

JIHOČESKÁ UNIVERZITA V ČESKÝCH BUDĚJOVICÍCH
ZEMĚDĚLSKÁ FAKULTA

Studijní program: Biotechnologie

Studijní obor: Zemědělské biotechnologie

Katedra: Genetiky a speciální produkce rostlinné

Vedoucí katedry: prof. Ing. Vladislav Čurn, Ph.D.

DISERTAČNÍ PRÁCE

Genetické hodnocení plodnosti masného skotu

Školitel: prof. Ing. Jindřich Čítek, CSc.

Konzultant: Ing. Zdeňka Veselá, Ph.D.

Autor: Ing. Michaela Brzáková

České Budějovice, 2019

Poděkování

Na tomto místě bych chtěla poděkovat především svému školiteli prof. Ing. Jindřichu Čítkovi CSc. za odborné vedení a podporu v průběhu studia. Dále bych chtěla poděkovat Ing. Zdeňce Veselé, Ph.D. a dalším pracovníkům VÚŽV, Praha-Uhřetěves za odborné konzultace v oblasti genetiky zvířat.

Prohlášení

Prohlašuji, že jsem disertační práci na téma: Genetické hodnocení plodnosti masného skotu vypracovala samostatně jen za použití dostupných zdrojů uvedených v příloženém seznamu literatury.

Disertační práce je školním dílem a může být použita ke komerčním účelům jen se souhlasem vedoucího disertace a děkana ZF JU.

Prohlašuji, že v souladu s § 47b zákona č. 111/1998 Sb. v platném znění souhlasím se zveřejněním své disertační práce, a to v nezkrácené podobě, fakultou elektronickou cestou ve veřejně přístupné části databáze STAG provozované Jihočeskou univerzitou v Českých Budějovicích na jejích internetových stránkách.

.....
Ing. Michaela Brzáková

V Českých Budějovicích dne 16.9.2019

Sourhn

Předkládaná dizertační práce se zabývá genetickým hodnocení plodnosti u masného skotu. Jako významné reprodukční ukazatele byly vybrány vlastnosti věk při prvním otelení, mezidobí a dlouhověkost. Dlouhověkost byla dále definována jako celoživotní dlouhověkost nebo tzv. produkční dlouhověkost, kde se hodnotí počet otelení do zvoleného věku plemence. K analýze plodnosti byla použita databáze kontroly užítkovosti masných plemen za roky 1991–2014. Celkem tato databáze obsahovala záznamy o 369 530 jedincích (údaje o plemenicích tvořily 63 565 záznamů). Pro hodnocení dlouhověkosti byla navíc použita databáze ústřední evidence skotu, která obsahovala data vyřazení krav z produkce. Data byla očištěna od nesmyslných údajů a statisticky zpracována v programu SAS 9.4. Významnost jednotlivých efektů byla testována pomocí procedur GLM/SAS a MIXED/SAS. Na základě těchto výsledků byly sestaveny a otestovány modelové rovnice pro všechny zvolené užítkové vlastnosti. Genetické parametry byly odhadnuty zvolenými modelovými rovnicemi programem AIREMLF90, a to buď jednoznakovými, dvouznakovými nebo víceznakovými modely. Odhad genetických parametrů jednoznakovým modelem byl použit pro vlastnosti věk při prvním otelení, mezidobí a dlouhověkost. Dvouznakové modely byly použity pro produkční dlouhověkost, ve které se hodnotil počet otelení ve věku 78 a 150 měsíců nebo 90 a 160 měsíců. Víceznakovými modely byly zjišťovány především genetické korelace mezi vlastnostmi. Genetické korelace mezi věkem prvního otelení a mezidobím byla pozitivní, nižší až střední, mezi věkem prvního otelení a dlouhověkostí/produkční dlouhověkostí byla zjištěna nízká negativní korelace a mezi mezidobím a dlouhověkostí/produkční dlouhověkostí byla zjištěna střední až vyšší negativní genetická korelace. Odhadnuté koeficienty dědivosti vlastností byly nízké. Na základě výše zjištěných genetických parametrů byly programem BLUPF90 předpovězeny a zanalyzovány plemenné hodnoty jednoznakovým (věk prvního otelení, první mezidobí, dlouhověkost) nebo dvouznakovým modelem (produkční dlouhověkost).

Klíčová slova: plodnost; genetické hodnocení; masný skot; dlouhověkost.

Summary

This thesis deals about genetic evaluation of beef cattle fertility. As important fertility indicators were chosen following trait, age at first calving, first calving interval and longevity. Longevity has been further defined as lifetime productivity (longevity) or as production longevity, where the number of calvings was evaluated in target age. Database of performance testing from Czech Beef Cattle Association between years 1991–2014 was used for fertility analyse. The database contained 369 530 animal's records, of which were 63 565 dam's records. In addition, for longevity, the database of central evidence of cattle was used, because it contains culling dates of cows. Outlier and unreliable data were removed from the database. Statistical significance of environmental effects was determined using GLM and MIXED procedure in SAS 9.4. Based on the results, many model equations for each trait were built and tested. Genetic parameters were estimated by AIREMLF90 by using chosen single or multi trait model. Genetic parameters for age at first calving, calving interval and longevity were estimated by single trait model. For production longevity in 78 and 150 months or in 90 and 160 months where the number of calvings were evaluated, the genetic parameters were estimated by multitrait model. Multitrait models were used mainly for finding genetic correlations between traits. Genetic correlation between age at first calving and calving interval was positive and low to medium, between age at first calving and longevity/production longevity was found low negative correlation and between calving interval and longevity/production longevity was found medium to high negative genetic correlation. Estimated genetic parameters were applied into programme BLUPF90 because of breeding values prediction. Breeding values were predicted by single trait animal model (for age at first calving, first calving interval, longevity) or by multi trait animal model (production longevity).

Key words: fertility; genetic evaluation; beef cattle; longevity.

Obsah

Obsah.....	14
1 ÚVOD	9
2 LITERÁRNÍ REŠERŠE	10
2.1 Početní stavy skotu v České republice	10
2.2 Kontrola užitkovosti masného skotu	12
2.3 Mateřská užitkovost.....	13
2.4 Ekonomika plodnosti.....	14
2.5 Genetické hodnocení zvířat	15
2.5.1 Předpověď plemenné hodnoty.....	18
2.5.2 Přesnost a spolehlivost předpovědi plemenné hodnoty.....	19
2.6 Genetické hodnocení masného skotu v České republice.....	20
2.7 Genetické hodnocení plodnosti, definice vlastností	22
2.7.1 Věk při prvním otelení	23
2.7.2 Mezidobí.....	25
2.7.3 Dlouhověkost	27
3 VĚDECKÁ HYPOTÉZA A CÍL PRÁCE	32
3.1 Hypotéza.....	32
3.2 Cíl práce.....	32
4 MATERIÁL A METODY	33
4.1 Podkladové údaje a programové vybavení	33
4.2 Úprava databáze	34
4.2.1 Tvorba rodokmenu	36
4.3 Definice ukazatelů reprodukce	36
4.3.1 Věk při prvním otelení	37
4.3.2 Mezidobí.....	37

4.3.3	Dlouhověkost	37
4.4	Odhad genetických parametrů, předpověď plemenné hodnoty	41
5	VÝSLEDKY A DISKUZE	42
5.1	Popis databáze KUMP	42
5.1.1	Databáze vyřazení	44
5.1.2	Popis rodokmenových údajů a harémy	44
5.1.3	Čistokrevní jedinci a kříženci	45
5.2	Popisná statistika vlastností	46
5.2.1	Věk při prvním otelení	46
5.2.2	Mezidobí.....	53
5.2.3	Dlouhověkost	58
5.2.4	Efekty v modelových rovnicích	61
5.3	Modelové rovnice	64
5.3.1	Věk při prvním otelení – testované modelové rovnice	64
5.3.2	Věk při prvním otelení – odhadnuté genetické parametry	66
5.3.3	Věk při prvním otelení – vybraná modelová rovnice.....	67
5.3.4	Věk při prvním otelení – diskuze	67
5.3.5	Mezidobí – testované modelové rovnice.....	71
5.3.6	Mezidobí – odhadnuté genetické parametry	73
5.3.7	Mezidobí – vybraná modelová rovnice	74
5.3.8	Mezidobí – diskuze	74
5.3.9	Dlouhověkost – modelová rovnice.....	80
5.3.10	Dlouhověkost (D) – odhadnuté genetické parametry.....	85
5.3.11	Produkční dlouhověkost (PD) – odhadnuté genetické parametry.....	85
5.3.12	Dlouhověkost a produkční dlouhověkost – vybraná modelová rovnice	88
5.3.13	Dlouhověkost (D) – diskuze.....	88
5.3.14	Produkční dlouhověkost.....	91

5.4	Genetické korelace mezi ukazateli reprodukce	98
5.5	Plemenné hodnoty	101
5.5.1	Vliv jednotlivých efektů	101
5.6	Genetické trendy	116
5.6.1	Věk při prvním otelení	116
5.6.2	Mezidobí	117
5.6.3	Produkční dlouhověkost	118
6	ZÁVĚR	121
7	Doporučení pro praktické šlechtění	124
8	Doporučení pro další výzkum	125
9	SEZNAM ZKRATEK	126
9.1	Zkratky plemen	127
10	PŘEHLED POUŽITÉ LITERATURY	128
11	Přílohy	136

1 ÚVOD

Plodnost jako komplex vlastností se řadí mezi jeden z nejdůležitějších ukazatelů v chovu masného skotu. Přesto v České republice prozatím nebyl vyvinut systém pro genetické hodnocení této ekonomicky významné skupiny vlastností. Důvodem je především jejich obtížné sledování a vyhodnocení, které se výrazně liší od systému, který je využíván u dojeného skotu. Vlastnosti plodnosti jsou řazeny mezi kvantitativní vlastnosti, které jsou ovlivněny mnoha geny malého účinku. Koeficient dědivosti těchto vlastností je nízký a je zde tedy velký vliv prostředí, výživy nebo zdravotního stavu zvířete. Z toho důvodu je nutné selektovat na tuto skupinu vlastností pomocí plemenných hodnot, které jsou předpovědí vlastního genetického založení jedince a jsou od vlivů prostředí očištěny.

Maternální vlastnosti se ve všech produkčních systémech jeví jako nejvíce ekonomicky důležité, a to zejména proto, že mají vliv na projev mnoha produkčních vlastností. Ziskovost, kterou s sebou přináší vyšší úroveň reprodukce, je důvodem k tomu, aby byla plodnost zahrnuta ve šlechtitelském cíli. V mnoha zemích se genetické hodnocení zvířat provádí a během posledních dvou desetiletí nepřetržitě narůstá množství vlastností, pro které se stanovují plemenné hodnoty. Interbeef, jehož členem je i Česká republika, plánuje zahrnutí vlastností mateřské plodnosti do mezinárodního genetického hodnocení masného skotu. Konkrétně se jedná o těchto vlastnostech: věk při prvním otelení, mezidobí a dlouhověkost. Cílem šlechtění je získat dlouhověká zvířata s dobrými ukazateli reprodukce. Tyto kvality se poté projeví v lepší produkci a ekonomice chovu jak na úrovni chovatele, tak i v konkurenceschopnosti České republiky na mezinárodní úrovni.

2 LITERÁRNÍ REŠERŠE

2.1 Početní stavy skotu v České republice

Početní stavy skotu v ČR jsou za poslední čtyři roky na poměrně stabilní úrovni. Celkový stav skotu v České republice za rok 2018 byl 1 365 tisíc kusů skotu bez ohledu na jeho užitkové zaměření. Meziroční pokles byl oproti předchozímu roku 2017 přibližně 5 tisíc kusů skotu, nicméně i přes tento pokles se dlouhodobý trend snižování stavu zmírnil. Zatímco stavy dojeného skotu mírně klesají, u masného skotu je naopak zaznamenáván mírný stabilní nárůst během posledních několika let. Dlouhodobě dochází především ke zvyšování stavu krav bez tržní produkce mléka (TMP). Důvodem je především významná ekonomická podpora tohoto systému. V dubnu roku 2017 bylo zaznamenáno 222 tis. kusů krav bez TPM. Mezi lety 2012 až 2016 došlo ke zvýšení počtu krav bez TPM o 18,6 %, což představuje při číselném vyjádření nárůst o 33,1 tisíc krav. Současně s tímto trendem se také dále zvyšuje počet krav bez TPM zařazených v kontrole užitkovosti (KU). Množství zvířat zařazených do KU však stále tvoří pouze asi 10% z celkového počtu krav bez TPM (Situační výhledová zpráva MZe, 2018). Početní stavy krav bez TPM a vývoj jejich početních stavů je znázorněn v tabulce 1. V této tabulce si dále můžeme povšimnout, že od roku 2012 vzrostl i počet živě narozených telat od této skupiny krav. To může mít několik příčin. Vyšší natalita telat může být způsobena například vyšší pozorností chovatele během porodu krav, popř. větší péčí chovatelem o narozená telata. Tele je jediným tržním produktem a jeho úhyn s sebou přináší významnou ekonomickou ztrátu. Chovy zařazené do KU se z velké části věnují plemenářské práci nebo obchodu s plemenným materiálem, a tak i jednotlivá zvířata mohou mít vysokou tržní hodnotu. Pokud dojde ke ztrátě telete, je kráva (matka telete) příslušný rok bez telete nerentabilní. Za zvýšení počtu narozených telat může nepřímo i dotační systém, kdy chovatel dostává dotaci na tele narozené kravám chovaných v systému chovu bez tržní produkce mléka. Díky této podpoře chovatel nahlašuje všechna narozená telata, a to i takové jedince, které by bez dotační podpory kvůli administrativní náročnosti nenahlašoval.

V tabulce 2 jsou znázorněny početní stavy krav masných plemen a jejich kříženek za kontrolní rok 2017. Nejpočetněji zastoupenými plemeny v databázi KU jsou plemena charolais, aberdeen angus, masný simentál a limousine. Meziročně také roste podíl čistokrevných jedinců zařazených do KU. V roce 2016 byl podíl čistokrevných jedinců

84,8 % z celkové populace krav. Krávy s podílem hlavního plemene 75% a více tvořily dokonce 95,87 % z celkového množství, v roce 2014 to bylo 94,33% (Kvapilík et al., 2018). Mezi chovateli roste preference čistokrevných plemen a kříženci jsou na ústupu. Kříženci v KU jsou často ještě pozůstatkem převodného křížení, ke kterému docházelo v minulosti při prvních importech čistokrevných plemen masného skotu ze zahraničí do České republiky.

Tab. 1: Početní stavy krav masných plemen celkem a v kontrole užítkovosti (KU) dle Kvapilík et al. (2018).

rok	Krav bez TPM			Živě narozených telat	
	celkem	V KU	%	V KU	Natalita ¹⁾
2012	178 089	18 674	10,5	15 361	80,0
2013	184 597	19 084	10,3	15 489	82,0
2014	191 331	19 655	10,3	16 817	86,8
2015	203 958	20 051	9,8	17 818	89,7
2016	211 237	21 005	9,9	18 284	89,1

¹⁾ živě narozená telata na 100 krav

Tab. 2: Početní stav krav masných plemen a kříženek v KU k 30.9.2017 dle Kvapilík et al. (2018).

Plemeno	Zkratka	2016		
		Počet krav	% ¹⁾	% ²⁾
Charolais	CH	6 523	82,6	31,0
Aberdeen angus	AA	4 022	94,5	19,1
Masný simentál	MS	3 387	78,0	16,1
Limousine	LI	2 507	87,8	11,9
Hereford	HE	1 026	82,0	4,9
Blonde d'Aquitaine	BA	775	76,3	3,7
Gasconne	GS	650	98,2	3,1
Ostatní ³⁾	x	573	73,1	2,7
Piemontese	PI	520	71,2	2,4
Highland	HI	417	95,2	2,0
Galloway	GA	397	85,4	1,9
Salers	SA	201	100,0	1,0
Belgické modrobílé	BM	43	76,7	0,2
Celkem	x	21 041	84,9	100,0

¹⁾krav s podílem 100% příslušných plemen v %

²⁾podíly jednotlivých plemen na celkovém počtu krav masných plemen

³⁾ostatní plemena a kříženky v kontrole užitkovosti

2.2 Kontrola užitkovosti masného skotu

Ve světě neexistuje sjednocené sledování a hodnocení užitkovosti masného skotu. Určité zásady pro sběr a vyhodnocení údajů doporučila organizace pro kontrolu užitkovosti – ICAR (International Committee for Animal Recording). Členskou organizací ICAR je od roku 1991 Českomoravská společnost chovatelů, a.s. (ICAR, 2019). Šlechtitelské práce v oblasti masného skotu přímo řídí Český svaz chovatelů masného skotu (ČSCHMS). Od roku 1991 dochází k pravidelnému záznamu dat v rámci kontroly užitkovosti. Kontrolní rok trvá od 1. 10. do 30. 9. následujícího roku. Pracovníci ČSCHMS (tzv. inspektoři) na základě pověření Ministerstva zemědělství provádí kontrolu užitkovosti dle národních a mezinárodních směrnic. ČSCHMS vede plemenné knihy jednotlivých plemen, provádí kontrolu užitkovosti, hodnotí zevnějšek mladých zvířat, vybírá mladé býky do plemenitby a zajišťuje kontrolu dědičnosti a s ní spojenou předpověď plemenných hodnot. Podkladem pro provádění KU u masného skotu je „Metodika kontroly užitkovosti skotu bez tržní produkce mléka“, která je rozdělena do tří stupňů – A, B, C. Pro šlechtitelskou praxi je stěžejní stupeň A (ČSCHMS, 2018).

