeyho test. Studie ukázala, že průměrná tělesná hmotnost kozy burské byla 50,73 kg. Na základě této hmotnosti spadá do velkých plemen (Kusminanto et al., 2020).

Práci přímo z oblasti Sumatry zaměřenou i na kozu burskou provedli Elieser et al. (2012). Tato práce byla prováděna po dobu 2 let. Veškerá zvířata, od kterých byla získávána data se nacházela ve výzkumném ústavě pro chov koz v severní Sumatře. Mezi sledované parametry patřila porodní hmotnost, hmotnost kůzlat při odstavu, velikost vrhu, parita matky, úmrtnost před odstavem a interval od porodu do porodu. Celkem se pracovalo s 15 burskými kozami. Veškerá data byla zpracována pomocí metody GLM v programu SAS (2002).

Porodní hmotnost kůzlete závisí především na zmasilosti a ranosti plemene. Kůzlata měla porodní hmotnost $5,2 \pm 0,23$ kg. Velikost vrhu byla $1,75 \pm 0,077$. Celková hmotnost při narození a odstavu se zvyšovala s nárůstem jedináčků. Úmrtnost kůzlat před odstavem byla $22,3 \pm 5,05$ %. Meziobdobí mělo délku $301 \pm 9,93$ dne. Parita matky měla významný vliv na

všechny produkční ukazatele kromě úmrtnosti před odstavem. Všechny produkční vlastnosti se zvyšovaly s rostoucí paritou, po 4. porodu dochází ke snižování (Elisier et al., 2012).

3.10.3.6 Namibie a Jihoafrická republika

Srovnávací práci ohledně dvou stád koz búrských provedli Schoeman et al. (1997). Porovnávali stádo A z Adelaide v Jihoafrické republice a stádo O z Omatjenne v Namibii. Obě stáda měla přibližně 100 chovných koz. Veškeré údaje se skládají ze záznamů o kůzlatech narozených ve stádě A od roku 1978 do roku 1991 a ve stádě O od roku 1977 do roku 1991. Ve stádě O byli použiti plemenci po dobu maximálně 3 let, zatímco ve stádě A byli používáni pouze 1 rok. Plemenci ve stádě A byli poté nahrazeni nejlepšími syny, kteří prošli selekcí na hmotnosti při odstavu, zároveň samozřejmě museli splňovat plemenný standard. Hmotnost při narození a hmotnost při odstavu byla zjišťována u obou stád, ale hmotnost v 6 měsících, v 9 měsících a hmotnost v roce byla měřena pouze ve stádě O. Lišil se věk při odstavu – ve stádě O se odstavovalo ve 4 měsících, ve stádě A v 5 měsících, proto byla odstavová hmotnost upravena na 100 dní ve stádě O a na 150 dní ve stádě A. Ve stádě A byl i před odstavem měřen průměrný denní přírůstek a Kleiberův poměr.

Analýza byla provedena pomocí bezderivátové restringované metody maximální věrohodnosti (DFREML) v programu Meyer. Tento program využívá Simplexovou metodu k nalezení maximální věrohodnosti. Kritérium konvergence bylo nastaveno na $0,1 * 10^{-8}$. Fixní efekty zahrnovaly rok narození, věk matky (rozdělen na 2 úrovně), pohlaví kůzlete a velikost vrhu. Celkem se pracovalo s 5 modely (Schoeman et al., 1997).

Ačkoli byla porodní hmotnost u stáda A nižší, jeho hmotnost při odstavu byla o 18% vyšší než v 6 měsících věku ve stádě O. Tento rozdíl může být důsledkem lepších řídicích postupů, které se uplatnily ve stádě A. Průměrná porodní hmotnost, hmotnost ve 150 dnech, průměrný denní přírůstek a Kleiberův poměr byl ve stádě A $3,5 \pm 0,48$ kg, $26,8 \pm 3,72$ kg, $0,16 \pm 0,004$ kg/den a $1,31 \pm 0,083$ v tomto pořadí. Průměrná porodní hmotnost, hmotnost ve 100 dnech, hmotnost v 6 měsících, hmotnost v 9 měsících a v roce byla u stáda O $4,4 \pm 0,73$ kg, $17,8 \pm 4,42$ kg, $22,7 \pm 5,62$ kg, $30,0 \pm 7,07$ kg a $36,9 \pm 8,03$ kg. Koeficient dědivosti pro hmotnosti při narození pro stádo A byl $0,327 \pm 0,072$, pro hmotnost při odstavu $0,273 \pm 0,091$, pro průměrný denní přírůstek $0,257 \pm 0,086$ a pro Kleiberův poměr $0,213 \pm 0,083$. Koeficient dědivosti u stáda O pro hmotnost v 6 měsících byl $0,597 \pm 0,173$, pro hmotnost v 9 měsících $0,4 \pm 0,183$ a pro hmotnost v jednom roce $0,355 \pm 0,191$. Odhad genetické korelace mezi přímým a maternálním efektem byl pro hmotnost při narození a při odstavu záporný, pro průměrné denní přírůstky a pro Kleiberův poměr pozitivní (Schoeman et al., 1997).

Ačkoli byla data v některých případech omezená, práce ukázala, že genetického zlepšení lze dosáhnout selekcí pomocí přímých a mateřských plemenných hodnot (Schoeman et al., 1997).

3.10.3.7 Nepál

Studii o čistokrevných kozách búrských provedli Kadel et al. (2020). Data pocházejí z kozí výzkumné stanice (Bandipur, Tanahun, Nepál) a byla zaznamenávána od roku 2015 do roku 2019. Tato studie měla za cíl vyhodnotit růstové ukazatele v závislosti na pohlaví a na počtu kůzlat ve vrhu s celkem 225 pozorovaných kůzlat narozených od 218 koz.

Zaznamenávány byly údaje o porodní hmotnosti, hmotnosti při odstavu, hmotnost v 8 měsících a hmotnost v roce. Údaje o tělesné hmotnosti byly zaznamenány vždy ráno před krmením. Dané údaje byly analyzovány pomocí GLM metody v softwaru Minitab 17. Průměrné hodnoty byly porovnány pomocí Tukeyho testu (Kadel et al., 2020).

Průměrná porodní hmotnost kůzlat byla $3,24 \pm 0,05$ kg, hmotnost při odstavu: $17,86 \pm 0,10$ kg, hmotnost v 8 měsících věku: $27,66 \pm 0,10$ kg, roční hmotnost $45,10 \pm 0,22$ kg. Z výsledků vyplývá, že kůzlata samčího pohlaví měla vyšší porodní hmotnost a hmotnost při odstavu než kůzlata ženského pohlaví. Mladí kozlíci mají výrazně vyšší tělesnou hmotnost v 8 měsících a v roce při porovnání s mladými kozami. Množství kůzlat v jednom vrhu má významný vliv na porodní hmotnosti a hmotnost při odstavu. Na hmotnost v 8 měsících věku a na roční hmotnost příliš vliv nemá. Koefficient dědivosti nebyl počítán (Kadel et al., 2020).

Další prací, která se zabývá produkčními a reprodukčními ukazateli u čistokrevných koz búrských jsou Bastola et al. (2020). Celkově se pracovalo s 71 kůzlaty (37 kozlíků a 34 koziček) od 37 chovných búrských koz a 3 búrských kozlů. Celkem 29 kůzlat bylo odstaveno a kojeno po dobu 3 měsíců. Pozorované ukazatele jsou: hmotnost při narození, hmotnost při odstavu, průměrný denní přírůstek od narození do odstavu, parita matky, délka mezidobí, počet mláďat v 1 vrhu a pohlaví kůzlat.

Průměrná naměřená porodní hmotnost kůzlat byla 3,34 kg. V porovnání s tradičním plemenem Khari (1,63 kg) je tato hmotnost opravdu vysoká. Obecně se porodní hmotnost búrských koz pohybuje od 3 do 4 kg, přičemž samci mají zhruba o 0,5 kg vyšší porodní hmotnost než samice. Búrská kůzlata mohou během odstavu dosáhnout hmotnosti 20 až 25 kg. Průměrná délka mezidobí byla přibližně $307,61 \pm 40,41$ dní. Plodnost/porodnost činila 148 %, přičemž schopnost produkovat dvojčata byla na úrovni 49,295 % (Bastola et al., 2020).

Podle Parajuliho (2020) mají kozy búrské mnohem rychlejší růst oproti tradičním nepálským plemenům. Denní přírůstek kozy búrské je 80–140 g/den. Čistokrevné kozy búrské brzy dospívají a dosahují maximální hmotnosti cca 62 kg ve věku 3,5 let (při extenzivním chovu). Procento dvojčat se pohybuje u kříženců okolo 40–50 %.

3.10.4 Damažská koza

Koza damažská (Obr. 6) pochází ze zemí Blízkého východu. Jedná se o vzhledově netradiční plemeno kozy, jejíž hlavní užitkovostí je jak produkce mléka, tak i produkce masa (Mohammed et al., 2018).

3.10.4.1 Saúdská Arábie

Mohammed et al. (2018) provedli studii o damažské koze, kde se zaměřili na růstové ukazatele a genetické parametry.

Veškerá data byla sbírána od roku 2006 do roku 2010 a obsahují informace o porodní hmotnosti, hmotnosti při odstavu, hmotnosti v 6 měsících života, průměrný denní přírůstek v různých fázích života – od narození do odstavu, od odstavu do 6 měsíců života a od narození do 6 měsíců života. Data byla zpracována v programu SAS procedurou GLM a lze je rozdělit ještě do dvou období: jaro + léto a podzim + zima. Heritabilita a genetické parametry byly odhadnuty pomocí metody REML v programu MTDFREML. Fixní efekty: pohlaví, sezóna, rok a počet kůzlat ve vrhu (Mohammed et al., 2018).

Průměrná hmotnost kůzlat při narození byla $3,912 \pm 0,076$ kg, hmotnost při odstavu $15,960 \pm 0,366$ kg a hmotnost v 6 měsících života $24,774 \pm 0,475$ kg. Nejvyšší porodní hmotnost, hmotnost při odstavu a hmotnost v 6 měsících života měli vždy jedináčci a kůzlata samčího pohlaví. Průměrný denní přírůstek byl od narození do odstavu v průměru $0,144 \pm 0,004$ kg, od odstavu do 6 měsíců života $0,104 \pm 0,004$ kg a od narození do odstavu $0,124 \pm 0,002$ kg. Koeficient dědivosti pro hmotnost při narození byl 0,410, pro hmotnost při odstavu 0,350 a pro hmotnost v 6 měsících života 0,180 (Mohammed et al., 2018).

3.10.5 Draa

V Maroku žije přibližně 6,2 milionů kusů koz, ale pouze koza draa (Obr. 7) byla uznána jako oficiální a původní plemeno této země. Ačkoli se jedná o středně velké zvíře zaměřené na mléčnou užitkovost, je zde velká poptávka po kůzlečím mase, proto je zde zájem šlechtit tato zvířata i na zlepšení růstových vlastností (Boujenane & Hazzab, 2008).