Stupeň A zahrnuje pravidelné vážení telat (3x) v průběhu kontrolního roku telat chovatelem za přítomnosti inspektora. Období vážení je voleno tak, aby hodnoty posloužily pro výpočet hmotnosti telete ve věku 120, 210 a 365 dní. Porodní hmotnost telat je vážena chovatelem do 24 hodin po narození. Inspektor také provádí bonitaci stáda (ČSCHMS, 2018).

Stupeň B zahrnuje pravidelné vážení telat chovatelem. Jedenkrát v průběhu roku (zpravidla při odstavu – 210 dní) je při vážení přítomen inspektor. Zvířata jsou hodnocena v rámci kontroly dědičnosti (ČSCHMS, 2018).

Stupeň C zahrnuje to, že inspektor jedenkrát ročně kontroluje správnost základních údajů pro KUMP (ČSCHMS, 2018).

Každé narozené tele je opatřeno ušní známkou, případně čipem nebo tetováním. U telat je zaznamenávána hmotnost při narození, která je určena vážením nebo kvalifikovaným odhadem. U vybraných plemen se dále zaznamenává výskyt rohů,

protože například u plemene aberdeen angus nebo galloway je výskyt rohů vylučující vadou. Výskyt rohatosti je zaznamenáván u plemen charolais, masný simentál, hereford, limousine a blonde d'Aquitaine. U plemen aberdeen angus, galloway a highland je též sledováno a evidováno zbarvení (Zahrádková *et al.*, 2009).

U krav a jalovic se zaznamenává vlastní užitkovost plemence (hmotnost při narození a ve věku 120, 210 a 365 dnech), dochází k hodnocení zevnějšku a měření tělesných rozměrů zvířete, které probíhá ve 365 dnech a dále také po prvním a třetím otelení. Údaje o hodnocení zevnějšku jsou sbírány školeným bonitérem a následně se používají k předpovědi plemenné hodnoty pro znaky zevnějšku. Dále se vede záznam o datech otelení, délce březosti, průběhu otelení, pohlaví telete, věku při prvním otelení, průměrném mezidobí a počtu otelení (ČSCHMS, 2016a).

U býků v přirozené plemenitbě se vedou údaje o procentu zabřezávání plemenic během připouštěcího období, hodnotí se průběh porodu a vlastní užitkovost potomstva (hmotnost při narození, ve 120, 210 a 365 dnech). Vlastní růstová schopnost býka může být testována také v odchovnách plemenných býků (OPB) (ČSCHMS, 2018). Cílem je ve standardních podmínkách prověřit růstovou schopnost zvířat, spotřebu krmiv, popř. kvalitu spermatu. Býci se naskladňují turnusovým způsobem po odstavu a musejí mít známou hmotnost ve 120 a 210 dnech. Podmínkou je, aby naskladněná zvířata byla potomci jedinců zařazených do KUMP stupně A, a zároveň splnila požadavky stanové příslušným uznaným chovatelským sdružením. Vlastní test potom trvá 120 dní (Zahrádková *et al.*, 2009).

Údaje zjištěné v rámci KU se využívají i pro rodokmenové, užitkové a plemenné hodnoty.

2.3 Mateřská užitkovost

Mateřská užitkovost je komplex vlastností a biologických charakteristik. Je tvořena dvěma hlavními složkami, a to vlastní reprodukcí a mateřskými vlastnostmi. Jsou zde zahrnuty vlastnosti, které jsou spojeny s reprodukcí, jako jsou vlastnosti telení a plodnosti. Dále vývin telete během embryonálního vývoje, stav telete při narození a jeho odchov do odstavu, který nepřímě zahrnuje i vztah telete s matkou (Jakubec, 1998).

Při hodnocení mateřské užitkovosti krav je potřeba věnovat pozornost i dalším vlastnostem, jako je např. mléčnost krávy, která se odráží v růstu telete a jeho životaschopnosti nebo mateřské chování krav, které ovlivňuje vztah mezi matkou a potomkem po narození až do odstavu. Špatné mateřské chování může mít za příčinu zvýšené ztráty telat po otelení matky (Říha, 2004).

2.4 Ekonomika plodnosti

Ekonomická důležitost vlastností plodnosti není na první pohled zřejmá a chovatelé se pak často přiklánějí k preferenci takových vlastností, jejichž návratnost je okamžitě zjevná, jako je například produkce masa (Říha, 2004). Nicméně dobrá úroveň reprodukce je základem pro efektivní produkci plemenného materiálu i hovězího masa a proto není divu, že ve všech produkčních systémech masného skotu se jeví maternální vlastnosti jako nejvíce ekonomicky důležité (Wolfová *et al.*, 2004; MacNeil *et al.*, 1994; Newman *et al.*, 1992). Autoři identifikovali některé klíčové složky zajišťující zisk v chovu masného skotu, a to stupeň plodnosti, věk při prvním otelení a velikost krávy. To, že je vyšší míra reprodukce u masných stád spojena s vyšší ziskovostí, tvrdili ve svém výzkumu i MacGregor & Casey (1999). Příbyl *et al.* (2003) uvádí, že maternální efekt ovlivňuje projev mnoha produkčních vlastností. Áby *et al.* (2010) poukazují na to, že tele je v systému chovu krav bez TPM hlavním zdrojem příjmu chovatele. Při porovnávání relativních ekonomických hodnot zjistili, že znaky reprodukce jsou více než třikrát významnější v porovnání s produkčními znaky. Autoři dále uvádějí, že nejvyšší relativní ekonomické váhy byly zjištěny u mrtvě narozeného telete (64 %), což je pochopitelné vzhledem k tomu, že tele je hlavním zpeněžitelným produktem. Další v pořadí se nacházel věk při prvním otelení (15,5 %), mezidobí (10,5 %), obtížnost telení (5,5 %) a narození dvojčat (5 %). Porodní hmotnost měla jen malý ekonomický význam (0 %). Výše relativní ekonomické váhy pro mrtvě narozené tele, věk při prvním otelení a mezidobí je závislá především na cenách krmiva. Relativní ekonomická váha pro obtížnost telení naopak na pracovní síle. Nicméně tyto relativní ekonomické váhy se mírně mění v závislosti na managementu chovu a jejich podmínkách. Všechny tyto skutečnosti představují důvod k tomu, aby plodnost byla zahrnuta ve šlechtitelském cíli masného skotu. Kvůli vysoké ceně držných zvířat, ekonomickému významu reprodukčních ukazatelů a dlouhému generačnímu intervalu skotu je výhodné znát genetické parametry plodnosti skotu, které pak efektivněji umožňují následné genetické zlepšení populace.

Vráblík (2017) uvádí, že v roce 2015 byly průměrné náklady na krávu masného typu 30 525 Kč / rok. V případě dotačního příspěvku byla rentabilita 8,67 %, bez dotační podpory byla bilance negativní (-42,49%). Dále také uvádí, že zvýšení rentability je možné díky zlepšení reprodukčních ukazatelů krav, např. zvýšení březosti ve stádě o 1% s sebou přinese navýšení 156 Kč/krávu/rok, snížení věku prvního otelení o 1 den je spojeno s návratností 11 Kč/krávu/rok a snížení mezidobí o 1 den s sebou přináší zvýšení rentability o 19 Kč/krávu/rok.

Krupová *et al.* (2017) na základě ekonomického šetření v chovech plemene aberdeen angus v ČR uvádí, že velká část mladých zvířat je realizována jako chovná, a to z důvodu vyššího ekonomického zisku pro chovatele. Dále uvádějí, že z celkových nákladů tvoří náklady na krmiva 30–43%, pracovní náklady 15–23% a ostatní přímé náklady 20–33%. Z toho vyplývá, že roční náklady na výživu krávy jsou cca 7 700 Kč/rok + hodnota pastvy. Dále publikovali následující náklady na chov a odchov masného skotu: náklady na chov krávy základního stáda 22 469 Kč, náklady na zástavové tele 25 632 Kč, náklady na samotné tele (od narození do odstavu) 1 056 Kč, náklady na odchov jalovice od narození do prvního otelení 41 896 Kč a náklady na jalovice prodané jako vysokobřezí 37 594 Kč.

2.5 Genetické hodnocení zvířat

Genetika populací se zabývá variabilitou jak kvalitativních, tak kvantitativních znaků. Kvantitativní vlastnosti se nazývají též vlastnostmi měřitelnými a vykazují kontinuální rozdělení fenotypových hodnot v populaci, které je podmíněno velkým počtem genů s malým účinkem, interakcemi mezi těmito geny a prostředovými modifikacemi. Při genetické analýze populace se fenotypová hodnota dělí na dílčí komponenty, genotypovou složku a na odchylku způsobenou prostředím (Jakubec *et al.*, 2010):

$$P = G + E$$

kde P – fenotypová hodnota, G – genotypová hodnota, E – prostředová odchylka.

Genotypová hodnota jedince pak je:

$$G = \mu + g$$

Kde G – genotypová hodnota jedince, μ – průměr populace, g – genetické efekty.

Za předpokladu, že byly eliminovány systematické efekty a existují pouze prostřed'ové efekty náhodné, odpovídá potom fenotypová hodnota jedince:

$$P = \mu + g + e$$

kde μ – průměr populace, g – genetické efekty, e – náhodné prostřed'ové efekty. Genotypové a náhodné prostřed'ové efekty vykazují normální rozdělení a mají střední hodnotu rovnající se 0, takže střední hodnota fenotypových a genotypových hodnot populace se rovnají μ (Jakubec *et al.*, 2012).

Prostřed'ové efekty lze rozdělit na fixní (systematické), náhodné (nesystematické), permanentní (trvalé) a temporární (dočasné). Fixní efekty pak ještě dále dělíme na vnější a vnitřní. Fixní efekty působí na celou skupinu zvířat (příbuzných i nepříbuzných). Jejich vliv jsme schopni výpočetně poměrně dobře eliminovat. Mezi fixní efekty vnější řadíme např. podnik, stáj, hala, rok, roční období, výživa, ošetřovatel, apod. Tyto efekty nám očišť'ují skutečnost, že zvířata, která jsou zahrnuta do populačně genetických studií, jsou chována v různém prostředí. Dalším důležitým efektem je efekt času, který se projevuje skrze faktory jako je např. kvalita a druh krmiva. Rozdíly ovlivněné efektem času lze odhadnout tříděním souboru podle roku nebo ročních období. Mezi fixní efekty vnitřní řadíme např. věk jedinců, věk matky, pohlaví, četnost vrhu, pořadí vrhu apod. Mnoho těchto efektů působí současně a navzájem, a oddělit jejich vliv od sebe není snadné. Náhodné prostřed'ové efekty v sobě zahrnují velké množství malých a neznatelných vlivů, které se projevují u každého zvířete o náhodné a neznámé velikosti a směru. Jedná se například o krátkodobé infekční onemocnění, říje, změna kvality krmiva apod. Tyto vlivy nejsme schopni výpočetně eliminovat a ve výpočtu jsou znázorněny jako reziduální chyba. U opakovaných měření u jedince lze očekávat permanentní prostřed'ové efekty, kdy se předpokládá, že existuje dostatečná podobnost mezi pozorováními u jednoho zvířete vlivem prostřed'ových efektů, které jedince ovlivňují trvale (permanentně). Dočasné prostřed'ové efekty jsou specifické pro každé zvíře. Jsou způsobeny rozdíly mezi následnými měřeními jedinců a dočasnou prostřed'ovou variancí od jednoho telení k druhému (Jakubec *et al.*, 1999).

Parametrem proměnlivosti je variance (rozptyl). Ta je rozčleňována na komponenty způsobené různými činiteli. Fenotypová variance je variancí fenotypových hodnot, genotypová variance je variancí genotypových hodnot a prostřed'ová variance je

variancí odchylek způsobených prostředím (Jakubec *et al.*, 2010). Fenotypovou varianci můžeme rozčlenit na varianci genotypovou a prostřed'ovou:

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

kde σ^2_P – fenotypová variance, σ^2_G – genotypová variance a σ^2_E – variance prostřed'ová.

Genotypovou varianci (σ^2_G) můžeme dále rozčlenit na aditivně genetickou varianci (σ^2_A) a neaditivní genetickou varianci, která se skládá z variance dominance (σ^2_D) a interakce ($\sigma^2_I = \sigma^2_{AA} + \sigma^2_{AD} + \sigma^2_{DD}$).

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

Celkovou genotypovou varianci nelze odhadnout přímo, lze odhadnout pouze aditivně genetickou varianci (σ^2_A) a tzv. zbytkovou (chybovou varianci), která se skládá z neaditivní genetické variance (σ^2_D a σ^2_I) a prostřed'ové variance. Právě aditivně genetická variance je variancí plemenných hodnot (Jakubec *et al.*, 2012).

Nejdůležitějším populačně genetickým parametrem k odhadu dědičnosti kvantitativních vlastností je koeficient dědivosti (h^2). Jedná se o relativní podíl aditivně genetické variance ku celkové fenotypové varianci. Koeficient dědivosti se pohybuje v rozmezí 0–1 (0–100%) a je platný pouze pro populaci, ve které byl odhadován, přičemž v průběhu generací může v dané populaci dojít k jeho změně vlivem selekce (Jakubec *et al.*, 1998).

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

Protože šlechtění se ve většině případů provádí na více vlastností současně, má velký význam stanovení vztahu mezi nimi. Fenotypová kovariance (σ_{PXY}) mezi dvěma vlastnostmi X a Y se skládá z komponent aditivně genetických (σ_{AXY}) a neaditivně genetických a prostřed'ových (σ_{EXY}).

$$\sigma_{PXY} = \sigma_{AXY} + \sigma_{EXY}$$

Kvantitativní vlastnosti mohou být mezi sebou pozitivně nebo negativně korelovány. Aditivně genetická kovariance je komponentou aditivně genetické korelace (Jakubec *et al.*, 2010):

$$r_{AXY} = \frac{\sigma_{AXY}}{\sigma_{AX} * \sigma_{AY}}$$

Genetické parametry populace (genetické a prostřed'ové variance, korelace, koeficienty dědivosti) jsou v praxi odhadované na rutinně sbíraných údajích, které jsou uchovávané v databázích. Databáze musí být předem upravena tak, aby bylo zaručeno její očištění od nevěrohodných údajů a zajištěna celková propojenost dat. K tomu, aby byla databáze propojena, slouží opatření, které upravuje minimální počet potomků na otce nebo u maternálního efektu i na matku, popř. matek po jednom otci. Opakující se záznamy pro jedince jsou v modelové rovnici ošetřeny tzv. trvalým prostředím jedince. Stejně tak se postupuje i při více záznamech pro jedince. Na upravené databázi jsou genetické parametry odhadovány nejčastěji metodou restringované maximální věrohodnosti (angl. restricted maximum likelihood, REML) nebo Gibbs sampling pomocí lineárního, nelineárního nebo prahového modelu (Shaeffer, 2010; Western, 1999).

2.5.1 Předpověď plemenné hodnoty

Výběr jedinců pro další plemenitbu se provádí na základě předpovědi dědičného založení jedinců, které je definováno plemennou hodnotou. Plemenná hodnota je výrazem aditivního působení genů a je tvořena průměrnými genovými efekty, které přiřazujeme jednotlivým alelám. Fenotypová hodnota vlastnosti je výsledkem jak genetických efektů aditivních (A), tak efektů dominance (D), interakce (I) a prostředí (E) (Jakubec *et al.*, 1999):

$$P = A + D + I + E$$

Plemennou hodnotu můžeme vyjádřit v absolutních jednotkách nebo jako odchylku užitkovosti potomků od populačního průměru (Jakubec *et al.* 2010). Pro odhad plemenné hodnoty existují četné metodické přístupy (Jakubec *et al.*, 2012).

Předpověď plemenné hodnoty se nejčastěji provádí metodou BLUP (best–B=nejlepší, linear–L=lineární, unbiased–U=nevychýlená, prediction–P=předpověď). Principem metody je současný odhad jak plemenných hodnot (náhodných efektů), tak i

efektů fixních v jednom kroku pomocí lineárních modelů se smíšenými efekty. Lineární model se smíšenými efekty umožňuje provést předpověď plemenné hodnoty pro každé zvíře samostatně, avšak za současné závislosti na užitkovosti příbuzných jedinců (BLUP–Animal Model) (Jakubec *et al.*, 1998). Předpověď plemenné hodnoty můžeme provádět buď pro jednu vlastnost (angl. single trait model – jednoznakový model), nebo pro více vlastností současně (angl. multiple trait model – víceznakový model). Obecná rovnice pro smíšený lineární model je:

$$Y = Xb + Zu + e$$

V maticovém zápisu:

$$\begin{bmatrix} X'X & X'Z \\ Z'X & Z'Z + \alpha A^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{b} \\ \hat{u} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'Y \\ Z'Y \end{bmatrix}$$

kde Y je vektor naměřených hodnot (užitkovostí); X , Z jsou matice plánu a pokusu pevných a náhodných efektů; b , \hat{b} je odhadovaný neznámý vektor pevných efektů; u , \hat{u} je předpovídaný neznámý vektor náhodných efektů; e je vektor neznámé náhodné chyby naměřených hodnot; A^{-1} je invertovaná matice příbuznosti (Mrode, 2014) a α je:

$$\alpha = \frac{\sigma_e^2}{\sigma_a^2} = \frac{1 - h^2}{h^2}$$

2.5.2 Přesnost a spolehlivost předpovědi plemenné hodnoty

Přesnost (r) odhadu plemenné hodnoty je vyjádřena jako korelace mezi předpovězenou (\hat{A}) a skutečnou (A) plemennou hodnotou (Jakubec *et al.*, 2003). Spolehlivost (r^2) předpovědi plemenné hodnoty je definována jako druhá mocnina přesnosti (r) odhadu plemenné hodnoty. Spolehlivost nabývá hodnot od 0 do 1. Definuje míru spolehlivosti předpovědi plemenné hodnoty a také odchylku užitkovosti potomstva od vrstevníků. Vše to závisí na proměnlivosti chyby stanovení a proměnlivosti předpovídané plemenné hodnoty. Hodnota spolehlivosti je tak ovlivněna také hodnotou koeficientu dědivosti dané vlastnosti (Příbyl, 1997). Čím nižší je hodnota spolehlivosti, tím vyšší je potenciaální rozmezí projevu užitkové vlastnosti potomstva od průměrné hodnoty rodičů (Svitáková *et al.*, 2016).

Přesnost a spolehlivost předpovědi plemenné hodnoty je ovlivněna množstvím údajů, které máme při výpočtu k dispozici. Přesnost a spolehlivost plemenné hodnoty získané pouze na základě předků je relativně nízká. Pokud do předpovědi zahrneme i

vlastní užítkovost jedince a jeho příbuzných jedinců (potomci, sourozenci a polosourozenci), přesnost se výrazně zvýší (Jakubec *et al.*, 2003).

Optimální je proto také zajištění co nejvyššího efektivního počtu potomků, kdy ideálně v každém SRO by měl být jeden potomek se známou užítkovostí, který se setkává s co nejvyšším počtem nepříbuzných vrstevníků (Příbylová & Příbyl, 2001). To je možné u dojeného skotu, nicméně u masného, kde probíhá zejména přirozená plemenitba je situace komplikovanější.

Spolehlivost plemenné hodnoty lze přímo určit z řešení soustavy rovnic metodou BLUP. Jedná se o diagonální prvek inverze levé strany rovnice, tedy rozptyl chyby dané předpovědi, který v sobě zahrnuje chybu genetického efektu. Spolehlivost jde poté vypočítat následujícím vztahem:

$$r^2 = 1 - \left(\frac{PEV}{\sigma_A^2} \right)$$

Kde PEV je rozptyl chyby předpovědi a σ_A^2 je aditivně genetický rozptyl

Vlastní předpověď spolehlivosti může být provedena libovolnými programy. Často využívaný program je accf90 (Misztal *et al.*, 2002), kde je spolehlivost dané plemenné hodnoty stanovena iteračně podle zvolené modelové rovnice. Pro výpočet je potřeba datový soubor s užítkovostmi a rodokmenový soubor (čtyři generace předků). Použité efekty musejí být přečíslovány od jedničky (Svitáková *et al.*, 2016).

2.6 Genetické hodnocení masného skotu v České republice

V České republice je pro masný skot rutinně předpovídáno 24 plemenných hodnot:

- obtížnost telení (přímý a maternální efekt)
- porodní hmotnost (přímý a maternální efekt)
- hmotnost ve 120, 210 a 365 dnech (přímý a maternální efekt)
- výška v kříži, délka těla, hmotnost těla, přední šířka hrudníku, hloubka hrudníku, délka a šířka zadě, osvalení plece, osvalení hřbetu, osvalení zadě, užítkový typ
- průměrný přírůstek pro mladé býky ve staničním testu
- hmotnost JUT, zmasilost, protučnělost

V rámci tzv. polního testu se předpovídají plemenné hodnoty pro obtížnost telení, porodní hmotnost, hmotnost ve 120, 210 a 365 dnech. Tyto plemenné hodnoty se stanovují pomocí víceplemenného víceznakového BLUP-AM a u všech těchto vlastností se předpovídá plemenná hodnota pro přímý i maternální efekt (Veselá *et al.*, 2011; Příbyl *et al.*, 2003).

Až do roku 2017 byly pro vlastnosti růstu používány genetické parametry odhadnuté v roce 2000 (Příbyl *et al.*, 2003). Protože se ale genetické parametry stejně jako odhadovaná populace v čase vyvíjí, je nutné provádět jejich revizi (Svitáková *et al.*, 2014). Genetické hodnocení zvířat podle starých genetických parametrů totiž neumožňuje plně využít potenciál předpovědi plemenných hodnot, protože tyto parametry neodpovídají hodnotám zjištěným v současné populaci. V roce 2017 proto došlo k zavedení nových genetických parametrů a úpravě metodických postupů rutinní předpovědi plemenných hodnot. Tyto nově odhadnuté parametry jsou vyšší a jsou srovnatelné s genetickými parametry používanými ve světě (Svitáková & Brzáková, 2016).

Další skupinou vlastností jsou plemenné hodnoty pro popis zevnějšku mladých zvířat, kde je předpovídáno celkem 10 plemenných hodnot pro 10 znaků zevnějšku (Veselá *et al.*, 2005). Zahradníčková *et al.* (2009) uvádí, že právě zevnějšek zvířat má vysokou korelaci k proporcím jatečně upraveného těla po porážce. Korelace je nejvyšší ve spojitosti s hmotností, osvalením a kapacitou těla, naopak nejnižší s výškou v kříži a délkou těla. Zevnějšek zvířete popisuje proškolený bonitér, který s ohledem na věk zvířete boduje jednotlivé části těla pomocí desetibodové stupnice. Důležité je využití celé škály stupnice tak, aby mezi jednotlivými zvířaty vznikla variabilita, kterou lze dále využít při genetickém hodnocení. Zaznamenávají se i vady zevnějšku, jejichž závažnost je posouzena při následující selekci zvířat. Jako jedna z vad je hodnocena i příliš temperamentní nebo nervózní povaha (ČSCHMS, 2016a). V současné době je v přípravě metodika, která bude zaměřena na záznam a posouzení povahových vlastností jednotlivých zvířat ve větším rozsahu, neboť povahové vlastnosti zvířete jsou nízké až středně dědivé a výrazně se odrážejí v ekonomice chovu. Klidná povaha skotu se pak příznivě odráží na růstu, krmitelnosti nebo kvalitě masa. Navíc práce s klidným dobyt看kem snižuje riziko úrazu chovatele a pomocného personálu, stejně tak jako zvířete samotného (Haskell *et al.*, 2014).

Pro přírůstek v testu býků v odchovně plemenných býků nebo při odchovu u chovatele se předpovídá plemenná hodnota pomocí tříznakového víceplemenného BLUP–AM. Předpovídána je plemenná hodnota pro průměrný přírůstek v testu (Vostrý *et al.*, 2012). Právě vlastní růstová schopnost býka má vysokou korelaci s růstovou schopností jeho potomstva (Zahrádková *et al.*, 2009).

Vlastnosti masné užitkovosti – hmotnost JUT, zmasilost, protučnělost jsou hodnoceny systémem SEUROP. Pomocí šestibodové stupnice jsou zvířata rozdělena dle zmasilosti do tříd (S, E, U, R, O, P), kde v kategorii S jsou zařazeni jedinci s velmi kvalitními jatečnými ukazateli a v kategorii P ta s nejhorsími. Protučnělost je hodnocena pětibodovou stupnicí (1 nejnižší až 5 nejvyšší protučnělost). Plemenné hodnoty jsou předpovídány pomocí tříznakového BLUP–AM. Genetická korelace mezi hmotností JUT a zmasilostí jsou vysoké, zatímco korelace mezi hmotností JUT a protučnělostí jsou střední. Mezi zmasilostí a protučnělostí je téměř nulové korelace 0,07 (Veselá *et al.* 2011).

2.7 Genetické hodnocení plodnosti, definice vlastností

Primárním předpokladem šlechtitelského pokroku jsou genetické rozdíly mezi zvířaty uvnitř populace. V podstatě jde o využívání genetické proměnlivosti uvnitř populace, která je podstatnou částí selekce jedinců uvnitř vybrané populace.

V zahraničí je v současné době vyvíjena velká snaha o zapojení vlastností souvisejících s plodností do selekce u masného skotu. Velká pozornost je zaměřena především na znaky mateřské plodnosti. Během posledních dvou desetiletí nepřetržitě narůstá množství vlastností, pro které se stanovuje plemenná hodnota. V mnoha zemích se genetické hodnocení plodnosti skotu už provádí. Na mezinárodní úrovni se v rámci Interbeef, jehož členem je i Česká republika, do budoucna plánuje zahrnutí vlastností mateřské plodnosti (mezidobí, věk při prvním otelení a počet otelení) do mezinárodního hodnocení masného skotu (DRAFT Minutes of Interbeef WG Meeting, 2014).

Johnston (2014) uvádí, že mnoho produkčních systémů chovu masného skotu je postaveno především na odstavových a jatečných hmotnostech skotu. Genetické hodnocení růstu a jatečných ukazatelů se provádí na milionech zvířat skrze různá plemena a země. Naproti tomu, genetické hodnocení ukazatelů reprodukce je po celém světě omezeno. V posledních letech byl v této oblasti zaznamenán zvyšující se trend a je snaha o větší začlenění ukazatelů reprodukce do genetických hodnocení masného skotu

většiny zemí. Cammack *et al.* (2009) ve své práci uvádí mnoho potenciálně využitelných ukazatelů reprodukce, nicméně sběr dat některých vlastností je v externích podmínkách chovu masného skotu problematický. Z toho důvodu jsou často hodnoceny snadno měřitelné a získané vlastnosti. Nejčastěji hodnoceným ukazatelem u býků je obvod šourku, který má vliv i na věk dosažení puberty jalovic. U krav a jalovic jsou nejčastěji hodnocené vlastnosti dny do otelení (angl. days to calving), procento zabřezlých jalovic (angl. heifer pregnancy rate), schopnost se otelit (angl. calving success), věk při prvním otelení, mezidobí a přežitelnost (angl. stayability).

2.7.1 Věk při prvním otelení

Jedním z ukazatelů reprodukce je věk při prvním otelení (Gutiérrez *et al.*, 2002). Jedná se o lehce dostupný záznam, se kterým se poměrně dobře pracuje, neboť je snadno měřitelný a datum narození telete se téměř vždy zaznamenává. Věk při prvním otelení je komplexní vlastnost, která v sobě zahrnuje informaci o tom, že kráva musela projít pohlavním dospíváním (pubertou), byla schopná zabřeznout, odnosit a porodit tele (Bormann & Wilson, 2010). Věk při prvním otelení je ovlivněn mnoha faktory. Velký vliv má plemenná příslušnost zvířete, protože mezi jednotlivými plemeny existuje značná proměnlivost. Obecně lze říci, že plemena s velkým tělesným rámcem, například zástupci francouzských plemen jako jsou limousine nebo charolais, dospívají ve vyšším věku než plemena se středním rámcem, např. aberdeen angus. U kříženců obecně je vlivem heterozního efektu předpoklad lepších reprodukčních ukazatelů než u výchozích plemen, záleží však na typu křížení (Říha, 2002). Největší vliv na věk prvního otelení má záměr chovatele (Brzáková *et al.*, 2016). Někteří chovatelé upřednostňují pro otelení jalovic nižší věk, jiní naopak vyšší. Z ekonomického hlediska bychom měli upřednostňovat jedince s nižším věkem prvního otelení, z chovatelského hlediska je problematika složitější. Podle Šeby (2015) pozdější věk při prvním otelení vede ke zvýšení dlouhověkosti, menší ztrátě telat při porodu, vyšší hmotnosti telat u prvotetek a lepším reprodukčním výsledkům prvotetek. Dále také uvádí, že systém telení ve věku dvou let je zcela typický pro USA a Kanadu a netýká se to jen plemen jako hereford, simentál a aberdeen angus, nýbrž i velkých francouzských plemen jako charolais, limousine, blonde d'aquitaine, salers a dalších. Jenže tomu, aby bylo možné telit jalovice ve dvou letech, musela předcházet cílená selekce, kdy bylo potřeba zvýšit růstovou křivku ve fázi před zapaštěním až do období otelení. U francouzských plemen tak v tomto období došlo ke zvýšení tělesného rámce, ale ne na úkor osvalení. Věk

prvního telení je dále ovlivněn telící sezónou a také obdobím, kdy se jalovice narodila. Jalovice narozené později jsou v následující telící sezóně mladší a mají tak větší příležitost dosáhnout nižšího věku při prvním otelení, než jejich vrstevnice, které se narodily na začátku období telení. Preferováním těchto jedinců ale může nastat situace, kdy se budou nepřímo upřednostňovat potomci krav, které měly problém zabřeznout a nebyly schopné se otelit včas (Bormann & Wilson, 2010).

Roughsedge *et al.* (2005) prováděli genetické hodnocení mateřské plodnosti u plemen aberdeen angus, limousine, simentál a south devon, což jsou početně velmi zastoupená plemena dávající základ komerčním stádům ve Velké Británii. Věk při prvním otelení byl zaznamenáván ve třech kategoriích (2; 2,5 a 3 roky). Jalovice byly zařazeny do kategorie dvouletých v případě, že se poprvé otelily mezi 1,5 a 2,25 roky věku, jako 2,5 leté pokud se otelily mezi 2,25 a 2,75 roky a jako 3leté pokud bylo jejich otelení mezi 2,75 a 3,5 roky. Při genetickém hodnocení věku při prvním otelení byl zohledněn efekt plemene, věk matky a sdružený efekt stádo–rok–období narození. Genetické a fenotypové variance byly odhadnuty pomocí programu ASREML (Roughsedge *et al.*, 2005; Gilmour *et al.*, 2002). Věk při prvním otelení měl nižší až střední dědivost, a to 0,17, 0,26 a 0,22 pro plemena simentál, limousine a aberdeen angus. Nízká hodnota koeficientu dědivosti byla zaznamenána u plemene south devon, $h^2=0,05$.

Bormann & Wilson (2010) odhadovali genetické parametry na základě modelové rovnice s efektem stádo–rok, použitým plemením a věkem matky. Jalovice byly následně rozděleny do 3 skupin podle věku prvního otelení na časně, průměrné a pozdní. Toto rozdělení bylo provedeno za účelem penalizace pozdějšího věku při prvním otelení. Odhad komponent rozptylu byl proveden programem MTDFREML pomocí BLUP–AM. Koeficient dědivosti odhadnutý pro věk při prvním otelení bez penalizace se nelišil od toho, který zahrnoval opatření pro penalizaci, v obou případech byl $0,28 \pm 0,06$ (Bormann & Wilson, 2010).

Gutiérrez *et al.* (2002) publikoval koeficient dědivosti 0,235. Tato hodnota se řadí mezi vyšší a může být ovlivněna tím, že plemeno asturiana de los valles má vysokou genetickou proměnlivost. Genetické parametry byly odhadnuty programem REML VCE 4.2.5 (Groeneveld, 1998) a použit byl BLUP–AM. Použitý model

obsahoval tyto efekty: stádo, rok otelení, telící sezóna (leden–červen nebo červenec–prosinec), pohlaví telete a věk matky.

Bormann & Wilson (2010) navrhují hodnocení věku při prvním otelení společně s mezidobím. Mezidobí má nižší koeficient dědivosti než věk při prvním otelení, nicméně samotná selekce na věk může nechtěně vést k preferenci jalovic, které se narodily později v telící sezóně. V případě zahrnutí mezidobí do hodnocení se bude zohledňovat jak nižší věk prvotelek, tak i jejich dobrá zabřezávací schopnost. Kratší mezidobí je významné především z ekonomického hlediska, protože dává krávy více než jeden chovatelský pokus zabřeznout a tím zvyšuje její pravděpodobnost toho zůstat v chovném stádě.

Věk při prvním otelení je vysoce geneticky korelován s věkem při následném otelení a intervalem mezi následujícími oteleními (mezidobím) (Cammack *et al.*, 2009; Gutiérrez *et al.*, 2002) a právě kvůli této korelaci jsou tyto vlastnosti často zahrnuty do hodnocení plodnosti jalovic společně. Pozdější věk při prvním otelení je také spojen se sníženou funkční dlouhověkostí (angl. lifetime production) masných krav (Cammack *et al.*, 2009; Gutiérrez *et al.*, 2002; Nunez–Dominguez *et al.*, 1991).

2.7.2 Mezidobí

Mezidobí je u masného skotu velmi důležitý reprodukční ukazatel (Roughsedge *et al.*, 2005). Jedná se o časový úsek od porodu do dalšího porodu krávy mezi dvěma po sobě následujícími oteleními vyjádřený ve dnech. Mezidobí je jedním z indikátorů plodnosti (Gutiérrez *et al.*, 2002). Z ekonomického hlediska by se měla dodržovat délka mezidobí 365 dní, protože při prodlužování mezidobí dochází ke stále pozdějšímu telení matky až do doby, kdy je přesunuto do další telící sezóny. Následkem toho je jedna chovatelská sezóna bez telete, což s sebou přináší výrazné ekonomické ztráty.

Roughsedge *et al.* (2005) zahrnul mezidobí do genetického hodnocení maternálních vlastností skotu u plemen aberdeen angus, limousine, simentál a south devon. Do odhadu genetických parametrů vstupovaly pouze údaje, jejichž hodnota se nacházela mezi 290 a 630 dny, ostatní byly definovány jako chybějící údaj. Hodnoceno bylo pouze první mezidobí. Toto opatření již dříve použil Gutiérrez *et al.* (2002). Do modelové rovnice byly zahrnuty tyto pevné efekty: efekt plemene, věk při prvním otelení (lineárně a kvadraticky), měsíc otelení (1 –12), stádo, ve kterém se plemence

narodila a sdružený efekt stádo–rok–období prvního otelení. Komponenty variance stanovené programem ASREML jsou zobrazeny v tabulce 3 (Gilmour *et al.*, 2002).

Tab. 3: Fenotypové a prostřed'ové variance pro mezidobí jednotlivých plemen a jejich koeficienty dědivosti.

Plemeno	σ_p^2	σ_E^2	h^2
aberdeen angus	3,094	2,816	0,09
south devon	2,449	2,143	0,12
limousine	2,987	2,859	0,04
simentál	3,919	3,520	0,10

σ_p^2 – fenotypová variance, σ_E^2 – prostřed'ová variance, h^2 – koeficient dědivosti.