3.10.5.1 Maroko

Odhad genetických parametrů u zajímavého plemena Draa provedli Boujenane & Hazzab (2008). Data byla nashromážděna od roku 1988 do roku 2005 a to od 1498 kůzlat (735 kozlíků, 763 koziček). Všechna kůzlata byla vážena při narození a pak následně každé 3 týdny až do odstavu, který byl proveden v 6 měsících života. Pro analýzu byla použita hmotnost při narození, ve 30, 90 a v 180 dnech věku. Pro tyto údaje byly následně odhadovány genetické parametry.

Komponenty rozptylu a genetické parametry byly odhadnuty pro každý model pomocí programu MTDFREML a to fitováním šesti modelů pro jeden znak, které ignorují nebo zahrnují aditivní mateřské nebo trvalé vlivy prostředí. Modely, které byly použity k odhadu genetických parametrů, zahrnovaly jak náhodné, tak fixní efekty, jejichž význam byl posouzen pomocí procedury GLM v programu SAS. Analýza rozptylu následně ukázala, že fixní efekty typu: porod, pohlaví kůzlete a rok narození jsou pro hmotnost při narození, hmotnost ve 30, 90 a 180 dnech, významné. Věk matky byl významný pouze pro hmotnost při narození, hmotnost ve 30 a 180 dnech věku. Období porodu (leden až duben, květen až srpen, září až prosince) bylo významné pouze pro hmotnost při narození a hmotnost ve 180 dnech věku (Boujenane & Hazzab, 2008).

Průměrná hmotnost při narození byla $2,32 \pm 0,42$ kg, ve 30 dnech věku $4,73 \pm 0,83$ kg, ve 90 dnech věku $9,29 \pm 1,63$ kg a ve 180 dnech $13,5 \pm 3,04$ kg. Kozlíci byli vždy těžší než kozičky, a to ve všech váženích: hmotnost kozlíků při narození byla v průměru $2,29 \pm 0,02$ kg, ve 30 dnech věku $4,63 \pm 0,04$, v 90 dnech věku $9,13 \pm 0,09$ kg a ve 180 dnech věku $13,0 \pm 0,19$ kg. Na rozdíl tomu kozičky vážily v průměru při narození $2,10 \pm 0,02$ kg, ve 30 dnech věku $4,40 \pm 0,04$ kg, v 90 dnech věku $8,69 \pm 0,09$ kg a ve 180 dnech věku $12,1 \pm 0,19$ kg. Jedináčci byli vždy těžší než dvojčata a trojčata – a to ve všech váženích). Jedináčci vážili při narození $2,40 \pm 0,02$ kg, ve 30 dnech věku $4,85 \pm 0,03$ kg, v 90 dnech věku $9,36 \pm 0,06$ kg a ve 180 dnech věku $13,4 \pm 0,13$ kg. Období porodu má význam zejména na hmotnost při narození a hmotnost ve 180 dnech věku. Nejpriznivějším obdobím je doba od ledna do dubna (Boujenane & Hazzab, 2008).

Odhad maternálního koeficientu dědivosti (h_m^2) pro hmotnost při narození se lišil

v závislosti na použitém modelu, a to v rozmezí od 0,04 do 0,21. Tyto hodnoty uvádějí i jiní autoři u jiných plemen koz (např. Schoeman et al., 1997). Odhad přímé aditivní dědivosti (h_a^2) pro hmotnost při narození byl v rozmezí od 0,16 do 0,39. Korelace mezi přímou aditivní dědivostí a maternálním efektem pro porodní hmotnost byla negativní a nízká (- 0,07), což naznačuje, že by měl být zohledněn maternální efekt při selekci koz plemene draa. U postnatálních hmotností se přímé odhady dědivosti lišily v závislosti na modelu, hodnota byla 0,07 až 0,23 pro hmotnost ve 30 dnech, 0,11 až 0,38 pro hmotnost v 90 dnech a 0,11 až 0,24 pro hmotnost ve 180 dnech. Odhad maternálního koeficientu dědivosti (h_m^2) pro hmotnost ve 30 dnech věku byl v rozmezí od 0,00 do 0,18, ve 90 dnech věku 0,00 do 0,24 a ve 180 dnech 0,00 až 0,19. Korelace mezi přímým a maternálním efektem pro postnatální údaje je záporná a blíží se 1. Tento údaj je ovšem z biologického hlediska nemožný. Schoeman et al. (1997) uvedl korelaci - 0,15 pro hmotnost při odstavu. Obecně se tato korelace pohybuje v rozmezí od mírně pozitivní až po vysoce negativní. Jediný možný důvod pro takto vysokou hodnotu může být malý počet potomků na matku a omezené informace od evidovaných matek (Boujenane & Hazzab, 2008).

Výsledky této práce ukázaly, že tělesná hmotnost kůzlat plemene draa je nízká. Všechny sledované hmotnosti jsou ovlivněny některými faktory prostředí, které by měly být zohledněny pro genetické hodnocení. Genetické parametry odhadnuté pro znaky tělesné hmotnosti naznačují, že existuje poměrně malá genetická variabilita, která může být využita pro genetické změny pomocí selekce. Maternální efekt je zde velmi důležitý a je nutné ho zohlednit při selekci na růst (Boujenane & Hazzab, 2008).

3.10.6 Emirati

Koza plemene emirati patří mezi nejrozšířenější a původní plemeno ve Spojených arabských emirátech. Z celkového počtu 1,2 milionů koz tvoří toto plemeno 20 % z celkového počtu koz v této zemi. Chová se zejména na maso (Al-Shorepy et al., 2002).

3.10.6.1 Spojené arabské emiráty

Práci na odhad genetických parametrů u plemene emirati provedli Al-Shorepy et al. (2002). Hlavním cílem této práce byla snaha o zachování tohoto plemene, jelikož stavy tohoto plemene klesají. Data pro tuto práci byla sesbírána od roku 1994 do roku 2002. Analyzované znaky jsou: hmotnost při narození, hmotnost ve 30 dnech, hmotnost při odstavu a průměrné denní přírůstky od narození do 30 dnů, od 30 do 90 dnů a od narození do odstavu. Odstav byl prováděn ve 3 měsících života.

Jako fixní efekty byly zahrnuty: období narození (léto nebo zima), pohlaví kůzlete, věk matky při zabřeznutí ($\leq 1,5$ roku, 1,5-3 roky, > 3 roky). Tyto tři efekty byly zahrnuty pro všechny studované znaky. Zatímco četnost mláďat ve vrhu byla hodnocena pro hmotnost při narození a efekt chovu byla hodnocena pouze pro hmotnost ve 30 dnech, průměrný denní přírůstek od narození do 30 dnů věku, hmotnost při odstavu, průměrný denní přírůstek od 30 do 90 dnů a průměrný denní přírůstek od narození do 90 dnů věku. Modely pro odhad genetických parametrů obsahovaly jak fixní, tak náhodné efekty. Fixní efekty byly stanoveny v programu SAS (1993). Variance a genetické parametry byly následně odhadnuty pomocí DRFREML. Takto bylo vytvořeno celkem 5 modelových rovnic (Al-Shorepy et al., 2002).

Průměrná porodní hmotnost byla $2,43 \pm 0,71$ kg, průměrná hmotnost ve 30 dnech věku byla $6,08 \pm 1,48$ a průměrná hmotnost při odstavu byla $10,9 \pm 2,58$ kg. Průměrný denní přírůstek od narození do 30 dnů věku byl 102 ± 38 g, od 30 do 90 dnů věku 90 ± 33 g a od narození do 90 dnů věku 93 ± 28 g. Studie neprokázala signifikantní efekt věku matky na všechny studované znaky. Vliv sezóny nebyl významný pro hmotnost při narození, ale byl významný pro ostatní znaky. Zvířata narozená v zimě byla výrazně těžší při odstavu než jejich vrstevníci narození v létě. Vliv ročního období lze vysvětlit klimatickými podmínkami a způsobem krmení. Efekt pohlaví byl významný pro všechny sledované znaky. Samci byli vždy těžší než samice. Rozdíl při narození byl o 0,23 kg a při odstavu se tento rozdíl zvýšil na 1,55 kg. Samci lépe reagují na změnu prostředí než samice. Jedináčci byli vždy těžší než dvojčata, taktéž jedináčci rostli vždy rychleji (Al-Shorepy et al., 2002).

Koeficient dědivosti pro hmotnost při narození se lišil v rámci modelu. Nabýval hodnot od 0,18 do 0,30. Nejvyšší hodnotu měl v modelu 1, který zcela ignoroval maternální vlivy. Koeficient dědivosti pro hmotnost ve 30 dnech nabýval hodnot od 0,12 do 0,18 a pro hmotnost při odstavu nabýval hodnot od 0,29 do 0,42. Nejvyšší hodnoty měl vždy model 1. Koeficient dědivosti pro průměrné denní přírůstky se taktéž lišil v závislosti na modelu. Pro průměrný denní přírůstek od narození do 30 dnů věku měl koeficient dědivosti hodnoty od 0,04 do 0,14, pro průměrné denní přírůstky od 30 do 90 dnů měl hodnoty 0,01 až 0,09, přičemž hodnotu 0,09 měl pouze model číslo 1. Pro průměrný denní přírůstek od narození do odstavu měl hodnoty od 0,29 až 0,42 (Al-Shorepy et al., 2002).

Odhad genetických a fenotypových korelací neprokázal žádné geneticky významné antagonisty mezi růstovými znaky (Al-Shorepy et al., 2002).

3.10.7 Jamunapari

Jamunapari nebo také jamnapari (Obr. 8) je indické plemeno, které má dvojí užitkovost – mléko a maso (Rout et al., 2018).

3.10.7.1 Indie

Údaje pro tuto práci byly sbírány od roku 1982 do roku 2012. Analyzovány byly znaky jako je hmotnost při narození, hmotnost ve 3 měsících, hmotnost v 6 měsících, 9 a 12 měsících, průměrný denní přírůstek mezi narozením a 3 měsíci života, 3 měsíci života až 6 měsíci, 6 až 12 měsíci, narození a 6 měsíci, narození a 9 měsíci, narození a 12 měsíci, 3 a 9 měsíci a 3 a 12 měsíci. Rodokmen obsahoval 5922 zvířat z 13 generací. Tyto údaje byly využity pro genetickou analýzu (Rout et al., 2018).

Data byla zkoumána a očištěna pomocí programu SAS (2013). Byly sestavovány modely, které zohledňovaly paritu matky (všechna zvířata nad 6 paritu byla vyřazena), rok (1982 – 2012), roční období (podzim a jaro), pohlaví a četnost ve vrhu. Jako náhodné efekty byly použity: otec, maternální a permanentní prostředí. V průběhu testování se ukázalo, že parita matky, rok narození, četnost ve vrhu a pohlaví mělo význam na tělesnou hmotnost v různém věku. Sezóna narození měla vliv zejména na hmotnost ve 3 měsících věku. Odhad variancí a covariancí byl odhadnut pomocí ASreml programu. Celkem bylo vytvořeno 6 modelových rovnic, ze kterých byly následně odhadnuty plemenné hodnoty pomocí ASReML.