Pro plemena aberdeen angus a simentál byla zjištěna negativní korelace mezidobí s obtížností telení v přímém efektu. U simentála a south devonu byla tato korelace nulová nebo mírně pozitivní. Dále také byla nalezena negativní korelace mezi mezidobím a věkem při prvním otelení (Roughsedge *et al.*, 2005; Gutiérrez *et al.*, 2002).

Gutiérrez *et al.* (2002) & Cammack *et al.* (2009) uvádějí, že krávy s kratším mezidobím jsou často ty, které se telí ve vyšším věku. Proto selekce pouze na základě délky mezidobí může nepřímou vést k upřednostňování později dospívajících zvířat a tedy i ke zvýšení věku při prvním otelení a zhoršení parametrů zabřezávání. Gutiérrez *et al.* (2002); Bourdon & Brinks (1983) proto navrhli používat namísto mezidobí tzv. dny otelení (angl. calving date). Dny otelení jsou definovány jako počet dnů telící sezóny od otelení krávy. Vyhodnocení dne otelení se jeví jako výhodné v poloextenzivních nebo extenzivních podmínkách. Vlastnost má také vyšší koeficient dědivosti (Gutiérrez *et al.*, 2002; Rust & Groeneveld, 2001). Plemenice s mezidobím kratším než 365 dní se budou telit dříve, avšak doba jejich telení bude i tak omezena telící sezónou (Werth *et al.*, 1996). Obecně jsou však upřednostňovány krávy s kratším mezidobím, neboť se u nich předpokládá, že vykazují lepší reprodukční schopnosti než krávy s mezidobím delším (MacGregor, 1999).

Gutiérrez *et al.* (2002) prováděli odhad genetických parametrů u plemene asturiana de los valles na 2 007 zaznamenaných údajů o mezidobích. Pro odhad genetických parametrů byla použita metoda REML a BLUP–AM. Modelová rovnice obsahovala následující pevné efekty: stádo, rok otelení, telící sezóna (leden–červen,

červenec–prosinec), pohlaví telete, věk matky. Koeficient dědivosti byl v porovnání s ostatními autory vyšší ($h^2=0,125$), avšak hodnota byla srovnatelná s tou, kterou publikovali Goyache & Gutiérrez (2001) pro stejné plemeno.

Vyšší koeficient dědivosti (0,39) publikovala Veselá *et al.* (2013) pro populaci masného skotu v České republice. Do hodnocení bylo zahrnuto pouze první mezidobí, jeho hodnota byla omezena na 290 – 630 dní. Ostatní údaje byly definovány jako chybějící údaje. Toto opatření bylo inspirováno omezeními, která provedli Gutiérrez *et al.* (2002) a Roughsedge *et al.* (2005). Do samotného odhadu genetických parametrů pak vstupovaly údaje od 19 833 krav. Modelová rovnice se skládala z těchto efektů: heterózní efekt (regrese), obtížnost prvního otelení, věk při prvním otelení (lineárně a kvadraticky), měsíc prvního otelení, stádo narození, sdružený efekt stádo–rok–období prvního otelení. Genetické parametry byly stanoveny programem AIREMLF90 (Misztal *et al.*, 2002) a pro jejich odhad byl použit BLUP–AM s genetickými skupinami neznámých předků určených na základě plemen.

2.7.3 Dlouhověkost

Dlouhověkost krav je jednou z nejvíce ekonomicky důležitých vlastností v chovu masného skotu. Jedná se o vlastnost, která je úzce spojena s ostatními vlastnostmi, které na ní mají vliv a tak je obtížné ji oddělit jako vlastnost samostatnou (Sanders, 2012). Dlouhověkost je definována jako doba, po kterou kráva zůstává v produkčním stádě. Čím delší dobu v něm zůstává, tím menší je potřeba jalovic pro doplnění základního stáda a tak se dají snižovat náklady spojené s odchovem nebo koupí zvířete. Zlepšení úrovně dlouhověkosti snižuje počet nedobrovolně vyřazených krav ze stáda (Cammack *et al.*, 2009). K projevu dlouhověkosti dochází v pozdějším období života krávy, což komplikuje šlechtění zvířat (Cammack *et al.*, 2009; Rogers *et al.*, 2004). Jako alternativní možnost hodnocení dlouhověkosti lze použít tzv. udržitelnost (angl. stayability), kterou lze definovat jako pravděpodobnost toho, že kráva nebude vyřazena ze stáda před dosažením určitého věku (Cammack *et al.*, 2009; Snelling *et al.*, 1995). S prodloužením dlouhověkosti na druhé straně se zase prodlužuje generační interval, což může vést ke snížení selekčního pokroku za rok (Jakubec, 1998). Nicméně zlepšení genetického potenciálu pro dlouhověkost zvířat je lepším řešením než nucené vyřazení a zvýšené veterinární výlohy na chov zvířat. Z hlediska dlouhověkosti se jako nejlepší jeví hodnocení tzv. produkční dlouhověkosti, která je definována jako

počet telat vyprodukovaných krávou za určité časové období, kdy je kladen důraz nejen na dlouhověkost krávy, ale také na její pravidelné telení (Neves *et al.*, 2012).

Dlouhověkost je závislá především na dobrém zdravotním stavu a plodnosti. Obecně lze říci, že kráva je vyřazena v době, kdy se stává ekonomicky nevýhodnou. Hlavními faktory, které jsou příčinou vyřazení krav, jsou neplodnost, vady končetin, onemocnění vemene a očí nebo vady čelisti (Jakubec *et al.*, 1998). Šlechtění na dlouhověkost dojeného skotu se už v mnoha zemích rutinně provádí (Pool *et al.*, 2005; Olori *et al.*, 2003). Tento trend se zpožděním následuje i hodnocení dlouhověkosti u masných plemen. Dlouhověkost má obecně nízkou dědivost, což je způsobeno značným vlivem prostředí na tuto vlastnost (Jakubec *et al.*, 1998).

2.7.3.1 Dlouhověkost – návratnost, znovu objevení – angl. reapperance

Pool *et al.* (2005) hodnotil v Irsku dlouhověkost pomocí přežití do dalšího otelení. Tato přežitelnost je definována jako pravděpodobnost, že se kráva dožije dalšího telení. Pokud se zvíře nedostalo do dalšího cyklu telení, je mu přiřazena 0, pokud ano je mu přiřazena 1. Hodnot 0–1 dosahují cenzorovaná data v intervalu od 300–450 dnů po otelení. Ke snížení podílu cenzorovaných dat byla brána v úvahu pouze data, která se nacházela v rozmezí od 300 – 450 dnů. Hodnota 300 dnů představuje minimální dobu stanovenou pro otelení krávy (zabřeznutí, porod) a hodnota 450 dnů se považuje za maximální délku nutnou k otelení s ohledem na sezónnost telení. Hodnoceno bylo časové období od 1. do 4. otelení. Bylo zjištěno, že pravděpodobnost druhého a třetího telení je vyšší než u prvního (tab. 4). Od třetího otelení dochází ke snižování pravděpodobnosti. Jiný trend je u dojených plemen, kdy je nejvyšší pravděpodobnosti dosaženo na prvním telení a s přibývajícím pořadím telení už jen klesá (Pool *et al.*, 2005).

Tab. 4: Podíl krav vracejících se do reprodukce pro masný a dojený skot v Irsku (Pool *et al.*, 2005).

Pořadí otelení	1	2	3	4
Masný skot	0,73	0,80	0,84	0,80
Dojený skot	0,82	0,80	0,78	0,75

2.7.3.2 Dlouhověkost – lifespan

Dlouhověkost (angl. lifespan, longevity) se používá jako prediktor přežitelnosti krávy po celý její život. Skutečná dlouhověkost (přežitelnost) je známa až po vyřazení

zvířete z chovu, pro žijící zvířata se předpokládaná dlouhověkost předpovídá. Dle Pool *et al.* (2005) a Brotherstone *et al.* (1997) je dlouhověkost definována jako počet zaznamenaných dokončených otelení za život krávy. Pro krávy, které ještě neukončily svoji produkci (tzv. cenzorovaná data), autoři předpovídali dlouhověkost na základě následujícího vzorce: $n + p_n + p_n p_{n+1} + \dots$, kde p_n je pravděpodobnost přechodu do dalšího otelení a n je poslední zaznamenané telení. Pravděpodobnosti použité ve výpočtu, byly počítány na základě historických necenzorovaných dat od 1. do 4. otelení. Ve studii uvedené Brotherstone *et al.* (1997) byl použit sdružený efekt stádo–rok–období (SRO). Ten byl vytvořen dle postupu, který publikoval Pool *et al.* (2005); Schmitz *et al.* (1991) nebo Crump *et al.* (1997). Velikost jednotlivých SRO byla omezena min. 3 záznamy a časovým rozpětím 100–365 dní. Odhad genetických parametrů byl proveden pomocí Asreml (Pool *et al.*, 2005; Gilmour *et al.*, 2000) (tab. 5). Dědivost vlastností byla nízká a srovnatelná s dědivostmi dosaženými u dojeného skotu (Pool *et al.*, 2005; Olori *et al.*, 2003; Brotherstone *et al.*, 1997). Mezi dlouhověkostí a skutečnou přežitelností byla zjištěna vysoká genetická korelace (0,91).

Tab. 5: Genetické parametry stanovené pomocí víceznakového BLUP–AM pro mezidobí, přežitelnost a dlouhověkost od prvního otelení (variance jsou zobrazeny na diagonále, genetické korelace mimo diagonálu) (Pool *et al.*, 2005).

	Mezidobí	Přežitelnost (angl. reaperance)	Dlouhověkost (angl. lifespan)
Mezidobí	31,129	0,00	-0,06
Přežitelnost	-0,37	0,001	0,63
Dlouhověkost	-0,47	0,91	0,082
h^2	0,02	0,02	0,07

h^2 – koeficient dědivosti.

2.7.3.3 Produkční dlouhověkost

Hlavním cílem hodnocení produkční dlouhověkosti je zvýšit pravděpodobnost, že krávy budou produkovat dostatek telat, čímž dojde k ekonomické návratnosti výdajů vložených do jejich vlastního odchovu a nákladů na ně (Neves *et al.*, 2012; Maiwashe *et al.*, 2009). Martinez *et al.* (2004) dospěli k závěru, že předpověď dlouhověkosti může být provedena v raném období života a to díky vysoké genetické korelaci, která existuje mezi životní produkcí v různém věku krávy.

Venot *et al.* (2013) hodnotili produkční dlouhověkost jako počet otelení dosažený v cílovém věku. Za krátké období byl zvolen cílový věk 78 měsíců (NC78), což zhruba odpovídá schopnosti krávy čtyřikrát se otelit při věku prvního otelení ve 3 letech (průměrný věk při prvním otelení ve Francii) (Venot *et al.*, 2013). Za dlouhé období byl zvolen cílový věk 150 měsíců (NC150) což v průměru odpovídá možnosti krávy dosáhnout deseti otelení. Do genetického hodnocení bylo zařazeno 9 francouzských masných plemen: charolais, limousine, blonde d'Aquitaine, salers, aubrac, rouge des prés, parthenaise, gasconne a bazadaine. Data ošetřili tak, aby byla do výpočtu zařazena pouze mezidobí v rozmezí od 280 do 810 dnů. Pro krávy, které ještě neměly možnost dosáhnout cílového věku, protože jsou dosud aktivní, použili výpočet navržený dle Brotherstone *et al.* (1997). Do výpočtu vstupovaly údaje o průměrném mezidobí a pravděpodobnosti dosažení následujícího otelení vypočítané na základě necenzorovaných dat. Mladým zvířatům byl počítán tzv. očekávaný počet otelení (angl. expected number of calving – Ec), kterých je kráva potenciálně schopna dosáhnout ve věku 78 a 150 měsíců:

$$Ec = (c - d)/CI$$

kde Ec je očekávaný počet otelení krávy do cílového věku, c je cílový věk (78 nebo 150 měsíců) vyjádřený ve dnech, d je věk při posledním zaznamenaném otelení ve dnech a CI je průměrné mezidobí pro poslední pozorované pořadí otelení ve dnech. K analýze dlouhověkosti byl použit BLUP-AM s následujícími fixními efekty: věk, sdružený efekt stádo-rok prvního otelení, průměrná obtížnost porodu krávy v její dosavadní produkci (Venot *et al.*, 2013). Stanovené koeficienty dědivosti a genetické korelace mezi ukazateli dlouhověkosti pro plemeno charolais a aubrac odhadnuté softwarem ASREML jsou zobrazeny v tabulce 6.

Tab. 6: Genetické parametry pro počet otelení ve věku 78 a 150 měsíců (Venot *et al.*, 2013).

Plemeno	aubrac	charolais
NC78 – koeficient dědivosti	0,04	0,04
NC150 – koeficient dědivosti	0,06	0,06
Genetická korelace mezi NC78 a NC150	0,92	0,95

NC78, 150 – počet otelení za 78 nebo 150 měsíců.

Genetické korelace mezi vlastnostmi byly blízko 1 (tab. 6), proto je selekce na produkční efektivnost v raném období (NC78) srovnatelná se selekcí na produkční efektivnost v pozdním období (NC150). Výsledkem je to, že vlastnost může být u krav měřena dříve a do výpočtu tak bude vstupovat méně cenzorovaných dat.

Neves *et al.* (2012) popisuje genetické hodnocení dlouhověkosti skotu plemene nellore na podobném principu. Za vyhodnocovanou vlastnost byl zvolen počet otelení do věku 53 měsíců (NC53) a 89 měsíců (NC89). Hodnota 53 měsíců je pro prvotelky považována za optimální pro výběr nových jedinců na obnovu stáda v závislosti na místním managementu chovu (Neves *et al.*, 2012; Geary, 2003). Díky vysoké korelaci mezi vlastnostmi, povede použití selekčního kritéria počtu otelení v 53 měsících k časnějšímu genetickému hodnocení býků a prvotelek. Výhodou oproti použití klasické dlouhověkosti (angl. staybility) je to, že výpočet zvýhodňuje krávy, které se v 53 měsících již stihly otelit v porovnání s těmi, které se cílového věku jen dožily a nemají žádné tele. V Brazílii je využíván pastevní způsob chovu, kdy všechny jalovice (přibližně ve 27 měsících věku) jsou před připouštěcí sezónou umístěny na pastvu a mají tedy teoreticky stejnou možnost zabřeznout a otelit se jednou, dvakrát nebo vůbec. Neves *et al.* (2012) do modelové rovnice zařadil sdružený efekt chovu a efekt jedince. Efekt chovu byl definován jako spojení chovu, období, roku narození krávy a odstavové skupiny (mladí nebo starší roční okolo 18 měsíců) a obsahoval minimálně 5 jedinců po 2 otcích, kteří nemají méně než 5 dcer. Koeficient dědivosti byl stanoven na $h^2=0,119$ a genetická korelace mezi vlastnostmi byla $r=0,872$. Vysoká genetická korelace mezi NC53 a NC89 a nízký koeficient dědivosti umožňuje využít hodnotu NC53 jako vlastnost, díky které lze predikovat produkční dlouhověkosti pro vyšší věk (NC89).

3 VĚDECKÁ HYPOTÉZA A CÍL PRÁCE

3.1 Hypotéza

U masných plemen skotu chovaných v ČR existuje genetická variance plodnosti využitelná k jejímu genetickému zlepšení. Lze předpovědět plemenné hodnoty pro plodnost a sestavit žebříček jedinců využitelný pro selekci.

3.2 Cíl práce

Cílem práce je zvolit vhodné vlastnosti, které lze využít jako ukazatele mateřské plodnosti masného skotu, vytvořit vhodnou modelovou rovnici a odhadnout genetické parametry, tj. genetické a prostředkové variance, korelace, koeficienty dědivosti. Navazujícím cílem je předpověď plemenných hodnot pro zvolené užitkové vlastnosti pomocí lineárního animal modelu za pomoci programu BLUPF90. Výsledky budou předány ČSCHMS a jeho prostřednictvím dále chovatelům masného skotu. Mezinárodní význam spočívá v tom, že Česká republika je členem projektu Interbeef (mezinárodní hodnocení masného skotu). Projekt Interbeef je v počáteční fázi, v níž jsou odhadovány korelační koeficienty pro jednotlivé země. Každá vlastnost je analyzována samostatně, popř. jako soubor vzájemně propojených vlastností. Mateřská plodnost je jednou ze skupin vlastností, na které se Interbeef zaměřuje.

4 MATERIÁL A METODY

4.1 Podkladové údaje a programové vybavení

Pro genetické hodnocení plodnosti byla použita databáze kontroly užítkovosti masných plemen (KUMP, tzv. polní test), která byla poskytnuta Českým svazem chovatelů masného skotu (ČSCHMS). V databázi se nacházejí údaje o zhruba 363 tisících jedinců skotu a je pravidelně doplňována a aktualizována. V České republice se tato databáze v současné době standardně využívá pro genetické hodnocení růstových vlastností masného skotu, avšak obsahuje také přibližně 70 tisíc plemenic s údaji o mateřské plodnosti. Pro hodnocení dlouhověkosti byla dále použita data z ústřední evidence skotu obsahující datum odchodu zvířat na jatka, jejich export, apod. Genetické hodnocení bylo provedeno na údajích za časové období 1991–2014. V tomto období databáze obsahovala 19 plemen masného skotu a jejich kříženců. Početní zastoupení jednotlivých plemen je znázorněno v tabulce 7. Úprava databáze a její očištění bylo provedeno pomocí programu SAS verze 9.4 (2012). Procedurou GLM/SAS byla testována významnost jednotlivých efektů, které byly zahrnuty v modelové rovnici. Odhad komponent rozptylu byl proveden pomocí programu AIREMLF90 (Misztal *et al.*, 2002). Plemenná hodnota byla předpovězena programem BLUPF9 (Misztal *et al.*, 2002).

Tab. 7: Počet a procentuální zastoupení krav v databázi před úpravou databáze pro odhad genetických parametrů.

i	Plemeno	N	%
1	Charolais	17 607	27,70
2	Masný simentál	11 717	18,43
3	Aberdeen angus	11 659	18,34
4	Hereford	8 907	14,01
5	Limousine	5 554	8,74
6	Blonde d'Aquitaine	2 427	3,82
7	Piemontese	1 814	2,85
8	Gasconne	1 426	2,24
9	Galloway	1 168	1,84
10	Highland	832	1,31
11	Salers	258	0,41
12	Aubrac	60	0,09
13	Parthenaise	44	0,07
14	Belgické modrobílé	43	0,07
15	Shorthorn	17	0,03
16	Bazadais	12	0,02
17	Vosgienne	9	0,01
18	Hnědý andorský skot	6	0,01
19	Roughe des Prés	5	0,01
	Celkem	63 565	100%

i – pořadí plemen dle četnosti, N – počet jedinců.

4.2 Úprava databáze

Prvním krokem byla úprava a očištění databáze KUMP. Záznamy s chybnými, chybějícími nebo pochybnými údaji byly ze souboru odstraněny. Dále byla z databáze odstraněna telata narozená po embryotransferu, neboť se jedná o umělý zásah do reprodukce krávy, který neodráží skutečný potenciál krav. Tyto procedury jsou navíc často spojeny s hormonální stimulací a dalšími umělými zásahy do reprodukčního cyklu krávy, tudíž jejich zahrnutím bychom do výpočtu vnášeli zkreslené údaje.

Datový soubor KU obsahoval tyto informace:

- Tele – jedinečný kód telete
- Otec – číselné označení otce
- Matka – číselné označení matky
- Země původu
- Plemeno telete – dle číselníku (viz příloha)
- Plemeno otce – dle číselníku (viz příloha)
- Plemeno matky – dle číselníku (viz příloha)
- Číslo chovu
- Pohlaví telete – dle číselníku (viz příloha)
- Vrstevníci – číselné označení pro skupinu telat narozených ve stejném chovu a časovém úseku
- Datum narození telete
- Věk matky při otelení (v letech)
- Hmotnost telete při narození (kg)
- Obtížnost porodu (ve třídách 1–4)

Datový soubor s původy zvířat obsahoval tyto informace:

- Tele – jedinečný kód telete od jedné do maxima
- Otec – číselné označení otce
- Matka – číselné označení matky
- Plemeno telete – dle číselníku (viz příloha)
- Plemeno otce – dle číselníku (viz příloha)
- Plemeno matky – dle číselníku (viz příloha)

Každé tele zaznamenané v databázi má jedinečné číselné označení. Toto označení se přiřazuje postupně od jedné do maxima a je po celý život zvířete neměnné. V případě, že se jedinec (tele) stane později otcem nebo matkou, jeho číselné označení mu zůstává i nadále. Tento jedinec má tedy svůj vlastní údaj v KU a navíc může figurovat jako otec nebo matka jiných telat. Pro hodnocení dlouhověkosti bylo nutné znát datum vyřazení krav z KU. K tomuto účelu posloužila data z ústřední evidence

skotu. Skot je zde označován ušním číslem krávy, ne přečíslovaným číslem jako v KU a tak bylo nutné použít převodník pro spojení údajů. Přečíslování ušních čísel krav pro potřeby předpovědi plemenných hodnot se provádí z důvodu zachování anonymity a nestrannosti při práci s databází.

Datový soubor z ústřední evidence skotu obsahoval tyto informace:

- Ušní číslo krávy (zkratka země + 9 místní kód)
- Datum vyřazení zvířete
- Důvod vyřazení zvířete

4.2.1 Tvorba rodokmenu

Do rodokmenu zvířat byly zahrnuty čtyři generace předků. Jestliže jeden z rodičů byl neznámý, byl nahrazen tzv. skupinou neznámých předků podle Quaas (1988). Skupina neznámých předků byla vytvořena jako skupina zvířat s neznámými předky známého plemene, tzv. genetické skupiny. V praxi to znamenalo, že do datového souboru byly přidány koeficienty dle dostupnosti údajů o rodičích, s nimiž se mohlo dále pracovat:

- oba rodiče byli známí (koeficient 1)
- jeden rodič neznámý (koeficient 2)
- oba rodiče neznámí (koeficient 3)

Rodokmenový soubor po úpravách tedy obsahoval tyto údaje:

- jedinec
- otec
- matka
- koeficient

4.3 Definice ukazatelů reprodukce

Navzdory omezenému množství údajů o reprodukci krav bylo možné definovat tyto vlastnosti reprodukce: věk při prvním otelení, mezidobí a dlouhověkost. Dlouhověkost byla dále ještě rozdělena na dlouhověkost definovanou jako počet otelení

za život krávy a jako tzv. produkční dlouhověkost, která byla definována jako počet otelení do cílového věku. Pro definici těchto vlastností stačilo znát datum narození, popř. datum vyřazení zvířat (dlouhověkost).

4.3.1 Věk při prvním otelení

Věk při prvním otelení byl definován jako počet dnů od narození jalovice do jejího prvního otelení. Do odhadu genetických parametrů vstupovaly jen hodnoty, které byly v rozmezí mezi 500 a 1600 dny. Toto opatření bylo provedeno z toho důvodu, aby se z výpočtu vyřadily chybné nebo nevěrohodné údaje. Krávy s věkem prvního otelení nižším než 500 dnů byly z databáze vzhledem k fyziologickým možnostem zvířete vyřazeny. Ve skupině krav s věkem při prvním otelení nad 1600 dnů se nacházely i krávy, které byly zařazeny do kontroly užítkovosti později a jejich první otelení v kontrole užítkovosti s velkou pravděpodobností neodpovídá skutečnému záznamu prvnímu otelení, a proto s těmito údaji nelze spolehlivě pracovat. Věk prvního otelení nad 1600 dnů je z hlediska systému chovu za přirozených podmínek velmi nepravděpodobný.

4.3.2 Mezidobí

Mezidobí bylo definováno jako počet dnů mezi dvěma po sobě následujícími porody. Genetické parametry byly odhadovány pouze pro první mezidobí. Pro odhad genetických parametrů se pracovalo s mezidobími, které byly v rozmezí 290 a 630 dnů. Ostatní údaje byly pro odhad genetických parametrů definovány jako chybějící, neboť neodrážejí genetický potenciál zvířete, ale spíše chovatelská rozhodnutí.

4.3.3 Dlouhověkost

S analýzou dlouhověkosti (přežitelnosti) souvisí pojmy cenzorovaná a necenzorovaná data. V analyzovaném souboru se nacházely dvě skupiny zvířat. První skupina měla známé datum vyřazení (necenzorovaná data), u druhé skupiny krav nebyl datum vyřazení z produkce znám (cenzorovaná data). V případě necenzorovaných dat se celoživotní dlouhověkost krav vypočítala jako počet otelení krávy od jejího narození do jejího vyřazení z produkce (odsun na jatky, úhyn zvířete). Takto stanovená dlouhověkost je konečná a není možné, že by došlo k její změně, neboť zvíře již nežije. Ve vyhodnocovaném souboru tvořila necenzorovaná data 62,73 % údajů z celkové databáze. Cenzorovaná data pak tvořila 37,27 % celkového podílu dat v databázi. Vzhledem k tomu, že kráva je v době hodnocení stále naživu, předpokládá se, že je stále

produktivní a proto není možné říci, jaká bude její celoživotní dlouhověkost. Předpokládaná dlouhověkost těchto zvířat však může být počítána na základě pravděpodobností. Tyto pravděpodobnosti byly vypočítány z necenzorovaných dat celé populace, tedy od zvířat již vyřazených. Začlenění cenzorovaných dat do výpočtu je žádoucí, neboť se jedná o mladá aktivní zvířata, která budou sloužit k tvorbě dalších generací.

Dlouhověkost byla definována dvěma způsoby – jako dlouhověkost a jako produkční dlouhověkost.

4.3.3.1 Dlouhověkost

Definice vlastnosti byla převzata od Brotherstone *et al.* (1997). Dlouhověkost zde byla definována jako celkový počet otelení za život krávy. U krav, které již ukončily svoji reprodukční činnost, byla dlouhověkost definována jako hodnota posledního otelení. U krav, které jsou stále aktivní, tzn. jejich celoživotní užitkovost ještě není známá, byla dlouhověkost předpovídána. Předpověď dlouhověkosti byla založena na průměrných pravděpodobnostech přežitelnosti celé populace. Pravděpodobnosti byly vypočítány z necenzorovaných dat celé populace (tzn. již vyřazených zvířat) jako pravděpodobnost přežití z jednoho otelení do následujícího. Celková dlouhověkost pak byla předpovídána dle následujícího vzorce:

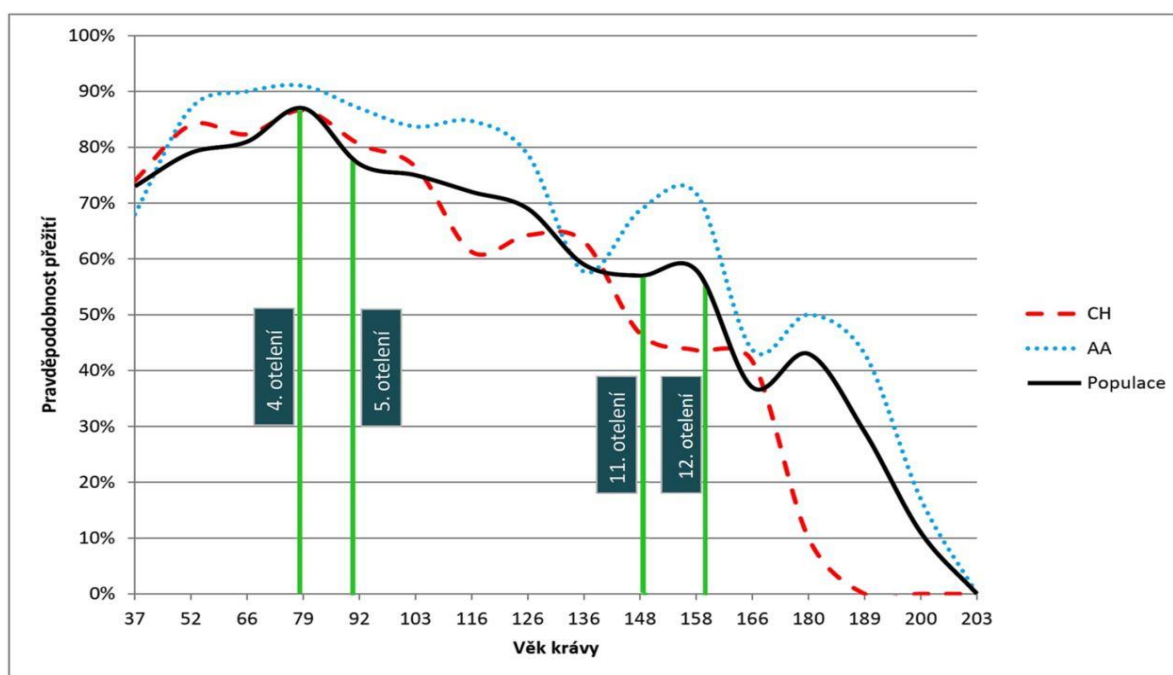
$$D = n + \left(\sum_{i=1}^{LC} \prod_{k=1}^i p_{n+k-1} \right)$$

kde D je předpověď dlouhověkosti pro cenzorovaná data, n je pořadí posledního pozorovaného otelení krávy, LC je poslední pozorované otelení v populaci, p_n je pravděpodobnost přežití z otelení i do následujícího otelení.

4.3.3.2 Produkční dlouhověkost

Ve druhém případě byla dlouhověkost definována dle Venota *et al.*, (2013) jako tzv. produkční dlouhověkost, tedy jako počet otelení krávy do cílového věku. Jako cílový věk byly zvoleny hodnoty 78, 90, 150 a 160 měsíců. Hodnoty 78 a 150 měsíců byly inspirovány Venotem *et al.* (2013), hodnoty 90 a 160 měsíců byly zvoleny na základě analýzy databáze KUMP (obr. 1).

Obrázek 1: Pravděpodobnost přežití z jednoho otelení do následujícího a znázornění kritických bodů.



CH – charolais, AA – aberdeen angus.

Na ose X „Věk krávy“ je znázorněn věk krávy v měsících, na ose Y „Pravděpodobnost přežití“ je zobrazeno procento pravděpodobnosti přežití mezi po sobě následujícími oteleními. Zeleně jsou na časové ose (X) znázorněny kritické body 90 a 160 měsíců a převzaté hodnoty 78 a 150 měsíců (Venot *et al.*, 2013). Pravděpodobnosti přežitelnosti jsou uvedeny samostatně pro plemena charolais (červená barva) a aberdeen angus (modrá barva).

Tyto hodnoty (78, 90, 150 a 160 měsíců) představují kritické body v životě krávy, které jsou spojeny s vyššími pravděpodobnostmi vyřazení krávy ze stáda. Kombinace věků 78/150 a 90/160 měsíců byly vybrány kvůli možnosti předpovídat produkční dlouhověkost krávy, kdy by bylo možné hodnotu dlouhověkosti v 150 nebo 160 měsících předpovídat na základě hodnoty zjištěné v 78 nebo 90 měsících díky korelaci mezi těmito vlastnostmi. Venot *et al.* (2013) definovali věk 78 měsíců jako krátké období, a předpokládalo se, že kráva bude schopna se za toto období se otelit 4x (při věku při prvním otelení 3 roky). Cílový věk 150 měsíců byl posuzován jako dlouhé období, za které by kráva měla mít možnost otelit se zhruba 10x. Jako druhé krátké období byl zvolen věk 90 měsíců a kráva by za tuto dobu měla mít možnost otelit se zhruba 5x, při věku při prvním otelení v 3 letech, což je průměrný věk prvního otelení masného skotu v ČR. Jako druhé dlouhé období byl zvolen věk 160 měsíců, což dává krávě příležitost otelit se 11x.

V případě, že kráva ještě nedosáhla cílového věku, byla jí produkční dlouhověkost dopočítána dle následujících vzorců. Prvním vzorcem dochází k dopočítání toho, kolikrát se kráva ještě pravděpodobně stihne otelit od současného stavu do zvoleného cílového věku.

Dopočet předpokládaného počtu otelení do cílového věku:

$$EPL = (c - d)/CI$$

Kde EPL je očekávaný počet otelení v cílovém věku (78, 90, 150, nebo 160 měsících), c je cílový věk ve dnech, d je věk krávy ve dnech v době posledního zaznamenaného otelení, CI je průměrné mezidobí.

Dle následujícího vzorce probíhá samotná předpověď produkční dlouhověkosti (počtu otelení za zvolené cílové období):

$$PD = n + \left(\sum_{i=1}^{EPL} \prod_{k=1}^i p_{n+k-1} \right)$$

Kde PD je předpověď produkční dlouhověkosti pro cenzorovaná data, n je pořadí posledního pozorovaného otelení krávy, p_n je pravděpodobnost přežití z otelení i do následujícího otelení, pravděpodobnosti byly stanoveny výpočtem z celé populace necenzorovaných dat.

Datum vyřazení krávy z chovu bylo buď známé (datum vyřazení), nebo neznámé (bez data vyřazení). Pravděpodobnosti, které byly použity při výpočtech obou typů dlouhověkosti, byly počítány ze skupiny zvířat se známým datem vyřazení. Do výpočtu pravděpodobností tak nezasahovala dosud žijící zvířata, díky nimž by mohlo dojít ke zkreslení vypočítaných pravděpodobností. V případě, že se kráva od posledního zaznamenaného otelení neotelila do 1 100 dnů (3 roky), byla také považována za vyřazenou, i když tomu tak nemuselo ve skutečnosti být. Tyto krávy vzhledem k nepodloženému datu vyřazení nebyly zahrnuty do výpočtu pravděpodobností celé populace. Poslední skupinu zvířat pak tvořila ta, která neměla známé datum vyřazení, ale doba od posledního otelení nepřesáhla hodnotu 1 100 dnů. U těchto jedinců se předpokládá, že budou dále aktivní v chovu a jejich dlouhověkost byla předpovídána dle výše zmíněných postupů.

4.4 Odhad genetických parametrů, předpověď plemenné hodnoty

Statisticky významné efekty ovlivňující věk při prvním otelení, mezidobí, dlouhověkost a produkční dlouhověkost byly stanoveny pomocí GLM a MIXED procedury v SAS 9.4. Efekty byly do modelové rovnice zařazeny nejen s ohledem na statistickou průkaznost, ale i s ohledem na biologický vliv efektu na danou užitkovou vlastnost. Vhodnost modelové rovnice byla posouzena i s ohledem na komponenty rozptylu, koeficient dědičnosti a Akaikovo informační kritérium (AIC), které bylo definováno následovně (Bozgodan, 2000):

$$AIC = -2\log L\theta + 2d$$

Kde $\log L\theta$ je logaritmus věrohodnosti a d je počet volných parametrů modelu.