Jako nejvhodnější modelová rovnice se ukázala ta, která zohledňuje permanentní prostředí matky a společné prostředí od narození do 9 měsíců života (Rout et al., 2018).

Průměrná hmotnost při narození byla $3,1 \pm 0,67$ kg, pro hmotnost ve 3 měsících $10,3 \pm 2,42$ kg, v 6 měsících $14,5 \pm 3,53$ kg, v 9 měsících $19,4 \pm 4,92$ kg a ve 12 měsících $23,9 \pm 6,03$ kg (Rout et al., 2018).

Koeficient dědivosti pro hmotnost při narození byl $0,14 \pm 0,03$, pro hmotnost ve 3 měsících $0,16 \pm 0,03$, pro hmotnost v 6 měsících $0,19 \pm 0,03$, pro hmotnost v 9 měsících $0,12 \pm 0,03$ a pro hmotnost ve 12 měsících $0,11 \pm 0,03$. Tyto koeficienty dědivosti byly odhadnuty v rámci animal modelu. Pro sire model je koeficient dědivosti pro hmotnost při narození $0,11 \pm 0,03$, pro hmotnost ve 3 měsících $0,43 \pm 0,07$, pro hmotnost v 6 měsících $0,37 \pm 0,07$, pro hmotnost v 9 měsících $0,12 \pm 0,03$ a pro hmotnost v jednom roce $0,13 \pm 0,04$. Koeficient dědivosti v rámci animal modelu pro průměrný denní přírůstek od narození do 3 měsíců byl $0,18 \pm 0,03$, pro přírůstek od 3 do 6 měsíců věku $0,15 \pm 0,03$, od 3 do 9 měsíců $0,09 \pm 0,02$, od 3 do 12 měsíců $0,10 \pm 0,02$, od narození do 6 měsíců $0,20 \pm 0,03$, od 6 do 9 měsíců $0,04 \pm 0,02$, od narození do 9 měsíců $0,13 \pm 0,03$, od 9 do 12 měsíců $0,05 \pm 0,02$ a od narození do 12 měsíců $0,11 \pm 0,03$. Koeficient dědivosti v rámci sire modelu pro průměrný denní přírůstek od narození do 3 měsíců byl $0,47 \pm 0,07$, od 3 do 6 měsíců $0,37 \pm 0,07$, od 3 do 9 měsíců $0,14 \pm 0,04$, od 3 do 12 měsíců $0,23 \pm 0,06$, od narození do 6 měsíců $0,41 \pm 0,07$, od 6 do 9 měsíců $0,12 \pm 0,04$, od narození do 9 měsíců $0,10 \pm 0,04$ od 9 do 12 měsíců $0,17 \pm 0,05$ a od narození do 12 měsíců $0,14 \pm 0,05$ (Rout et al., 2018).

U růstových znaků a znaků souvisejícími s přírůstkem tělesné hmotnosti různých věkových kategorií byl koeficient dědivosti střední až vysoké hodnoty (Rout et al., 2018).

3.10.8 Markhoz

Plemeno markhoz (Obr. 9) je jedno z nejvýznamnějších plemen Íránu. Chová se zejména na mohér a maso. V současné době existuje zhruba 2500 kusů tohoto plemene a hrozí jim vyhynutí (Latifi et al., 2021).

3.10.8.1 Írán

Latifi et al. (2021) se zabývali odhadem kovariancí a genetickými trendy přímých nebo maternálních efektů u kozy plemene markhoz pomocí náhodné regrese.

Veškeré záznamy o tělesné hmotnosti a rodokmen kůzlat byly nashromážděny na chovné stanici v Íránu. Na této stanici jsou kozy s kozly chovány přibližně do věku 18 měsíců. Období páření nastává od října do listopadu. Poměr samců a samic v chovu byl 1:10 a 1:15. Soubor dat se skládal z 16 283 záznamů pro hmotnostní znaky (od narození do 400 dnů věku) od 3476 kůzlat, a to nashromážděných za 23 let od roku 1992 do roku 2014. Do práce byla zahrnuta kůzlata s alespoň třemi záznamy (Latifi et al., 2021).

Předběžná statistická analýza byla provedena pomocí programu SAS 2004 pomocí procedury GLM k identifikaci významných fixních efektů. Zobecněný lineární model zahrnoval fixní efekty jako byl rok narození (1992 až 2014), pohlaví kůzlete, množství kůzlat ve vrhu (jedináček, dvojčata), hmotnost kůzlete a věk matky při porodu (od 2 do 7 let). Do modelu byly také dosazeny čtyři sady náhodných regresních koeficientů, přímý genetický vliv, maternální genetický vliv, přímý trvalý vliv prostředí a maternální trvalý vliv prostředí (Latifi

et al., 2021).

Výsledky ukázaly změny rozptylu v závislosti na věku. Přímá genetická variace se zvýšila z 1,29 při narození na 10,40 ve 143 dnech věku a poté zůstala relativně konstantní až do 260 dnů věku. Následně se zvýšila na 42,46 a v této hodnotě zůstala až do 400 dnů věku. Genetická variabilita matky se zvýšila z 1,51 na 13,30, ale v menší míře, než je tomu u přímé genetické variace. Podobně u přímého trvalého prostředí je nejnižší hodnota rozptylu 0,01 a nejvyšší hodnota 15,21 (pro narození a hmotnost ve 400 dnech věku). Vliv maternálního trvalého prostředí byl nízký a konstantní společně s věkem (Latifi et al., 2021).

Odhad přímé dědivosti se zvýšil z 0,21 v den narození na 0,49 v 59 dnech věku. Poté se dědivost snižuje na 0,35 ve 240 dnech věku. Následně byl pozorován rostoucí trend, který dosáhl hodnoty 0,55 ve 400 dnech věku. Odhad maternálního koeficientu dědivosti se snížil v 60 dnech věku a pak se mírně zvyšoval až do 242 dne věku. Od 242 dne věku dochází ke snižování až do 400 dnů věku. Nejnižší hodnoty byly ve věku 60 dnů, a to 0,17. Naopak nejvyšší hodnoty byly při narození, a to 0,25. Nejnižší hodnota odhadu koeficientu dědivosti pro trvalý vliv prostředí byla při porodu a zvýšila se na 0,29 ve věku 300 dnů. Poté došlo ke snížení na 0,19 ve věku 400 dnů. Odhad koeficientu dědivosti pro trvalé prostředí matky se pomalu snižoval z 0,10 při porodu až na 0,01 ve 400 dnech věku. Obecně byly odhadnuty negativní genetické korelace mezi přímým-maternálním genetickým efektem, a to mezi různými věkovými kategoriemi. Což může způsobovat kolísání přímých a maternálních genetických efektů v průběhu let. Bylo tak zjištěno, že selekce ve 100 dnech věku by mohla snížit vliv antagonistického vztahu mezi maternálním a přímým genetickým vlivem (Latifi et al., 2021).

Práci na stejné plemeno taktéž v Íránu provedli Rashidi et al. (2008). Data pro tuto práci byla získána od roku 1993 do roku 2006 v chovné stanici. Ve stanici bylo provedeno měření tělesných parametrů, jako byla hmotnost při narození, hmotnost při odstavu, hmotnost ve 3 měsících, hmotnost v 6 měsících, hmotnost v 9 měsících a hmotnost v roce života. Jednalo se o polointenzivní chovy. Kozy byly společně s kozly většinou od 18 měsíců věku. Páření bylo situováno na říjen až listopad. Kůzlat měla možnost sát od matky dvakrát denně po dobu 3 až 4 měsíců. Data zahrnovala úplné rodokmenové informace, datum narození, pohlaví, počet kůzlat ve vrhu, věk matky a datum zápisu.

Metoda nejmenších čtverců byla provedena pomocí obecného lineárního modelu GLM v programu SAS. Srovnání středních hodnot bylo zhotoveno pomocí Duncanova testu s hladinou významnosti 5%. Genetické parametry byly odhadnuty za využití REML v rámci zvířecích modelů. Celkem bylo použito 5 modelů. Jako fixní efekty byly použity: pohlaví, počet kůzlat ve vrhu, věk matky a rok narození. K samotnému odhadu genetických parametrů byl použit program DFREML 3.1. Genetické a fenotypové korelace byly odhadnuty pomocí víceznakové analýzy (Rashidi et al., 2008).

Průměrné hodnoty pro hmotnost při narození, hmotnost při odstavu, hmotnost v 6 měsících, hmotnost v 9 měsících a hmotnost v roce života byly $2,48 \pm 0,04$, $13,78 \pm 0,41$, $16,61 \pm 0,45$, $21,20 \pm 0,46$, $27,03 \pm 0,64$ kg v tomto pořadí. Kozlíci byli významně těžší v rozlišném stáří oproti kozičkám. Rok narození byl významný pro všechny znaky. Věk kůzlat měl vliv zejména na hmotnost při odstavu a hmotnost v 6 měsících, neměl vliv ovšem na hmotnost v roce a hmotnost v 9 měsících. Veškeré výsledky této studie ukázaly, že nejvhodnějším modelem pro hmotnost při narození, hmotnost při odstavu, v 6 a v 9 měsících věku byl model číslo 4. Tento model zahrnoval přímý aditivní genetický efekt, maternální

aditivní genetický efekt a trvalé prostředí matky. Odhady celkového koeficientu dědivosti pro hmotnost v různých věkových kategoriích jsou nízké až střední, od 0,16 pro hmotnost při odstavu do 0,41 pro hmotnost v roce života. U všech znaků byl koeficient dědivosti pro maternální efekt nižší než přímý koeficient dědivosti. Pohybovali se v rozmezí od 0,06 pro hmotnost při narození do 0,01 pro hmotnost v 6 a v 9 měsících života. Koeficient dědivosti pro přímý aditivní efekt a pro maternální aditivní efekt u hmotnosti při narození v rámci modelu 4 byl $0,19 \pm 0,04$ a $0,06 \pm 0,03$ v tomto pořadí, u hmotnosti při odstavu $0,15 \pm 0,04$ a $0,02 \pm 0,01$, pro hmotnost v 6 měsících života $0,19 \pm 0,05$ a $0,01 \pm 0,02$, pro hmotnost v 9 měsících života $0,33 \pm 0,05$ a $0,01 \pm 0,02$ a pro hmotnost v jednom roce života $0,39 \pm 0,06$ a $0,02 \pm 0,03$. Odhady přímých aditivních genetických korelací byly pozitivní a pohybovaly se od 0,21 mezi hmotností při narození a v roce života do 0,96 mezi hmotnost při odstavu a hmotnost v 6 měsících života. U všech znaků byly odpovídající odhady fenotypové korelace pozitivní a nižší než genetické korelace. Odhady genetických parametrů pro různé znaky v této studii potvrzují, že pro genetické zlepšení u koz plemene markhoz by měla být použita selekce na hmotnost při odstavu (Rashidi et al., 2008).