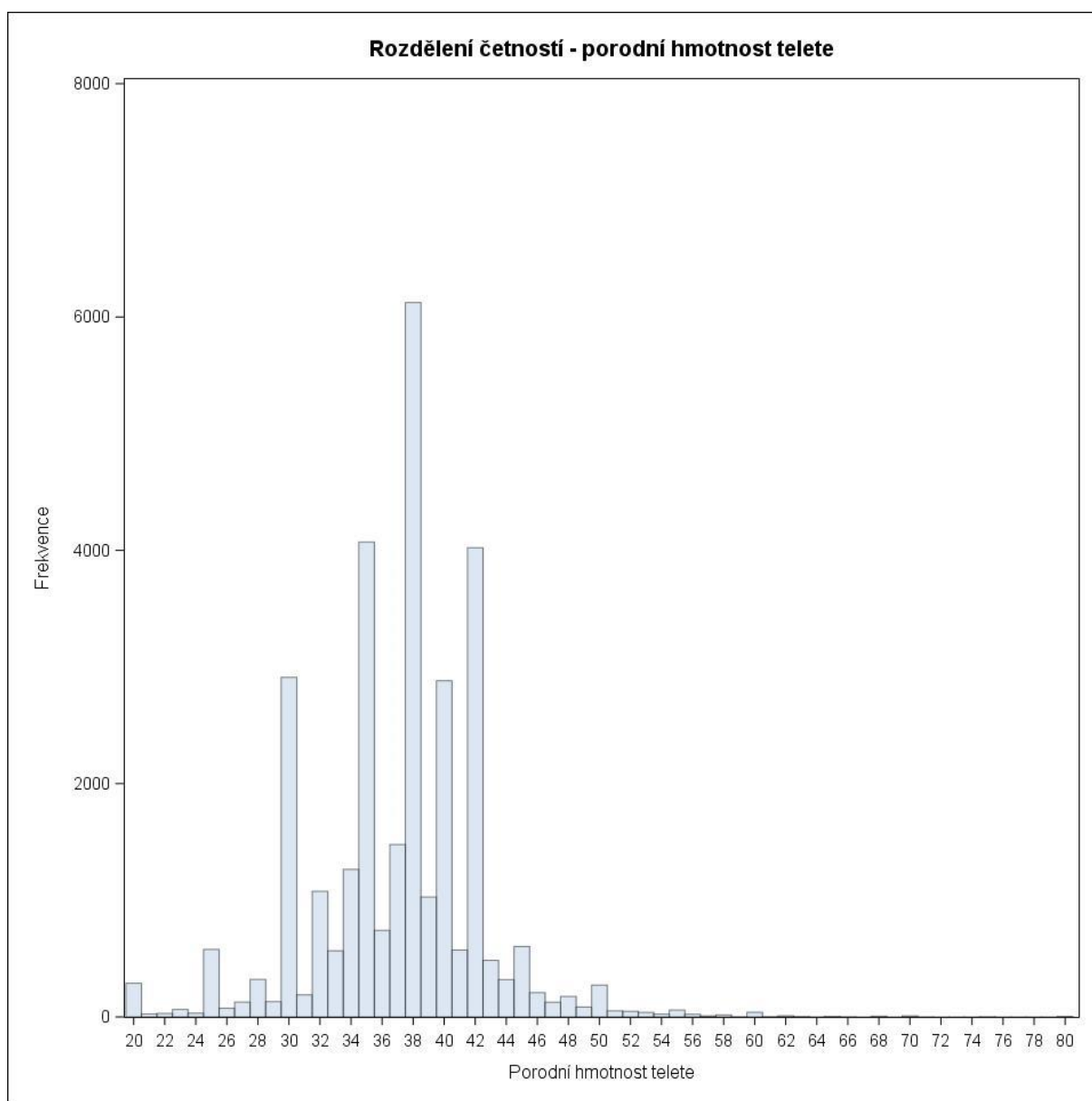
Genetické parametry byly stanoveny pomocí metody maximální věrohodnosti za použití programu AIREMLF90 (Misztal *et al.*, 2002). Genetické parametry byly odhadovány jednoznakovým modelem pro vlastnosti věk při prvním otelení, mezidobí a dlouhověkost – D. Odhad genetických parametrů produkční dlouhověkosti byl proveden dvouznakovým modelem pro kombinace PD78/150 a PD90/160 měsíců. Víceznakovým modelem (se zahrnutím vybraných modelových rovnic jednoznakových modelů) byly odhadovány genetické korelace mezi vlastnostmi věk při prvním otelení, mezidobí a dlouhověkost nebo produkční dlouhověkost. Předpověď plemenné hodnoty byla provedena vybranými modely pomocí programu BLUPF90, a to jednoznakovým modelem pro věk při prvním otelení, mezidobí a dlouhověkost (D) a poté dvouznakovým modelem pro PD78/150 a PD90/160.

5 VÝSLEDKY A DISKUZE

5.1 Popis databáze KUMP

Databáze KUMP za roky 1991–2014 obsahovala 369 530 záznamů. Každý řádek představoval záznam jednoho jedince (telete). V databázi KUMP se nacházelo 23 plemen. Po odstranění kříženců s dojenými a kombinovanými plemeny bylo v databázi ponecháno 19 plemen masného skotu. Dojená plemena se ale vyskytovala v rodokmenech krav, které byly zařazeny jako masná plemena nebo jejich kříženci a to důsledkem převodného křížení. Dále se v souboru nacházelo 6 549 záznamů o provedení embryotranferu. Tyto záznamy byly odstraněny, neboť se jedná o umělý zásah do reprodukčního cyklu krávy ovlivněný podáváním hormonů. Odstraněny byly i nesmyslné údaje a překlepy v databázi. Tyto údaje byly u konkrétního zvířete definovány jako chybějící údaj, tudíž toto omezení nesnížilo počet údajů v databázi. Jednalo se zejména o překlepy v zadávání pohlaví zvířete, které bylo definováno kódem od 1–22 (viz Příloha), kde byly nalezeny 3 chybné údaje. Hmotnosti narozeného telete byly omezeny na rozmezí 20–80 kg. Ostatní údaje byly definovány jako chybějící (397 údajů), navzdory možným biologickým extrémům, protože vzhledem k velikosti databáze nelze procházet všechny záznamy a ověřovat jejich věrohodnost. Efekt hmotnosti při narození se navíc později ukázal jako neprůkazný pro všechny zde testované reprodukční ukazatele. Neprůkaznost efektu může souviset se zaznamenáváním porodní hmotnosti, kdy chovatel může tele buď zvážit, nebo jeho hmotnost kvalifikovaně odhadnout. Problémem je, že odhad porodní hmotnosti chovatelem je často nepřesný a v souboru hmotnosti telat poté chybí variabilita (graf 1).

Graf 1: Rozdělení četností – porodní hmotnost telete.



Na ose X „Porodní hmotnost telete“ jsou znázorněny porodní hmotnosti telat v kg narozených plemenicím masného skotu za roky 1995-2014, na ose Y „Frekvence“ je množství záznamů za konkrétní porodní hmotnost telete.

Po úpravách databáze bylo nakonec definováno 62 548 matek, které měly celkem 229 826 záznamů (telat). Tyto matky byly narozeny v letech 1980–2013 a jejich telata narozena mezi 1982–2014. S těmito údaji se dále pracovalo. Většina matek, které se nacházely v databázi, byly definovány i jako telata jiných matek. Popisná statistika vlastností, které byly přímo zaznamenány v databázi KUMP po jejím očištění, je zobrazena v tabulce 8. Obtížnost telení byla definována jako stupeň obtížnosti od 1

(snadný porod) do 4 (obtížný porod). Mrtvě narozené tele bylo definováno binárně - 0 (živé), 1 (mrtvé).

Tab. 8: Popisná statistika vlastností zaznamenaných v databázi KUMP.

Proměnná	N	Průměr	Sm. Odch.	Min.	Max.
Porodní hmotnost [kg]	229 543	37,86	5,844	20	80
Obtížnost telení^a	229 826	1,10	0,368	1	4
Mrtvě narozené tele^b	229 825	0,05	0,222	0	1

^adefinováno ve stupních obtížnosti o 4 úrovních; ^b definováno binárně (0 – mrtvé, 1 – živé).

5.1.1 Databáze vyřazení

Pro hodnocení dlouhověkosti bylo potřeba znát datum vyřazení jednotlivých zvířat. V databázi KUMP se tento údaj nenachází, a proto byl k tomuto účelu použit datový soubor z ústřední evidence skotu. Soubor byl propojen pomocí převodníku ušních čísel a číselného označení zvířat s databází KUMP. Důvod vyřazení krávy nebyl zahrnut do hodnocení, neboť se uvádí např. pouze odsun na jatky, ale není zde uveden skutečný důvod vyřazení zvířete z chovu.

5.1.2 Popis rodokmenových údajů a harémy

Rodokmenový soubor obsahoval údaje o jedinci, otci a matce. V souboru se nacházeli i neznámí rodiče (otec, matka). Kompletnost údajů o rodičích byla vyjádřena koeficientem. V chovech masného skotu jsou také často využívány tzv. harémy. Harémový způsob chovu je založen na tom, že je do stáda krav vpuštěno více plemeníků současně. V databázi pak mají telata jako otce zapsané číslo, které je specifické pro harémový způsob chovu konkrétního plemene. Většinou telat je po odstavu opraven původ a tzv. harémový býk je nahrazen skutečným otcem telete. Do roku 2017 byl původ ověřován pomocí mikrosatelitů. V průběhu roku 2018 došlo k přechodu na novější technologii a to ověřování původu pomocí DNA čipů, která do budoucna přinese chovatelům více možností využití (genomická plemenná hodnota). Změna původu zvířete (z harému na skutečného otce) je spojena s výkyvy plemenných hodnot v čase, neboť zvířata, která mají jako otce označen harém, jsou posuzována jako polosourozenci a dělají si navzájem vrstevníky. Po upřesnění původu mají tato telata různé otce a je tím ovlivněna i předpověď PH.

5.1.3 Čistokrevní jedinci a kříženci

V databázi za roky 1991–2014 převažují čistokrevná zvířata (88–100% podílu hlavního plemene). Většina kříženců je zde zastoupena historicky a to díky převodnému křížení, ke kterému docházelo po roce 1990 současně s importem dalších plemen. V současné době většina chovatelů zařazených do KUMP preferuje chov čistokrevných plemen. V tabulce č. 9 jsou znázorněna jednotlivá plemena a jejich podíl čistokrevných jedinců s podílem hlavního plemene 88–100% a kříženců za roky 1991–2014. Při porovnání s údaji z uzávěrky kontroly užitkovosti za rok 2016 (tab. 2) je patrné, že podíl kříženců v čase klesá. Podíl kříženců však není z historického hlediska zanedbatelný a tak bylo nutné zahrnout heterózní efekt do modelových rovnic pro odhad genetických parametrů a předpověď plemenných hodnot.

Tab. 9: Podíl čistokrevných jedinců a jejich kříženců za jednotlivá plemena v KUMP za 1991–2014.

Plemeno	čistokrevné	kříženci
Charolais	66,99 %	33,01 %
Masný simentál	46,37 %	53,63 %
Aberdeen angus	73,30 %	26,70 %
Hereford	62,59 %	37,41 %
Limousine	64,22 %	35,78 %
Blonde d' Aquitaine	63,95 %	36,05 %
Piemontese	57,99 %	42,01 %
Gasconne	67,74 %	32,26 %
Galloway	67,72 %	32,28 %
Highland	86,18 %	13,82 %
Salers	94,57 %	5,43 %
Belgické modrobílé	58,14 %	41,86 %
Aubrac	100 %	0 %
Parthenaise	100 %	0 %
Shorthorn	100 %	0 %
Bazadais	100 %	0 %
Vosgienne	100 %	0 %
Hnědý andorský skot	100 %	0 %
Roughie des Prés	100 %	0 %
Texas Longhorn	100 %	0 %

5.2 Popisná statistika vlastností

5.2.1 Věk při prvním otelení

První definovanou vlastností byl věk při prvním otelení. V tabulce 10 jsou uvedeny popisné statistiky věku při prvním otelení v měsících (po očištění dat) pro jednotlivá plemena masného skotu v KUMP. Fenotypové úrovně šlechtitelského (chovného) cíle dle průměrných hodnot z let 1995–2014 dosáhla většina plemen s výjimkou plemen aberdeen angus, masný simentál, hereford, piemontese, highland (tab. 10).

Tab. 10: Popisná statistika věku prvního otelení v měsících dle jednotlivých plemen.

Věk prvního otelení v měsících							
Plemeno	N	Chovný cíl	Průměr	Medián	Sm. Odch.	Minimum	Maximum
Aberdeen angus	10 667	24–28	29,83	26,72	6,95	16,39	52,43
Shorthorn	17	Do 40	30,22	29,64	5,32	23,97	42,62
Masný simentál	9 103	23–29	31,68	32,56	6,90	16,43	52,46
Belgické modrobílé	32	do 36	32,30	32,38	5,89	23,28	46,85
Andorrské hnědé	6	Do 40	32,49	31,33	3,05	30,79	38,69
Salers	250	Do 40	33,77	33,87	5,64	16,79	49,64
Hereford	7 217	24–28	34,09	34,98	7,31	16,43	52,33
Piemontese	1 546	25–30	34,48	34,56	6,05	16,43	52,16
Gascone	1 184	Do 40 m	34,88	35,25	6,35	18,72	51,70
Galloway	1 042	28–36	35,27	35,62	7,11	16,46	52,26
Bazadaise	12	Do 40	35,41	34,02	5,99	28,92	51,70
Charolais	15 866	Do 40	35,87	35,54	5,27	16,39	52,43
Limousine	4 761	Do 40	35,94	35,54	5,00	16,62	52,43
Blonde d'Aquitaine	2 057	30–40	36,07	35,74	5,36	16,62	52,20
Vosgienne	9	Do 40	36,16	35,18	3,09	32,95	43,61
Aubrac	61	Do 40	36,30	35,21	3,97	30,95	48,92
Parthenaise	43	Do 40	36,36	35,80	4,23	28,13	48,66
Highland	709	28–36	37,23	36,95	8,21	17,05	52,36
Rouge des Prés	5	Do 40	37,95	37,74	6,31	28,23	45,08
Texas Longhorn	1	Do 40	45,97	45,97		45,97	45,97

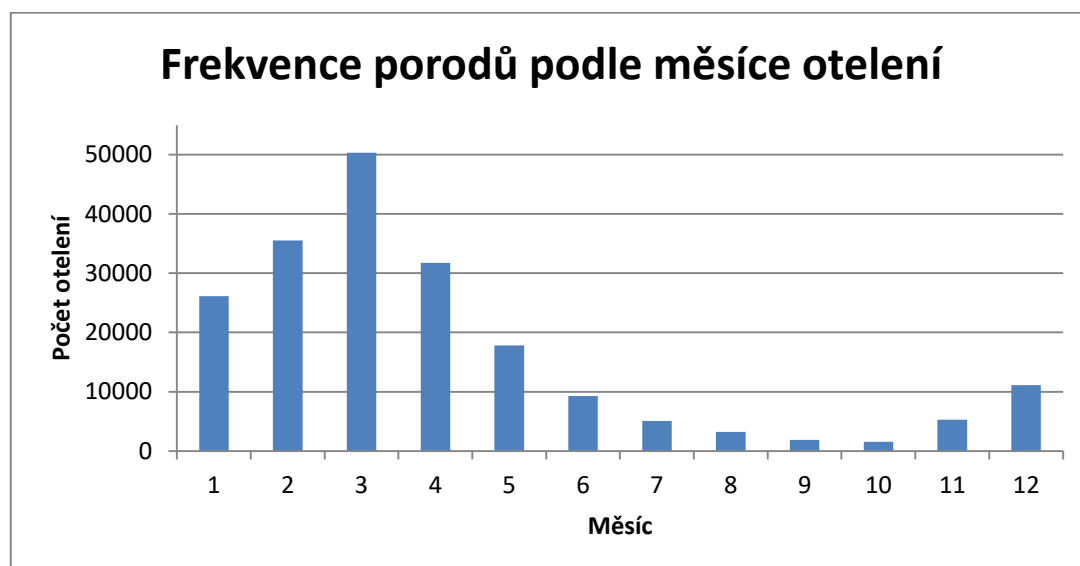
Průměrně nejnižšího věku při prvním otelení (VPO) dosahuje plemeno aberdeen angus. Plemeno je považováno za rané, nicméně průměrná hodnota celé populace je ještě téměř o 2 měsíce vyšší, než je uvedeno ve šlechtitelském cíli (ČSCHMS, 2016b). V letech 2000–2004 byl průměrný věk prvního otelení tohoto plemene na stabilní úrovni 29–30 měsíců. Od roku 2004–2014 se průměrná hodnota pohybovala v rozmezí od 28–32 měsíců. Tento rozptyl hodnot je způsoben tím, že se začaly utvářet dva rozdílné názory na optimální věk při prvním telení. Část chovatelů začala upřednostňovat telení ve třech letech místo dvou let. Průměrné hodnoty jsou proto ovlivněny tímto trendem a z hodnot nelze dělat závěry. V letech 2015 a 2016 dosahoval průměrný věk prvního otelení dle ročenky hodnot 29 a 30 měsíců (Kvapilík *et al.*, 2018), nicméně i tyto hodnoty jsou zkreslené.

Masný simentál patří také mezi raná plemena. Šlechtitelským cílem tohoto plemene je věk při prvním otelení v rozmezí od 23 do 29 měsíců (ČSCHMS, 2016b). Zjištěná průměrná hodnota za toky 1995–2014 je téměř o 2,7 měsíce vyšší. Od roku 2001 lze pozorovat ustálení fenotypové hodnoty věku při prvním otelení na hodnotě 32–33 měsíců. Průměrná fenotypová hodnota za roky 2010–2014 (32 měsíců) byla o 3 měsíce vyšší, než je cílená hodnota šlechtitelského cíle. K dosažení šlechtitelského cíle je zapotřebí zejména zvyšovat tělesný rámec mladých zvířat tak, aby jalovice mohly být zapuštěny v žádoucím věku. Zjištěné průměrné hodnoty VPO mohou být také ovlivněny telicí sezónou, odchovem i managementem jednotlivých chovů, neboť růstová schopnost zvířat je často dostatečná pro dřívější zařazení plemenic do reprodukce, avšak velkou roli zde hraje konečné rozhodnutí chovatele. Telení jalovic v časnějším věku s sebou přináší vyšší výskyt obtížných porodů nebo mrtvě narozených telat. Jungwirth (2016) uvádí, že u plemene aberdeen angus byl podíl mrtvě narozených telat plemenic otelených do 28 měsíců o 1,45 % vyšší než u těch otelených po dosažení 36 měsíců.