3.10.9 Naeini

Plemeno naeini je jedno z hlavních a původních plemen Íránu. V roce 2012 zde bylo zaznamenáno přes 1 milion zvířat tohoto plemene. Plemeno je plodné a vykazuje vysokou četnost dvojčat (Baneh et al., (2012).

3.10.9.1 Írán

Baneh et al. (2012) provedli studii na jejich tradiční plemeno naeini. Tato studie měla za cíl provést odhad genetických parametrů, a to pro hmotnost při narození, hmotnost při odstavu a pro průměrný denní přírůstek. Odstav kůzlat se prováděl v 3 měsících (resp. od 73 do 104 dnů věku).

Data pro tuto studii byla nashromážděna od roku 2000 do roku 2007. Zkoumány byly zejména porodní hmotnost, hmotnosti při odstavu a průměrné denní přírůstky od narození do odstavu. V rodokmenu bylo celkem použito 57 otců pro hmotnost při narození, 26 otců pro hmotnost při odstavu a 26 otců pro průměrný denní přírůstek. Celkem bylo použito v rodokmenu 1324 matek pro hmotnost při narození, 885 matek pro hmotnost při odstavu a 885 matek pro průměrný denní přírůstek od narození do odstavu (Baneh et al., 2012).

Data byla zpracována pomocí programu SAS verze 9.1. Pro identifikaci fixních efektů byla použita procedura GLM. Jako fixní efekt byl využit: rok narození (ten měl 8 tříd), pohlaví kůzlete (2 třídy), četnost kůzlat ve vrhu (2 třídy – pouze jedináčci a dvojčata), věk matky v době porodu (6 tříd) a stádo (2 třídy). Všechny tyto fixní efekty byly zahrnuty do konečných smíšených modelů, protože významně ovlivňovaly všechny znaky. Genetické parametry byly odhadnuty v softwaru WOMBAT za využití REMLu. Celkem bylo vytvořeno šest modelů (Baneh et al., 2012).

Průměrná hmotnost při narození v roce 2000 byla $2,34 \pm 0,04$ kg, v roce 2001 $1,29 \pm 0,03$ kg, v roce 2002 $2,38 \pm 0,03$ kg, v roce 2003 $2,47 \pm 0,03$ kg, v roce 2004 $2,45 \pm 0,03$ kg, v roce 2005 $2,27 \pm 0,03$, v roce 2006 $2,28 \pm 0,03$ kg a v roce 2007 $2,29 \pm 0,04$ kg. Průměrná hmotnost při odstavu v roce 2000 byla $13,68 \pm 0,26$ kg, v roce 2001 $15,69 \pm 0,21$ kg, v roce

2002 $14,20 \pm 0,22$, v roce 2003 $10,67 \pm 0,23$ kg, v roce 2004 $10,91 \pm 0,91$ kg, v roce 2005 $14,69 \pm 0,21$ kg, v roce 2006 $14,56 \pm 0,21$ kg, v roce 2007 $13,60 \pm 0,24$ kg. Průměrný denní přírůstek byl v roce 2000 $0,143 \pm 0,003$ kg, v roce 2001 $0,164 \pm 0,03$ kg, v roce 2002 $0,136 \pm 0,003$ kg, v roce 2003 $0,107 \pm 0,003$ kg, v roce 2004 $0,099 \pm 0,002$ kg, v roce 2005 $0,146 \pm 0,003$ kg, v roce 2006 $0,143 \pm 0,003$ kg a v roce 2007 $0,142 \pm 0,003$ kg. Samci byli v průměru vždy těžší než samice, jak bylo potvrzeno již v řadě dalších prací. Průměrná porodní hmotnost samců byla $2,43 \pm 0,02$ kg, naproti tomu samice vážily $2,22 \pm 0,02$ kg. Průměrná odstavová hmotnost samců byla $14,71 \pm 0,16$ kg a samic $12,91 \pm 0,15$ kg, průměrný denní přírůstek od narození do odstavu byl u samců $0,140 \pm 0,002$ kg a u samic $0,127 \pm 0,002$ kg. Taktéž bylo opět potvrzeno, že jedináčci jsou v průměru těžší než vícečetní sourozenci. Jedináčci v tomto případě měli průměrnou porodní hmotnost $2,66 \pm 0,01$ kg a dvojčata $1,99 \pm 0,03$ kg. Průměrná odstavová hmotnost jedináčků byla $14,16 \pm 0,09$ kg a u vícečetných sourozenců $12,92 \pm 0,27$ kg, průměrný denní přírůstek u jedináčků byl $0,141 \pm 0,001$ kg a u vícečetných sourozenců $0,127 \pm 0,003$ kg. Porodní hmotnost a odstavová hmotnost se také zvyšovala závisle na rostoucím věku matky – a to až do 6 let. U starších matek došlo k stabilizaci nebo k mírnému klesání těchto hmotností. Pravděpodobně tento výsledek souvisí s lepším vývojem dělohy a mléčné žlázy matky (Baneh et al., 2012).

Jako nejlepší model pro stanovení koeficientu dědivosti pro hmotnost při narození se ukázal model číslo 1. Koeficient dědivosti pro hmotnost při narození byl $0,25 \pm 0,05$. Naopak koeficient dědivosti pro hmotnost při odstavu bylo nejlepší stanovit podle modelu číslo dva. Jeho hodnota byla $0,16 \pm 0,06$. Taktéž pro průměrný denní přírůstek byl nejlepším modelem model číslo 2, hodnota koeficientu dědivosti byla $0,16 \pm 0,06$. Tento výsledek byl v rozporu s obecným faktem, že přímá dědivost se zvyšuje s rostoucím věkem. Pravděpodobně to bylo proto, že v této studii vyšel maternální vliv signifikantní pouze pro odstavovou hmotnost (Baneh et al., 2012).

4 Materiál a metody

4.1 Popis dat

Původní soubor zahrnoval celkem 203 údajů o kůzlatech kozy búrské. Data pocházejí ze Svazu chovatelů ovcí a koz a zahrnují údaje od roku 2010 do roku 2020. Data obsahovala číslo chovu, datum narození kůzlete, pohlaví zvířete, počet zvážených zvířat, četnost kůzlat ve vrhu, váhu při narození, váhu při odstavu, datum odstavu kůzlete a kód jedince. Rodokmen se sestával z kódu pro jedince, otce, matku a obsahoval 1362 údajů.

4.2 Vstupní data a jejich úprava

První fáze výpočtu zahrnuje očištění dat pomocí programu SAS 9.4 a vyhodnocení fixních efektů za využití procedury GLM. Druhá fáze se zaměřila na výpočet genetických parametrů pomocí programu remlf90.exe.

V prvotní fázi došlo k nahrání vstupních dat do programu SAS. Vstupní data byla ve formě dvou excelových souborů. Excelový soubor obsahoval údaje o rodokmenu a druhý soubor obsahoval podrobné informace o jednotlivých zvířatech.

Celkově bylo nutné nejdříve vyřadit všechny jedince bez údajů, a to z obou nahraných souborů. Při tomto kroku se snížilo 203 počátečních údajů na 197 u souboru s podrobnými informacemi o zvířatech. U rodokmenu došlo ke snížení údajů z 1362 na 953 záznamů. Bylo nutné vyřadit zvířata s extrémními hodnotami hmotnosti při narození a hmotnosti při odstavu. Jako nejnižší hranice pro hmotnost při narození byla určena váha 1,7 kg. Při nižších porodních hmotnostech je zde velmi vysoká pravděpodobnost narození mrtvého zvířete nebo úhynu zvířete v následujících hodinách po porodu. Nejnižší přípustná odstavová hmotnost pro plemeno kozy búrské je 8 kg. V této fázi se snížil počet dat na 125. Došlo k tvorbě nové proměnné nazvané „odstav“. Jejím účelem bylo vytvořit sloupec odpovídající věku při odstavu, a to ve dnech. Tato proměnná vznikla příkazem `intck` z dat při narození a z dat při odstavu. Pomocí tohoto efektu bylo možné procedurou MEANS zjistit průměrnou hmotnost ve 3 měsících života.

V poslední fázi muselo dojít k překódování jednotlivých proměnných – kromě pohlaví, které mělo pouze 2 úrovně a četnosti kůzlat ve vrhu. To mělo 4 úrovně. K překódování došlo u jedinců v databázi, proměnné „odstav“ kde bylo vytvořeno 7 úrovní. Skupina číslo 1 byla odstavena od 60 do 69 dnů věku, skupina číslo 2 byla odstavena od 70 do 79 dnů věku, skupina číslo 3 byla odstavena od 80 do 89 dnů věku, skupina číslo 4 byla odstavena od 90 do 99 dnů věku, skupina číslo 5 byla odstavena od 100 do 109 dnů věku, skupina číslo 6 byla odstavena od 110 do 119 dnů věku a skupina číslo 7 byla odstavena od 120 do 129 dnů věku. U proměnné „chov“ došlo k vytvoření 8 úrovní, každá z úrovní obsahuje 5 chovů rozdělených podle číslování od nejnižšího po nejvyšší. Toto překódování a zjednodušení údajů v tabulce bylo nutné kvůli následnému využití procedury GLM.

4.3 Výběr modelové rovnice

Jako fixní efekty pro modelovou rovnici byly použity proměnné, které již byly uvedené v původním souboru. Došlo pouze k vytvoření jedné fixní proměnné, a to „odstav“. Bylo vytvořeno devět potenciálních modelů, do kterých byly zahrnuty různé fixní efekty. Tyto modelové rovnice jsou zobrazeny v tabulce č. 3. Fixní efekty byly testovány pomocí procedury GLM. Jako nejvhodnější byl zvolen model číslo 4 a to právě na základě analýzy v programu SAS 9.4.