Rané plemeno hereford má průměrnou fenotypovou hodnotu VPO (34 měsíců). Cílem šlechtění je telení plemenic ve věku 24–28 měsíců a ranost plemene má být jedním z plemenných znaků plemene (ČSCHMS, 2016b). Během let 1996–2002 byla průměrná hodnota věku při prvním otelení 32–33 měsíců. Od roku 2003 došlo k jeho zvýšení. Nejvyšších hodnot bylo zaznamenáno v roce 2010–2011, kdy se průměrný věk při prvním otelení dostal až k hodnotě 37 měsíců. Od roku 2012 hodnoty klesaly, nicméně do roku 2014 nedošlo k jejich ustálení. V letech 2015–2016 dosahovala fenotypová hodnota VPO hodnoty 35 měsíců.

Jak již bylo zmíněno, věk prvního otelení je značně ovlivněn sezónním telením krav. Z grafu 2 je patrné, že k největší frekvenci telení dochází během jarních měsíců (únor až duben), s vrcholem v březnu. Toto období je pochopitelné vzhledem k možnostem efektivnějšího využití pastvy pro telata, což s sebou přináší snížení ekonomických nákladů na chov. K nejnižšímu počtu telení dochází v měsíci srpnu, září a říjnu. Telení v těchto měsících je nežádoucí z hlediska snížení kvality travních porostů a nepříznivým klimatickým podmínkám přicházející zimy. A tak pokud se kráva neotělí na jaře (v tzv. telící sezóně), je často telení odloženo až do následující telící sezóny, i když je spojeno s ekonomickými ztrátami jedné sezóny bez telete. V měsíci prosinec se objevuje opět nárůst četnosti telení, je tomu proto, že někteří chovatelé upřednostňují telení prvotek ještě před telící sezónou, aby měli více času věnovat pozornost komplikacím při a po porodu, které jsou u prvotek častější než u krav.

Graf 2: Frekvence otelení podle měsíců v roce.

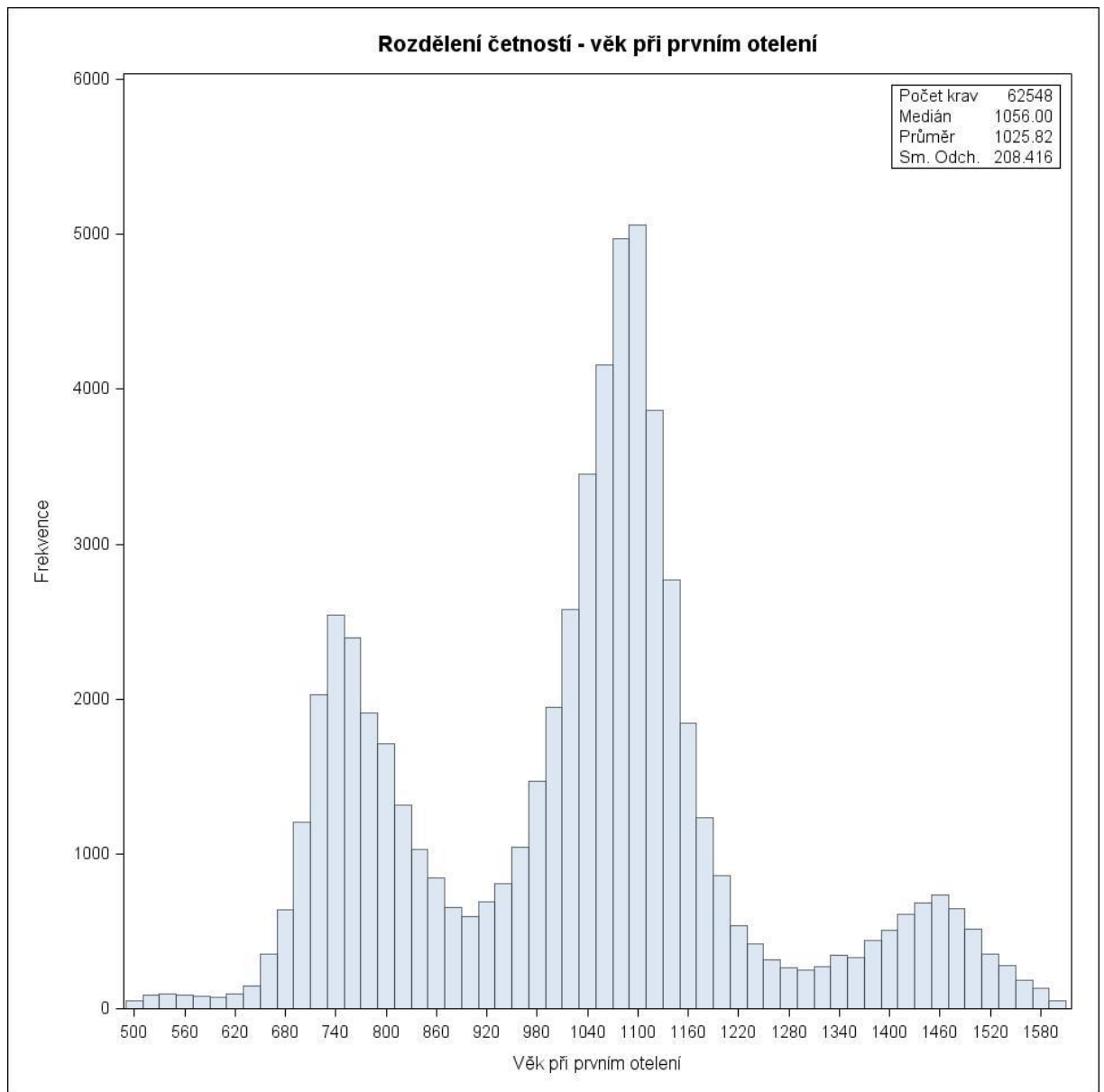


Na ose X „Měsíc“ jsou znázorněny měsíce v roce (leden (1) – prosinec (12)). Na ose Y „Frekvence“ je počet otelení zaznamenaných za konkrétní měsíc v roce.

Graf 3 zobrazuje rozdělení četností věku při prvním otelení v rámci celé populace masného skotu v KUMP za testované roky. Dle rozložení můžeme konstatovat, že k prvnímu otelení u většiny plemen dochází kolem 1056 dní věku, což je v přepočtu téměř 35 měsíců. Průměrná hodnota věku při prvním otelení je pak o 30 dní nižší (1026 dní). Jednotlivé vrcholy v grafu potom představují roky, které uplynuly od roku narození jalovice (druhý, třetí, čtvrtý). Telení krav probíhá z velké části sezónně a jednotlivé vrcholy v podstatě kopírují trend sezónního telení. Jak můžeme z grafu

vyčíst, většina plemen se telí ve třetím roce života, raná plemena ve dvou letech. Ve čtyřech letech se zpravidla telí krávy, které se z nějakého důvodu nemohly otelit ve třech letech (reprodukční problémy, zdravotní problémy), anebo se chovatel rozhodl jejich zapouštění z nějakého důvodu odložit (nedostatečný tělesný vývin nebo kondice krávy, zdravotní problémy zvířete, aj.).

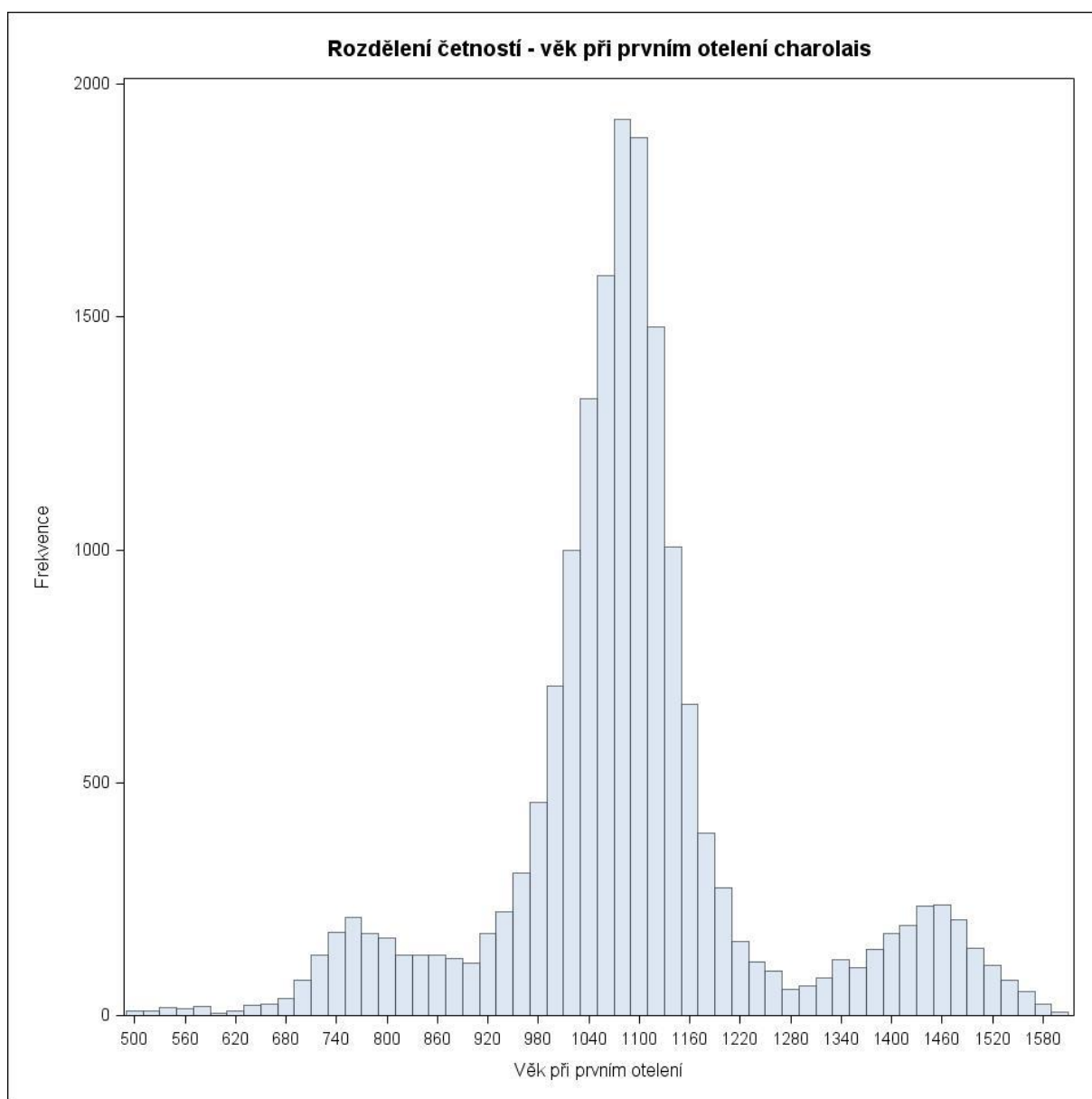
Graf 3: Rozdělení četností celé populace masného skotu v KUMP – věk prvního otelení ve dnech.



Na ose X „Věk při prvním otelení“ jsou znázorněny fenotypové hodnoty věku prvního otelení plemenic masného skotu za roky 1995-2014, na ose Y „Frekvence“ je množství záznamů za konkrétní věk prvního otelení.

Stejně grafy byly vytvořeny pro tři nejpočetnější plemena z KUMP (graf 4–6):

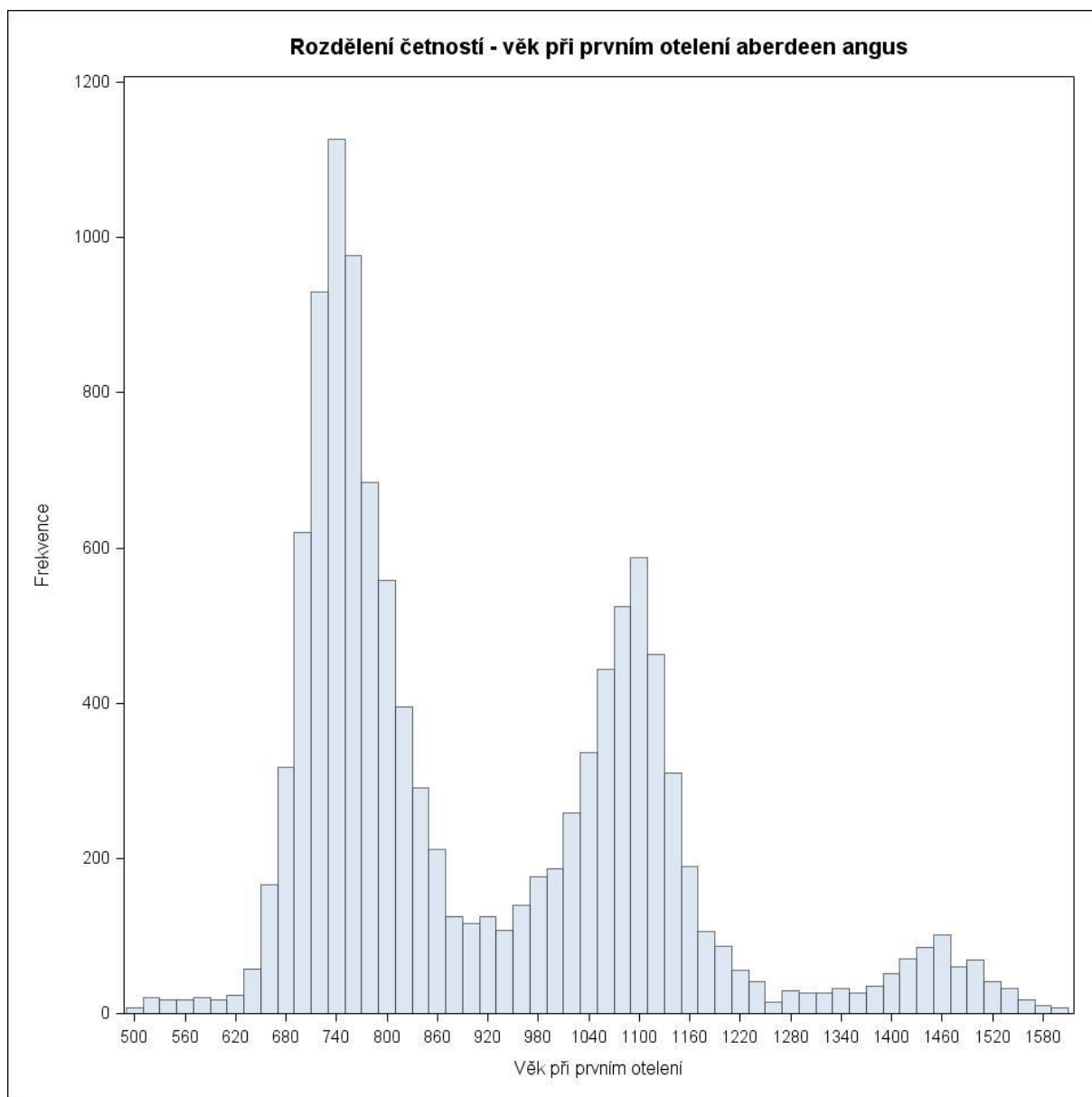
Graf 4: Graf rozdělení četností věku při prvním otelení plemene charolais.



Na ose X „Věk při prvním otelení“ jsou znázorněny fenotypové hodnoty věku prvního otelení plemenic plemene charolais za roky 1995-2014, na ose Y „Frekvence“ je množství záznamů za konkrétní věk prvního otelení.

Plemeno charolais se řadí mezi pozdní francouzská plemena. Z grafu 4 je vidět, že většina jalovic se telí ve věku tří let. Průměrný věk při prvním otelení je 1090 dní. Ve dvou a čtyřech letech se telí pouze malá část populace. Lze konstatovat, že tato situace je pro plemeno charolais příznivá.

Graf 5: Rozdělení četností věku při prvním otelení plemene aberdeen angus.