Tab. 3 Modelové rovnice

	Chov	Pohlaví	Četnost kůzlat ve vrhu (ks)	Váha kůzlat při narození (kg)	Věk při odstavu (dny)
Model 1	X	X	X	X	X
Model 2	X			X	X
Model 3				X	X
Model 4		X		X	X
Model 5			X	X	X
Model 6	X	X		X	X
Model 7	X		X	X	X
Model 8	X	X			X
Model 9		X			X

Modelová rovnice číslo 4 byla následně využita pro odhad genetických parametrů za využití programu remlf90.exe:

$$Y_{ijkl} = POHi + VAHANAR_j + ODSTAV_k + jedinec_l + e_{ijkl}$$

Kde Y_{ijkl} je pozorovaná proměnná, váha při odstavu
 POH_i je fixní efekt o i úrovni, jedná se o pohlaví
 $VAHANAR_j$ je fixní efekt o j úrovni, jedná se o hmotnost při narození
 $ODSTAV_k$ je fixní efekt o k úrovni, jedná se o věk ve dnech při odstavu
 $jedinec_l$ je náhodný efekt o l úrovni, jedná se o jedince
 e_{ijkl} je náhodná reziduální chyba

4.4 Stanovení genetických parametrů

Ke stanovení genetických parametrů bylo nejdříve nutné vytvořit výstup ze SASu v podobě textového souboru. Došlo tak k vytvoření souboru, který obsahuje rodokmen a soubor, který zahrnuje naše fixní efekty určené pomocí metodou GLM, náhodný efekt, kterým je v našem případě jedinec a naše pozorovaná Y , tedy hmotnost při odstavu. Na základě výstupu byly vytvořeny tzv. parametry, podle kterých program remlf90.exe zpracoval data a odhadl

residuální varianci σ^2_E a genetickou varianci σ^2_G , které sloužily pro odhad koeficientu dědivosti h^2 . Celý parametrový textový soubor je uveden v příloze (Příloha 1). Do parametrového souboru se zadává námi vytvořený výstup dat a rodokmenu. Zapisuje se, že se jedná o jednoznakový model, který obsahuje celkem 4 efekty. Naše pozorovaná hmotnost při odstavu se vyskytuje v sloupci číslo 5. Dále je nutné programu popsat naše fixní efekty – pohlaví, které má 2 úrovně, váha při narození, která má 26 úrovní a věk při odstavu, který má 7 úrovní. Nezbytné je taktéž říci programu, že máme pouze jeden náhodný efekt, a to kód jedince, který má 1352 úrovní. V poslední řadě se nastavuje, kolik kol má program provést, aby došlo k odhadu genetické a reziduální variance. Program reml90.exe byl spuštěn přes příkazový řádek.

V rámci programu SAS byla určena ještě korelace mezi váhou při odstavu a váhou při narození, mezi věkem při odstavu a mezi četností mláďat ve vrhu. Korelace byla určena pomocí procedury CORR.

5 Výsledky

5.1 Vstupní údaje

Počet záznamů, průměrné hodnoty a směrodatné odchylky pro hmotnosti při narození a hmotnost při odstavu u různých fixních efektů jsou uvedeny v tabulce číslo 4.

Tab. 4 Průměrné hmotnosti ve vztahu k pohlaví a četnosti ve vrhu

	Hmotnost při narození (kg)		Hmotnost při odstavu (kg)
	N	Průměr ± směrodatná odchylka	Průměr ± směrodatná odchylka
Pohlaví			
Samec	95	2,90 ± 0,61	19,71 ± 5,57
Samice	30	2,69 ± 0,95	18,40 ± 8,16
Četnost			
1	24	3,23 ± 0,81	20,38 ± 6,99
2	80	2,81 ± 0,65	19,54 ± 6,02
3	19	2,58 ± 0,64	18,06 ± 6,54
4	2	2,20 ± 0,42	14,75 ± 6,01

Z tabulky je patrné, že vyšší hmotnost při narození měli kozlíci, taktéž hmotnost při odstavu měli v průměru vyšší samci oproti samicím. Četnost kůzlat ve vrhu měla také signifikantní vliv jak podle této tabulky, tak i podle procedury GLM na hmotnost při odstavu. Čím menší počet kůzlat ve vrhu, tím vyšší je v průměru nejen zkoumaná odstavová hmotnost, ale i hmotnost při narození. V průměru se rodí 2 kůzlat na jeden vrh. Trojčata jsou u tohoto plemene velmi vzácná, čtyřčata jsou již velmi ojedinělá. Dalším významným fixním efektem je odstav. Tento efekt byl vytvořen jako rozdíl mezi datem odstavu a datem při narození. Vznikl tak efekt, který popisuje, v kolika dnech přesně došlo k odstavu kůzlete. Došlo k přečíslování tohoto efektu, kvůli proceduře GLM a vzniklo tak 7 skupin. Z tabulky číslo 5 je patrné, že věk, ve kterém došlo k odstavu, má taktéž vliv na hmotnost při odstavu. Jedinou výjimkou je poslední skupina, která je odstavována nejpozději. Pomocí programu SAS byla stanovena průměrná hmotnost v 3 měsících života pro následné porovnání s ostatními pracemi. Průměrná hmotnost ve 3 měsících života odpovídá zhruba odstavu číslo 4, tj. 20,96 ± 4,60 kg. Na základě podobných prací byl zkoumán i rok narození a jeho vliv na váhu při narození a při odstavu. Hmotnost narození v roce 2010 byla v průměru 3,20 kg, v roce 2011

nedošlo k žádnému měření, v roce 2012 byla porodní hmotnost v průměru 2,08 kg, v roce 2013 to bylo 2,05 kg, v roce 2014 byla hmotnost 1,60 kg, v roce 2015 3,56 kg, v roce 2016 2,99 kg, v roce 2017 1,72 kg, v roce 2018 2,37 kg, v roce 2019 2,24 kg a v roce 2020 1,76 kg. Pomocí procedury GLM však nebyl potvrzen větší význam roku narození na hmotnost kůzlat při narození. Hodnota determinačního koeficientu byla 0,23. Průměrná hmotnost při odstavu pro zvířata narozená v roce 2010 byla 24,0 kg, v roce 2011 nedošlo k měření, v roce 2012 to bylo 13,52 kg, v roce 2013 11,50 kg, v roce 2014 11,60 kg, v roce 2015 byla průměrná hmotnost při odstavu 25,80 kg, v roce 2016 19,66 kg, v roce 2017 8,48 kg, v roce 2018 16,50 kg, v roce 2019 14,45 kg a v roce 2020 10,78 kg. Opět pomocí procedury GLM byla zjištěna slabá závislost roku narození na hmotnost při odstavu. Hodnota determinačního koeficientu byla 0,23. Tato hodnota determinačního koeficientu byla získána z modelové rovnice „Váha při odstavu = datum narození“. Další efekty nebyly zahrnuty.

Tab. 5 Průměrné hmotnosti při odstavu v závislosti na stáří při odstavu (dny)

Hmotnost při odstavu (kg)		
	N	Průměr ± směrodatná odchylka
Odstav		
1	6	10,42 ± 0,71
2	17	11,23 ± 3,58
3	24	19,94 ± 6,53
4	22	20,96 ± 4,60
5	28	21,20 ± 4,04
6	19	24,14 ± 5,45
7	9	23,03 ± 2,17

Na základě těchto zjištění došlo k testování jednotlivých modelových rovnic.

5.2 Výběr modelové rovnice

Celkem bylo vytvořeno 9 unikátních modelových rovnic:

$$\text{Model 1 } Y_{ijklmn} = \text{CHOV}_i + \text{POH}_j + \text{CETNOST}_k + \text{VAHANAR}_l + \text{ODSTAV}_m + \text{jedinec}_n + e_{ijklmn}$$

$$\text{Model 2 } Y_{ijkl} = \text{CHOV}_i + \text{VAHANAR}_j + \text{ODSTAV}_k + \text{jedinec}_l + e_{ijkl}$$

Model 3 $Y_{ijk} = VAHANAR_i + ODSTAV_j + jedinec_k + e_{ijk}$

Model 4 $Y_{ijkl} = POH_i + VAHANAR_j + ODSTAV_k + jedinec_l + e_{ijkl}$

Model 5 $Y_{ijkl} = CETNOST_i + VAHANAR_j + ODSTAV_k + jedinec_l + e_{ijkl}$

Model 6 $Y_{ijklm} = CHOV_i + POH_j + VAHANAR_k + ODSTAV_l + jedinec_m + e_{ijklm}$

Model 7 $Y_{ijklm} = CHOV_i + CETNOST_j + VAHANAR_k + ODSTAV_l + jedinec_m + e_{ijklm}$

Model 8 $Y_{ijkl} = CHOV_i + POH_j + ODSTAV_k + jedinec_l + e_{ijkl}$

Model 9 $Y_{ijk} = POH_i + ODSTAV_j + jedinec_k + e_{ijk}$

Kde: Y	je pozorovaná proměnná, váha při odstavu
CHOV	je fixní efekt o určitém počtu úrovní, jedná se o chov
POH	je fixní efekt o určitém počtu úrovní, jedná se o pohlaví
CETNOST	je fixní efekt o určitém počtu úrovní, jedná se o četnost kůzlat v jednom vrhu
VAHANAR	je fixní efekt o určitém počtu úrovní, jedná se o hmotnost při narození
ODSTAV	je fixní efekt o určitém počtu úrovní, jedná se o věk ve dnech při odstavu
jedinec	je náhodný efekt o určitém počtu úrovní, jedná se o jedince
e	je náhodná reziduální chyba

Hlavním kritériem byla p hodnota (P-value) u všech zahrnutých fixních efektů do rovnice a následně i determinační koeficient R^2 . Přehled těchto hodnot pro jednotlivé modelové rovnice lze najít v tabulce číslo 6. P hodnotu můžeme chápat jako nejnižší hladinu významnosti α , na které zamítáme naši nulovou hypotézu H_0 . Determinační koeficient nám udává z kolika procent je naše pozorovaná Y vysvětlována námi zvolenými fixními efekty.

Modelová rovnice číslo 1 obsahovala všechny možné fixní efekty. Determinační koeficient se rovnal 0,752826 a byl pro tuto rovnici nejvyšší. P hodnota byla pro chov 0,0124, pro pohlaví 0,0019, pro četnost ve vrhu 0,6029, pro váhu při narození 0,0010 a pro odstav <.0001. Modelová rovnice 2 zahrnovala chov, váhu při narození a věk při odstavu. Determinační koeficient byl 0,718804. P hodnota pro chov byla 0,0140, pro váhu při narození 0,0024 a pro odstav přesně 0,0001. Modelová rovnice 3 se skládala z váhy při narození a věku při odstavu. Determinační koeficient byl 0,656944, p hodnota pro váhu při narození 0,0045 a pro věk při odstavu <.0001. Modelová rovnice 4 byla tvořena pohlavím, váhou při narození a věkem při odstavu. Determinační koeficient měl hodnotu 0,691176. Hodnota p pro pohlaví byla 0,0019, pro hmotnost při narození 0,0004 a pro věk při odstavu <.0001. Modelová rovnice číslo 5 zahrnovala četnost ve vrhu, váhu při narození a věk při odstavu. Determinační koeficient

měl hodnotu 0,658337, p hodnota byla pro četnost ve vrhu 0,9467, váhu při narození 0,0115 a pro odstav <.0001. Modelová rovnice číslo 6 obsahovala chov, pohlaví, hmotnost při narození a věk při odstavu. Determinační koeficient měl hodnotu 0,747204, p hodnota pro chov byla 0,0144, pro pohlaví 0,0027, pro váhu při narození 0,0002 a pro věk při odstavu <.0001. Modelová rovnice číslo 7 obsahovala chov, četnost ve vrhu, váhu při narození a věk při odstavu. Determinační koeficient měl hodnotu 0,721798. P hodnota pro chov byla 0,0141, pro četnost ve vrhu 0,8270, pro váhu při narození 0,0109 a pro věk při odstavu 0,0002. Model číslo 8 se skládal z chovu, pohlaví a odstavu. Determinační koeficient nabýval hodnot 0,536835 a p hodnota byla pro chov 0,0301, pro pohlaví 0,2132 a pro odstav byla signifikantní <.0001. Poslední modelová rovnice číslo 9 zahrnovala pouze pohlaví a odstav. Determinační koeficient zde byl nejnižší a to 0,468384, p hodnota pro pohlaví byla 0,1488 a pro odstav <.0001.

Podle výsledků byla vybrána jako nejvhodnější rovnice číslo 4. Modelová rovnice číslo 4 neměla nejvyšší determinační koeficient. Hlavním kritériem byly však hodnoty fixních efektů. V žádném případě nenastalo, že by p hodnota byla signifikantní pro všechny efekty, ale v případě rovnice číslo 4 byly tyto hodnoty nejbližší k hodnotě <.0001. Obecně však všechny modelové rovnice splňovaly podmínky pro přijetí H_0 .

Tab. 6 Přehled p hodnot fixních efektů pro jednotlivé modelové rovnice

	Chov	Pohlaví	Četnost kůzlat ve vrhu (ks)	Váha kůzlat při narození (kg)	Věk při odstavu (dny)
Model 1	0,0124	0,0019	0,6029	0,0010	<.0001
Model 2	0,0140			0,0024	0,0001
Model 3				0,0045	<.0001
Model 4		0,0019		0,0004	<.0001
Model 5			0,9467	0,0115	<.0001
Model 6	0,0144	0,0027		0,0002	<.0001
Model 7	0,0141		0,8270	0,0109	0,0002
Model 8	0,0301	0,2132			<.0001
Model 9		0,1488			<.0001

5.3 Stanovení genetických parametrů

Genetické parametry byly stanoveny za pomoci programu remlf90.exe. Po spuštění programu došlo po 208 kolech k ukončení odhadu. Genetická variance měla hodnotu 14,25 a residuální variance měla hodnotu 0,6562. Následně byl proveden výpočet koeficientu dědivosti pro naši vlastnost z odhadnutých variancí. Koeficient dědivosti vyšel velmi vysoký, a to 0,96. Výsledek byl nadhodnocen z důvodu malého počtu dat. Byl dopočítán pomocí vztahu:

$$h^2 = \frac{\sigma_G^2}{\sigma_G^2 + \sigma_E^2}$$

Korelace mezi váhou při odstavu a mezi váhou při narození vyšla 0,47, tedy stoupající. Korelace mezi váhou při odstavu a věkem při odstavu vyšla taktéž stoupající, a to 0,57. Korelace mezi váhou při odstavu a četností mláďat ve vrhu vyšla -0,15, tedy klesající. Rozličné výsledky oproti jiným studiím mohou být způsobeny opět nedostatečným množstvím dat.

6 Diskuze

6.1 Vstupní údaje

Již hned na samotném začátku práce bylo zřejmé, že dat ke zpracování je velmi málo. Práce, kde došlo k odhadům genetických parametrů, jako je například Menezes et al. (2016), Zhang et al. (2009) nebo Latifi et al. (2021) pracují s mnohem větším počtem dat, než jsem měla k dispozici. Ale podle SCHOK (2022) bylo v roce 2021 v kontrole užítkovosti pouze 184 búrských koz a kozlů. Kvůli nízkému počtu pozorování došlo k velmi nepatrnému očištění dat – a to pouze k vyřazení jedinců bez údajů, vyřazení jedinců s porodní hmotností nižší než 1,7 kg a vyřazení jedinců s odstavovou hmotností pod 8 kg. Tyto váhy nebyly náhodné, přesto se jednalo o výběr extrémních hodnot, které v praxi většinou nenastávají. Porodní hmotnost 1,7 kg je nejmenší možná hmotnost, kdy je novorozeně schopné života. Pokud se podíváme například na práci od Đuričić et al. (2012) zmiňuje jako nejnížší porodní hmotnost právě 1,7 kg, a to u kozy búrské. Zajímavostí je, že tato hmotnost byla naměřena u kozlíka. Samci jsou v průměru těžší oproti novorozeným kozičkám. Jako nejnížší odstavovou hmotnost uvádí SCHOK (2022) 8 kg. Průměrná porodní hmotnost kůzlat byla v porovnání s jinými pracemi nižší. Tento fakt může být dán právě nízkým počtem pozorování. Této domněnce přispívá i to, že výsledná porodní hmotnost je nižší i v porovnání s plemeny ardi (Mohammed et al., 2018), angorská koza (Snyman, 2020) jamunapari (Rout et al., 2018) nebo damažská koza (Mohammed et al., 2018). Naopak plemeno markhoz (Latifi et al., 2021; Rashidi et al., 2008) draa (Boujenane & Hazzab, 2008), emirati (Al-Shorepy et al., 2002) a naeini (Baneh et al., 2012) měli v průměru porodní hmotnost kůzlat nižší.

Odstavové hmotnosti nelze zcela porovnávat s ostatními pracemi. Odstavy se provádí různě, a to v závislosti na dané zemi, nejčastěji však ve 3, 4 nebo 6 měsících života. Můžeme tedy porovnat průměrné hmotnosti ve 3 měsících života, která měla hodnotu $24,14 \pm 5,46$ kg. Egyptská studie Abd-Allah et al. (2016) naměřila ve 3 měsících váhu 10,52 kg v průměru. Tato váha se velmi liší od zjištěné váhy v této práci, ale v egyptské studii figurovalo ještě méně zvířat než v této studii. Rashidi et al. (2008) naměřili hmotnost při odstavu $13,78 \pm 0,41$ kg, ale jednalo se o plemeno markhoz. Rout et al. (2018) naměřili hmotnost ve 3 měsících $10,3 \pm 2,42$ kg u plemene jamunapari. Baneh et al. (2012) naměřili odstavovou hmotnost v průměru nižší u plemene naeini. Odstavová hmotnost u plemene emirati byla nižší oproti zjištěné průměrné hmotnosti v rámci této práce u búrských koz. Je tedy zřejmé, že naměřené hmotnosti v egyptské studii nejsou příliš věrohodné. Bohužel ostatní práce zaměřené na kozu búrskou nevedli, jakým způsobem provádí odstav, proto jejich odstavové hmotnosti nelze v této práci porovnat.

Četnost ve vrhu má podle výsledků značný vliv na porodní hmotnost, jak je patrné z tabulky číslo 4. Tento výsledek je shodný se Zhang et al. (2009), Abd-Allah et al. (2016), Mustefa et al. (2019), Elisier et al. (2012), Baneh et al. (2012) avšak neplatí to pouze u kozy búrské. Ke stejnému výsledku došli i Mohammed et al. (2018) u plemene ardi, Mohammed et al. (2018) u kozy damažské, Boujenane & Hazzab (2008) u plemene draa, Latifi et al. (2021) a Rashidi et al. (2008) u plemene markhoz a Al-Shorepy et al. (2002) u plemene emirati. V žádné práci ohledně búrských koz nebyl zjištěn čtyřčetný porod. Pravděpodobnost přežití je velmi nízká. V poskytnutých datech od SCHOK se vyskytovala čtyřčata hned dvakrát. Dokonce

tyto zvířata přežila až do odstavu. Jejich porodní hmotnost a hmotnost při odstavu byla ovšem velmi nízká, proto je až s podivem, že přežila do odstavu.

Rok narození neměl vliv na hmotnost při narození. Rashidi et al (2008) došli k tomu, že rok narození neměl vliv na hmotnost v jednom roce života a v 9 měsících života. Naopak Zhang et al. (2009), Mustefa et al. (2019), Boujenane & Hazzab (2008) nebo například Rashidi et al. (2008) došli k tomu závěru, že rok narození významně ovlivňuje růstový potenciál kůzlat.

Pohlaví mělo značný vliv na průměrnou hmotnost jak při narození, tak i při odstavu. K obdobnému výsledku došli naprosto všechny zmíněné práce v literární rešerši.

6.2 Výběr modelové rovnice

Celkem bylo vytvořeno 9 modelových rovnic, každá z těchto rovnic vyšla jako signifikantní pro váhu při odstavu, proto došlo k porovnávání p hodnot uvnitř modelových rovnic pro každý z fixních efektů. Zároveň bylo nutné, aby determinační koeficient nabýval vyšších hodnot. Proto byla vyřazena ihned rovnice číslo 9 a 8. Nízký determinační koeficient značil, že modelové rovnice nebudou vhodné pro odhad genetických parametrů. Naopak nejlepší determinační koeficient měla rovnice číslo 1 a 6. Rovnice číslo 1 zahrnovala všechny možné fixní efekty (viz tabulka číslo 3) – proto také vycházel R^2 jako nejvyšší. Při bližším pohledu na tuto rovnici je patrné, že efekt „četnost“ je zcela nevhodný pro zařazení, a proto byla tato rovnice také zamítnuta. Rovnice číslo 6 tedy pracovala bez „četnosti“, ale ani další fixní efekt, jako byl v tomto případě „chov“ nesplňoval předem stanovené podmínky. Rovnice číslo 5 a 7 zahrnovala taktéž fixní efekt „četnost“ s neodpovídající p hodnotou, a proto byly vyřazeny. Zbývající rovnice 2,3 a 4 obsahují všechny „odstav“ a „váhu při narození“, tyto fixní efekty se jeví jako nejlepší pro odhad, a proto byly zahrnuty v každé rovnici. Rovnice číslo 2 zahrnovala „chov“, který se nejevil jako příliš vhodným, a proto byla vyřazena. Rovnice číslo 3 obsahovala pouze 2 fixní efekty, rovnice číslo 4 obsahovala 3 fixní efekty, které dosahovaly nejlepších hodnot, a z toho důvodu byla nakonec použita rovnice číslo 4.

V případě jiných prací, které jsou zmíněny výše, se nikdy nepochybně nepracovalo s touto rovnicí. Například Menezes et al. (2016) pracoval s podobnou rovnicí, kdy jako fixní efekty dosadil skupinu (v našem případě chov), pohlaví kůzlete, četnost kůzlat ve vrhu, ale byla dosazena ještě parita matky. Za náhodné efekty dosadil přímý a maternální genetický efekt, trvalý vliv prostředí matky a společný vliv prostředí vrhu. Pracoval tedy s mnohem více efekty. Zhang et al. (2009) zahrnul do fixních efektů například rok a sezónu narození. Sestavil tak 4 různé modely, se kterými dále pracoval a pro každý prováděl odhad genetických parametrů – opět, stejně jako Menezese et al. (2016) pracoval s maternálním efektem. Mustefa et al. (2019) měl za fixní efekty pohlaví kůzlete, parita matky, četnost ve vrhu, rok a sezóna narození (ta byla rozdělena na suché období a mokré období). Dále genotyp kůzlete (práce byla zaměřená i na křížence s kozou búrskou). V práci o damažské koze zahrnují Mohammed et al. (2018) do modelové rovnice jako fixní efekty: plemeno, generace, pohlaví, sezóna, rok a typ porodu. Boujenane & Hazzab (2008) u plemene draa vytvořili celkem 6 modelových rovnic, které testovali pomocí programu SAS procedurou GLM. Jako významné fixní efekty použili četnost ve vrhu, pohlaví, rok narození – tyto efekty použil ve všech svých modelových rovnicích. Fixní efekt „věk matky“ použil pouze při odhadu genetických parametrů pro hmotnost při narození, ve 30 dnech a ve 180 dnech. Efekt „sezóna“ použili pouze pro hmotnost ve 180 dnech. Nicméně

pracovali se všemi modely. Snyman (2020) sestavil celkem 6 modelů, do kterých zahrnul efekt stáda, rok, pohlaví, chovný status, chovná skupina, věk matky a věk ve dnech.

Je tedy patrné, že použití modelové rovnice číslo 4 pravděpodobně nikdo zatím nevyužil. Nejčastějším rozdílem je ten fakt, že se odhady genetických parametrů pro hmotnost odhadují i na základě maternálních efektů. Matka má na hmotnost potomka značný vliv, a to jak v embryonální fázi, tak i v postnatální fázi, kdy závisí na kvalitě a množství mléka, které slouží jako hlavní zdroj potravy kůzletu do samotného odstavu. Dále se často využívá parita matky. Pořadí porodu dle prací uvedených výše také velmi ovlivňuje jak hmotnost při narození, tak i samotnou hmotnost při odstavu. Bohužel z důvodu malého počtu dat nemohl být v této práci vliv matky hodnocen.

6.3 Stanovení genetických parametrů

Odhad genetických parametrů byl proveden pomocí REML metody. Tento postup se shoduje se Zhang et al. (2009), Mustefa et al. (2019), Schoeman et al. (1997), Mohammed et al. (2018), Boujenane & Hazzab (2008), Snyman (2020), Rashidi et al. (2008) a Rout et al. (2018). Využití této metody se lišilo zejména ve využití programu, který umí s touto metodou pracovat – například program Wombat. V případě této práce se jednalo o program remlf90.exe. Stanovení genetických parametrů bylo založeno na sestavení vstupních parametrů a následné spuštění programu pomocí příkazového řádku. Program vypočítal genetickou varianci o hodnotě 14,25 a residuální varianci o hodnotě 0,6562. Koeficient dědivosti vyšel 0,96. Vzhledem k výsledku je nutné zamítnout vědeckou hypotézu. Živá hmotnost u vybraného plemene koz nedosahuje středních hodnot koeficientu dědivosti, ale dosahuje vysokých hodnot. Jedná se tedy o znak vysoce dědivý. Výsledek této práce se velmi liší například od výsledku Menezes et al. (2016), kde se h^2 pohybovala v rozmezí 0,23 – 0,31, čili na hranici mezi označením nízké dědivé a středně dědivé. Mustefa et al. (2019) provedli odhad koeficientu dědivosti pro hmotnost při narození s výsledkem $0,73 \pm 0,28$ a pro hmotnost při odstavu s výsledkem $0,78 \pm 0,50$. Podle Schoemana et al. (1997) je koeficient dědivosti pro hmotnost při odstavu $0,273 \pm 0,091$. Koeficient dědivosti pro hmotnost při odstavu u plemene ardi podle Mohammed et al. (2018) je 0,350. Snyman (2020) došel k závěru, že koeficient dědivosti pro hmotnost při odstavu u kozy angorské je $0,19 \pm 0,03$. Rout et al. (2018) odhadli koeficient dědivosti v rámci animal modelu pro odstavovou hmotnost (ve 3 měsících) na $0,16 \pm 0,03$ a v rámci sire modelu na $0,43 \pm 0,07$. Jednalo se však o plemeno jamunapari.

Je patrné, že výsledky většinou odpovídají nízké až středně dědivé hodnotě, kromě výsledků Mustefa et al. (2019). Tyto rozlišné výsledky mohou být dány řadou faktorů. Prvním z faktorů je samozřejmě výběr rovnice, postup očištění dat, výběr programu pro odhad genetických parametrů a zejména velikost vstupních dat. Obecně platí, že čím menší vzorek zvířat máme k dispozici, tím bude přesnost odhadu a samotný výsledek odhadu rozličnější oproti ostatním výsledkům napříč světem. Výsledek této práce je velmi extrémní. Koeficient dědivosti 0,96 neodpovídá skutečnosti. Důsledek tohoto extrému přisuzují struktuře a množství poskytnutých dat. Při srovnání například s rozsáhlou prací Menezes et al. (2016) nebo Zhang et al. (2009) je rozsah dat v rámci této práce značně malý.

Korelace vyšla jak mezi váhou při odstavu a váhou při narození či věkem při odstavu jako kladná – existuje tedy mezi pozorovanými znaky vztah. Lze ji podle výsledků označit za střední.

Je zde kladná asociace mezi váhou při odstavu a váhou při narození a věkem při odstavu. Naopak korelace mezi váhou při odstavu a četností mláďat ve vrhu vyšla záporná, tedy klesající. Například Snyman (2020) počítal také korelaci mezi tělesnou hmotností a počtem mláďat ve vrhu – korelace mu však vyšla kladná, a to v hodnotě $0,12 \pm 0,08$.

Plemenné hodnoty nebyly stanoveny kvůli nereálným výsledkům při výpočtu koeficientu dědivosti a zejména pak kvůli nedostatečnému rozsahu vstupních dat.

7 Závěr

- Byly stanoveny vlivy negenetických efektů, které vysvětlovaly cca 70% celkové proměnlivosti.
- V rámci práce byl odhadnut koeficient dědivosti pro hmotnost při odstavu u plemene koza búrská. Výsledek práce je $h^2 = 0,96$ a proto je nutné zamítnout nulovou hypotézu, jelikož koeficient dědivosti nedosahuje středních hodnot. Již z odhadnuté hodnoty je patrné, že výsledek neodpovídá skutečnosti. Důvodem takto extrémní hodnoty je pravděpodobně velmi nízký počet vstupních dat, použitých při odhadu.
- Práce nabídla souhrnný přehled o odhadech genetických parametrů napříč světem, a to nejenom u plemene koza búrská.
- Do budoucna navrhuji provést odhad koeficientu dědivosti pro odstavovou hmotnost u kozy búrské znovu. Pravděpodobně na základě většího množství dat bude výsledek přesnější.

8 Literatura

Abd-Allah S, Mohamed MI, Abd-Elrahman, EL-Kady RI. 2016. Assessment of some productive performance of Boer goats and their crosses with Egyptian Baladi goats. *International Journal of ChemTech Research*. **9(12)**:259-265.

Al-Shorepy AS, Alhadrami GA, Abdulwahab K. 2002. Genetic and phenotypic parameters for early growth traits in Emirati goat. *Small Ruminant Research* **45**:217-223.

Anderson D, Feldblum S, Modlin C, Schirmacher D, Schirmacher E, Thandi N. 2007. *A Practitioner's Guide to Generalized Linear Models*. CAS, Arlington.

Baneh H, Najafi M, Rahimi G. 2012. Genetic parameter estimates for early growth traits in Naeini goat. *Anima production science* **52(11)**, 1046.

Barlow RJ. 1999. *Statistics: A Guide to the Use of Statistical Methods in the Physical Sciences*. John Wiley & Sons, LTD. Chichester.

Bastola R, Acharya R, Pantha Y. 2020. Study of production and reproduction parameters of boer goats in national livestock breeding office Pokhara. *The Blues Cross* **16**:19-22.

Boujenane I, Hazzab AE. 2008. Genetic parameters for direct and maternal effects on body weights of Draa goats. *Small Ruminant Research* **80**:16-21.

Byers DL. 2008. Adaption and Phenotypic Variance. *Nature Education* **1**:161.

Calus MPL. 2009. Genomic breeding value prediction: methods and procedures. *Animal* **4(02)**:157–164.

Casella G, Goerge EI. 1992. Explaining the Gibbs Sampler. *The American Statistician* **46**:167-174.

Český statistický úřad. 2022. Český statistický úřad. Praha. Available from www.czso.cz (accessed January 2022).

Daetwyler HD, Kemper KE, Wers JHJ, Hayes BJ. 2012. Components of the accuracy of genomic prediction in a multi-breed sheep population. *American Society of Animal Science* **90**:3375-3384.

Dominik S, Smith JL, Conington J, Daetwyler HD, Olesen I, Bunter KL. 2017. Genetic solutions. Pages 107–130 in Ferguson DM, Lee C, Fisher A, editors. *Advances in Sheep Welfare*. Woodhead Publishing, Sawston.

Đuričić D, Grizelj J, Dobranić T, Harapin I, Vince A, Kočila P, Folnožić I, Lipar M, Gračner GG, Samardžija M. 2012. Reproductive performance of boer goats in a moderate climate zone. *Veterinarski arhiv* **4**:351-358.

Elieser S, Sumandi, Budisatria GS, Suabndriyo. 2012. Productivity comparison between boer and kacang goat dam. *Journal of the Indonesian Tropical Animal Acgriculture* **37**:15-21.

Everitt BS, Skrondal A. 2010. *The Cambridge Dictionary of Statistics*. Cambridge University Press, London.

Faraway JJ. 2016. *Extending the Linear Model with R. Generalized Linear, Mixed Effects and Nonparametric Regression Models*. Taylor & Francis INC. London.

Garrick DJ. 2010. An animal breeding approach to the astimation of genetic and enviromental trends from field populations. *American Society of Animal Science*. **88**:E3 – E10.

Geman S, Geman D. 1984. Stochastic Relaxation, Gibbs Distributions, and the Bayesian Testoration of Images. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence* **6**:721-741.

Gelman A. 2005. Analysis of Variance – Why it is More Important than Ever. *The Annals of Statistics* **33**:1-53.

Gelman A, Hill J. 2007. *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models*. Cambridge University Press. Edinburgh.

Hill WG. 2001. Genetic Correlation. Pages 823-825 in Brenner S, Miller JH, editors. *Encyclopedia of Genetics*. Academic Press, London.

Hill WG. 2001. Heritability. Pages 921-924 in Brenner S, Miller JH, editors. *Encyclopedia of Genetics*. Academic Press, London.

Jakubec V, Říha J, Golda J, Majzlík I. 1999. Odhad plemenné hodnoty hospodářských zvířat. *Rapotín*.

Jakubec V, Říha J, Majzlík I, Bjelka M. 2003. *Teorie a praxe selekce hospodářských zvířat*. *Rapotín*.

Jakubec V, Bezdíček J, Louda F. 2010. *Selekce – inbríding – hybridizace*. *Rapotín*.

Kadel R, Malla S, Ghimire SH, Shrestha PB, KC BC. 2020. Growth performnce of Boer goat in relation to sex and type of birth at the Goat Research Station in Nepal. *Bangladesh Journal of Animal Science* **49**(2):166-169.

Kladivo P. 2013. *Základy statistiky*. Univerzita Palackého v Olomouci, Olomouc.

Kusminanto RY, Alawiansyah A, Pramono A, Cahyadi S, Cahyadi M. 2020. Body Weight and Body Measurement Characteristics of Seven Goat Breeds in Indonesia. *Earth and Enviromental Science* **478**:1-6.

Laird NM, Ware JH. 1982. Random.Effects Models for Longitudinal Data. *Biometrics* **38**:963-974.

Latifi M, Naderi Y, Bohlouli M, Sadeghi S. 2021. Direct and maternal genetic components for body weight traits in Markhoz goat. *Tropical Animal Health and Production* **53**:234.

Lee SY. 2021. Gibbs sampler and coordinate ascent variational inference: A set-theoretical review. *Communications in statistics – Theory and Methods* 1-21.

Legarra A. 2016. Comparing estimates of genetic variance across different relationship models. *Theoretical Population Biology* **107**:26-30.

Lindstrom ML, Bates DM. 1990. Nonlinear mixed effects models for repeated measures data. *Biometrics* **46**:673-687.

Litavcová E, Pavluš M, Seman J, Török C. 2012. ŠTATISTIKA s balíkmi STATISTICA a SPSS. Prešovská univerzita v Prešove. Prešov.

Liu XQ, Rong JY, Liu XY. 2008. Best linear unbiased prediction for linear combinations in general mixed linear models. *Journal of Multivariate Analysis* **99**:1503-1517.

Lu CHD. 2001. Boer Goat Production: Progress and Perspective. School of Agriculture and Natural Resources. New York.

Menezes LM, Sousa WH, Cavalcanti-Fiho EP, Gama LT. 2016. Genetic parameters for reproduction and growth traits in Boer goats in Brazil. *Small Ruminant Research*. **136**:247-256.

Meyer K. 2007. Karin Mayer's Home Page, England. Available from <http://didgeridoo.une.edu.au/km/dfreml.php> (accessed January 2022).

Mohammed KM, Kamal EL-den MA, Dahmouh AY. 2018. Heritability and variance components estimates for growth trait in Saudi Ardi goat and Damascus goat and their crosses. *Asia Pacific Journal of Reproduction* **7**:39-46.

Mrode RA, Thompson R. 2005. Linear Models for the Prediction of Animal Breeding Values. CABI Publishing. Wallingford.

Mulder HA, Bijma A, Hill WG. 2007. Prediction of Breeding Values and Selection Responses With Genetic Heterogeneity of Environmental Variance. *Genetics* **4**:1895-910.

Mustefa A, Banerjee S, Gizaw S, Taye M, Abebe A, Areaya A, Besufekad S, Getachew T. 2019. Performance Evaluation and Genetic Parameters Estimate of Growth Traits in Boer and Their Crosses with Central Highland Goats Reared at Ataye Farm, North Shoa, Ethiopia. Pages 12 in Abegaz S, Yeheyis L, Lakew M, editors. Livestock Research Directorate. Amhara Agricultural Research Institute, Bahir Dar.

Newsom JT. 2019. Multilevel Regression. <http://web.pdx.edu/~newsomj/mlrclass/> (accessed January 2022).

Nelder JA, Wedderburn WM. 1972. Generalized Linear Models. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)* **135**:370-384.

Ottman R. 1996. Theoretical Epidemiology. Gene – Environment Interaction: Definitions and Study Designs. *Preventive Medicine* **25**:764-770.

Pal A, Chakravarty AK. 2020. Advanced breeding techniques. Pages 317 – 350 in Pal A, Chakravarty AK editors. *Genetics and Breeding for Disease Resistance of Livestock*. Academic Press, Cambridge.

Parajuli S. 2020. Performance of Boer and their Crossbreed Goats in Nepal – A Review. *International Journal of Environment, Agriculture and Biotechnology* **5**(6).

Pekár S, Brabec M. 2020. *Moderní analýza biologických dat – zobecněné lineární modely v prostředí R*. Masaryk University Press. Brno.

Příbyl J, Příbylová J. 2008. Biometrické metody a modely v současné vědě a výzkumu. Pages 9 in Příbyl J, Příbylová J editors. *Výběr vhodného modelu při vyhodnocování souboru údajů*. ÚKZÚZ, Brno.

Rashidi A, Sheikahmadi M, Rostamzadeh J, Shrestha JNB. 2008. Genetic and Phenotypic Parameter Estimates of Body Weight at Different Ages and Yearling Fleese Weight in Markhoz Goats. *The Asian-Australasian Association of Animal Production Societies* **10**:1395-1403.

Rencher AC, Schaalje B. 2008. *Linear models in Statistics*. John Wiley & Sons. New Jersey.

Robinson GK. 1991. That BLUP Is a Good Thing: The Estimation of Random Effects. *Statistical Science* **6**:15-51.

Rose C, Smith MD. 2002. *Mathematical Statistics with Mathematica*. Springer-Verlag, New York.

Rout PK, Matika O, Kaushik R, Dige MS, Dass G, Singh MK, Bhusan S. 2018. Genetic analysis of growth parameters and survival potential of Jamunapari goats in semiarid tropics. *Small Ruminant Research* **165**:124 – 130.

Rutkoski JE. 2019. A practical guide to genetic gain. *Advances in Agronomy* **157**:217 – 249.

Samraus HH. 2001. *Atlas plemen hospodářských zvířat*. Nakladatelství Brázda, Praha.

Schoeman SJ, Els JF, van Niekerk MM. 1997. Variance components of early growth trait in the Boer goat. *Small Ruminant Research* **26**:15-20.

Sigurdsson A, Arnason T. 1995. Predicting genetic trend by uni – and multitrait models. *Acta Agriculturae Scandinavica, Section A. Animal Science* **45**:1-10.

Smyth GK, Verbyla APOD. 1996. A Conditional Likelihood Approach to Residual Maximum Likelihood Estimation in Generalized Linear Models. *Journal of the Royal Statistical Society* **58**:565-572.

Snyman MA. 2020. Genetic analysis of reproduction, body weight and mohair production in South African Angora goats. *Small Ruminant Research* 192:106183.

Solaiman SG. 2010. *Goat Science and Production*. John Wiley & Sons, LTD, Ames.

Souček E. 2006. *Statistika pro ekonomy*. Vysoká škola ekonomie a managementu, Praha.

Souza NO, Alves RS, Teodoro PE, Silva LA, Tardin FD, Tardin AB, Resende MDV, Bhering LL. 2018. Single- and multiple-trait BLUP in genetic selection of parents and hybrids of grain sorghum. *Revista de la Facultad de Ciencias Agrarias UNCuyo*. 1853-8665.

Svaz chovatelů ovčí a koz z.s.. 2022. Svaz chovatelů ovčí a koz. Hradištko. Available from <https://www.schok.cz/cs/> (accessed January 2022).

Urban T. 2012. *Virtuální svět genetiky 3*. AF, ústav morfologie, fyziologie a genetiky zvířat, Brno. Available from <https://user.mendelu.cz/urban/vsg3/> (accessed January 2022).

Welch D. 2021. *Analysis of Discrete Data*. The Pennsylvania State University, University Park. Available from <https://online.stat.psu.edu/stat504/lesson/6/6.1> (accessed January 2022).

West BT, Welch KB, Galecki AT. 2014. *Linear mixed models : a practical guide using statistical software*, Second Edition. Chapman and Hall/CRC. USA.

Yin P, Fan X. 2001. Estimating R^2 Shrinkage in Multiple Regression: A Comparison of Different Analytical Methods. *The Journal of Experimental Education* 69:203-224.

Zahrádková R, Bartoň L, Brychta J, Bureš D, Doležal P, Illek J, Kaplanová K, Kvapilík J, Rozsypal R, Skládanka J, Slavík J, Stehlík J, Stejskalová E, Stěhulová I, Šárová R, Šeba K, Špinka M, Teslík V, Veselá Z, Vostrý L, Zeman L, Žďárský P. 2009. *Český svaz chovatelů masného skotu*. Praha.

Zeger S, Karim RM. 1991. Generalized Linear Models With Random Effects; A Gibbs Sampling Approach. *Journal of the American Statistical Association*. 413:79-86.

Zhang CY, Zhang Y, Xu DQ, Li X, Su J, Yang LG. 2009. Genetic and phenotypic parameter estimates for growth trait in Boer goat. *Livestock Science* 124:66-71.

Zvára K. 2006. *Regrese*, Matfyzpress. Praha.

9 Samostatné přílohy



Obr. 1 Kozel búrský (foceno autorkou, 2021).



Obr. 2 Kozy búrské (foceno autorkou, 2021).



Obr. 3 Kůzlata kozy bůrské (foceno autorkou, 2021).



Obr. 4 Koza angorská (Erica Peterson, 2009), neupraveno.

< <https://www.flickr.com/photos/91782666@N00/3608853975/> >



Obr. 5 Plemeno Ardi, A = samec, B = samice (Aljumaah et al., 2012), neupraveno.



Obr. 6 Koza damašská (Mavrogenis et al., 2006), neupraveno.



Obr. 7 Plemeno draa (Ibnelbachyr et al., 2015), neupraveno.



Obr. 8 Plemeno jamunapari (PL Tandom, 2017), neupraveno.

< <https://www.flickr.com/photos/13070711@N03/37542532246/> >



Obr. 9 Plemeno markhoz (Nazari-Ghadikolaei et al., 2018), nepraveno.

Příloha 1

Odhad genetických parametrů

Navrátilová Daniela

#-----

1 - POH (F)

2 - VAHANAR (F)

3 - odstav (F)

4 - kodjed (R)

5 - VAHAODST (Y)

#-----

DATAFILE

Diplodata.txt

NUMBER_OF_TRAITS

1 # počet pozorovaných (váha při odstavu) - Jednoznakový model

NUMBER_OF_EFFECTS

4 # počet efektu (F + R)

OBSERVATION(S)

5 # hmotnost při odstavu je v 5 sloupci

WEIGHT(S)

EFFECTS: POSITIONS_IN_DATAFILE NUMBER_OF_LEVELS TYPE_OF_EFFECT

[EFFECT NESTED]

1 2 cross # POH (F)

2 26 cross # VAHANAR (F)

3 7 cross # odstav (F)

4 1352 cross # kodjed (R)

RANDOM_RESIDUAL VALUES # sigma e2

1

RANDOM_GROUP

4

RANDOM_TYPE

add_animal

FILE

Diplorodokmen.txt

(CO)VARIANCES # sig a2

1

OPTION conv_crit 1e-10

OPTION maxrounds 300