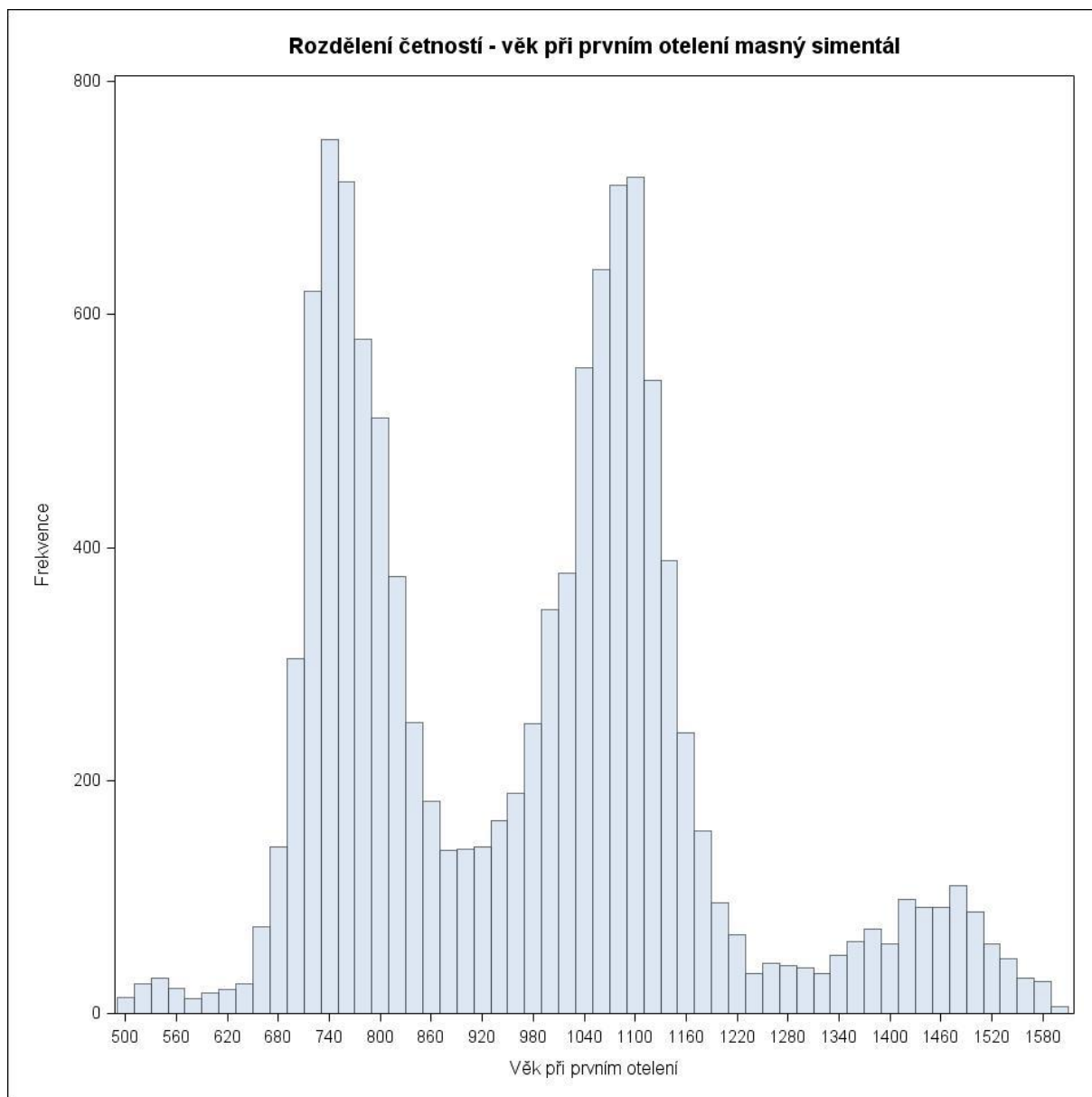


Na ose X „Věk při prvním otelení“ jsou znázorněny fenotypové hodnoty věku prvního otelení plemenic plemene aberdeen angus za roky 1995-2014, na ose Y „Frekvence“ je množství záznamů za konkrétní věk prvního otelení.

Plemeno aberdeen angus se řadí mezi raná plemena. Šlechtitelský cíl je zaměřen na to, aby se toto plemeno telilo ve věku 24–28 měsíců, což odpovídá hodnotám 732–854 dní. Většina zástupců tohoto plemene se telí ve dvou letech, nicméně existuje zde další početná skupina zvířat, která se telí o rok později (graf 5). Důvodem je rozdělení chovatelské veřejnosti na dvě skupiny, kdy jedna upřednostňuje telení ve dvou, druhá ve třech letech z důvodu tělesného vývinu plemenic. U raných plemen telících se ve dvou letech, jako je aberdeen angus, hereford aj. je potřeba docílit odpovídajících

přírůstků hmotnosti a správného tělesného vývinu (Zahrádková *et al.*, 2009). Autoři uvádějí, že pro tato plemena by minimální hmotnost při zapouštění měla být 350–380 kg. Připouštění jalovic v časném věku s sebou nese nároky na dostatečnou výživu plemenic, která musí zabezpečit jak vývoj a růst telete, tak dokončení růstu samotné jalovice.

Graf 6: Rozdělení četností věku při prvním otelení plemene masný simentál.



Na ose X „Věk při prvním otelení“ jsou znázorněny fenotypové hodnoty věku prvního otelení plemenic plemene masný simentál za roky 1995-2014, na ose Y „Frekvence“ je množství záznamů za konkrétní věk prvního otelení.

Masný simentál se řadí mezi raná plemena. Z grafu 6 je patrné, že k prvnímu otelení dochází v podstatné míře i později. Příčinou mohou být výše zmíněné důvody.

5.2.2 Mezidobí

Mezidobí je doba mezi dvěma následujícími porody. V tabulkách 11 a 12 jsou znázorněny popisné statistiky souboru všech plemen pro první a další mezidobí. Požadovaná délka mezidobí u masného skotu je 365 dní. Pokud je mezidobí kratší nebo delší, dochází k narušení kontinuity sezónního telení. V případě, že u krávy bude opakovaně docházet k mezidobí delšímu než 365 dní, telení krávy se v rámci telící sezóny bude zpožďovat, až dojde k otelení mimo telící sezónu. Následné zapuštění krávy tak, aby se otelila během následující telící sezóny pak nebude možné, tudíž chovatel často přistoupí k tomu, že nechá krávu jednu sezónu bez telete. To je však spojeno s výraznými ekonomickými ztrátami. Mezidobí kratší než 365 dní je spojeno s podobným rizikem, nicméně zde má chovatel možnost se zapuštěním krávy počkat, i když to s sebou může přinést komplikace v managementu chovu. Průměrná délka prvního mezidobí je u téměř všech plemen delší než průměrná délka mezidobí následujících, výjimku tvoří plemena piemontese, shorthorn, bazadaise a andorský hnědý skot. U těchto plemen je důvodem zřejmě celkově nízký počet pozorování během prvního nebo následujících mezidobí. Šlechtitelský cíl většiny plemen je zaměřen na získání průměrného mezidobí 360–400 dní. Mezidobí vyšší než 365 dnů by však nemělo být žádoucí. Šlechtitelský cíl plemen aberdeen angus a hereford je zaměřen na průměrné mezidobí 365 dní. Mezidobí 365 dní je ve všech šlechtitelských cílech uváděné jako ekonomicky důležité.

Průměrné hodnoty mezidobí zjištěných v tabulkách 11 a 12 u většiny plemen přesahují hodnotu 365 dní, nicméně plní šlechtitelský cíl s otelením do 400 dnů. Mezidobí nižší než 365 dní bylo zjištěno u plemen andorské hnědé a shorthorn. Průměrné mezidobí u galloway, aberdeen angus, highland nebo hereford bylo vyšší než očekávaná hodnota 365 dní. Vyšší průměr bude ovlivněn zvířaty s vysokým mezidobím kolem 600 dnů, což jsou krávy, jejichž zapuštění chovatel odložil do další sezóny zřejmě kvůli dlouhému mezidobí (vypadnutí z telící sezóny). Průměrné mezidobí vyšší než 400 dní bylo zjištěno u vosgiene, piemontese, blonde d'Aquitaine, parthenaise, belgické modrobílé, bazadaise a rouge des prés. Kromě piemontese a blonde d'Aquitaine byl u ostatních nízký počet pozorování, což mohlo zkreslit zjištěné průměry. U plemene belgické modrobílé je pravděpodobné, že delší mezidobí souvisí

s císařskými řezy prováděnými u tohoto plemene. Doba zotavení po porodu a následné zapuštění krávy je tak delší. Zajímavostí je také to, že březost krav belgického modrého je v průměru o 2–3 dny kratší než u ostatních masných plemen. Délku mezidobí nelze sledovat u plemenic, které jsou využívány jako dárkyně embryí, proto byl embryotransfer z celé databáze vyloučen.

Tab. 11: Popisná statistika prvního mezidobí ve dnech dle jednotlivých plemen.

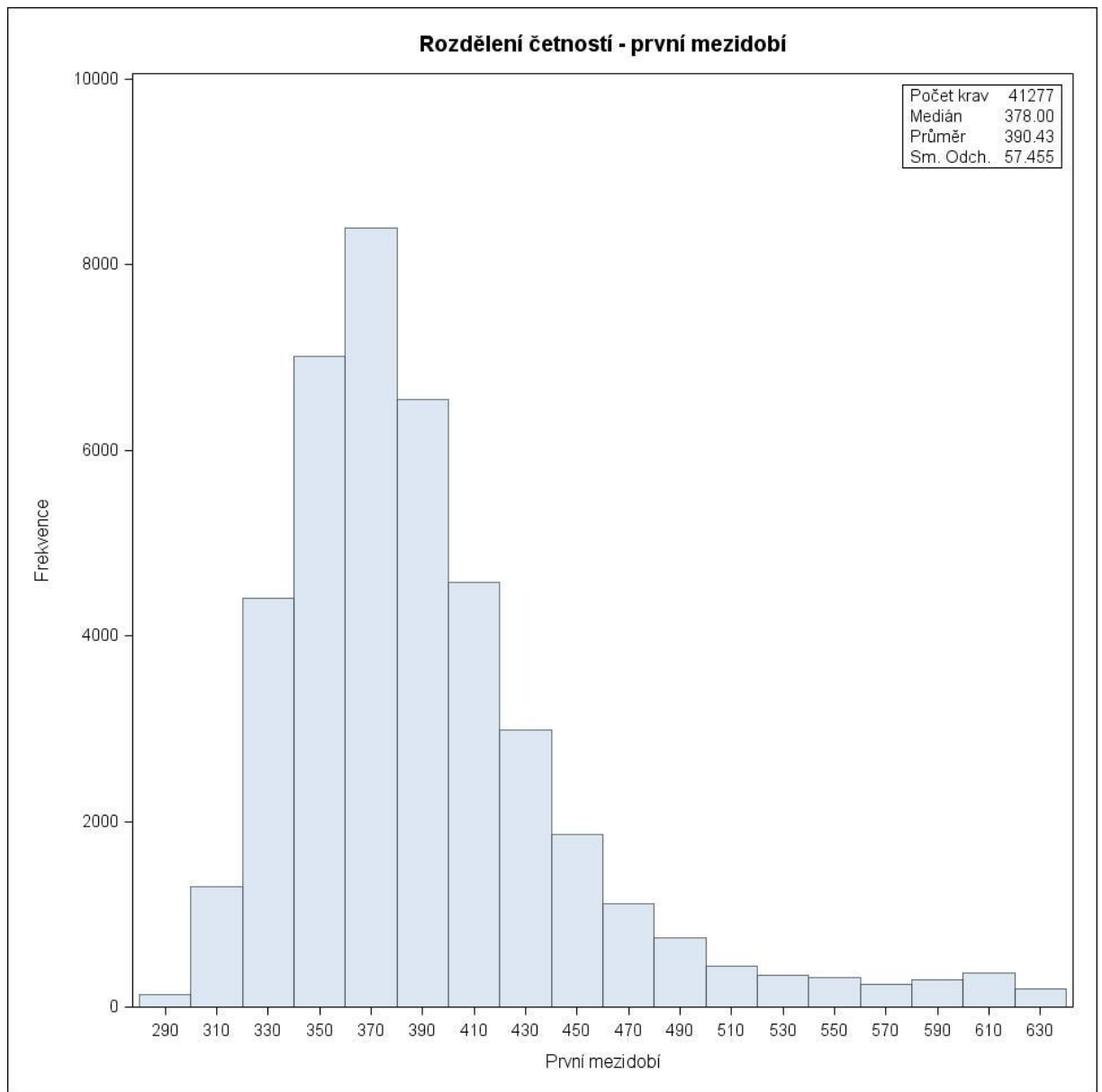
První mezidobí ve dnech						
Plemeno	N	Průměr (dny)	Medián	Sm. Odch.	Minimum	Maximum
Andorrské hnědé	5	351,40	351,00	10,92	338	365
Shorthorn	14	357,21	356,50	25,95	321	399
Galloway	729	378,50	366,00	56,38	290	616
Aberdeen Angus	8 124	379,13	369,00	53,95	290	630
Aubrac	34	381,76	382,00	35,89	322	479
Salers	167	381,94	370,00	59,66	297	618
Hereford	5 661	384,48	371,00	59,24	290	630
Highland	468	385,97	369,00	66,08	292	618
Masný simentál	7 662	389,32	376,00	58,97	290	630
Charolais	11 314	395,47	386,00	52,66	291	630
Gasconne	912	395,86	382,00	58,44	290	622
Limousine	3 637	398,30	386,00	55,97	290	630
Vosgienne	5	400,80	391,00	29,99	373	450
Piemontese	1 126	408,79	390,00	71,10	298	629
Blonde d'Aquitaine	1 365	414,75	398,00	66,02	290	630
Parthenaise	19	431,11	426,00	51,29	334	522
Belgické modrobílé	23	434,09	430,00	86,19	318	605
Bazadaise	9	450,33	420,00	100,25	360	624
Rouge des Prés	3	506,67	575,00	118,36	370	575

Tab. 12: Popisná statistika dalších mezidobí ve dnech dle jednotlivých plemen.

Další mezidobí ve dnech						
Plemeno	N	Průměr (dny)	Medián	Sm. Odch.	Minimum	Maximum
Parthenaise	24	353,79	347,00	28,70	319	416
Blonde d'Aquitaine	6	365,17	355,00	35,80	327	420
Hereford	23 826	369,97	362,00	44,79	290	630
Rouge dep Prés	13	372,00	362,00	29,22	325	419
Aberdeen Angus	1 976	372,28	363,00	48,97	291	630
Salers	15 110	372,39	365,00	45,68	290	630
Limousine	432	374,29	362,00	54,95	292	625
Andorrské hnědé	19 187	375,34	365,00	50,91	290	630
Galloway	1 314	376,32	364,00	58,92	290	630
Masný simentál	9 439	377,01	367,00	47,18	290	630
Aubrac	1 962	378,09	366,00	54,21	291	629
Highland	25 973	379,78	369,00	50,98	290	630
Gasconne	2 581	385,31	370,00	57,21	292	630
Shorthorn	14	389,64	379,50	50,97	327	478
Charolais	3 165	392,76	375,00	62,14	292	629
Vosgienne	46	397,28	391,00	41,16	326	503
Piemontese	14	413,21	388,00	76,66	317	575
Belgické modrobílé	6	414,33	402,00	70,06	343	531
Bazadaise	2	457,00	457,00	90,51	393	521

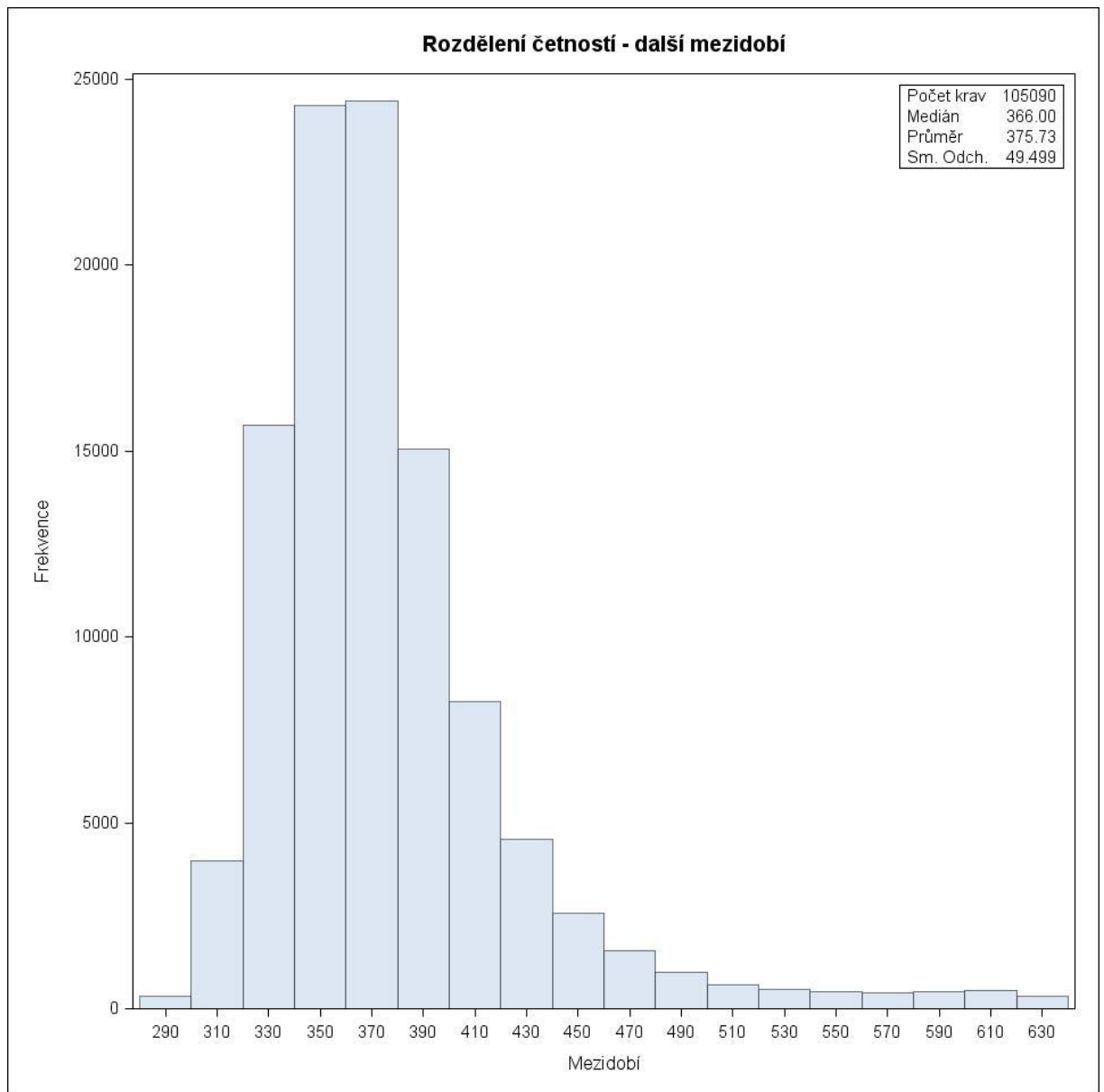
V případě zahrnutí prvních mezidobí všech plemen v databázi KUMP od roku 1995–2014 je průměrné mezidobí 390,43 dní (graf 7). Stejný graf byl vytvořen i pro další mezidobí (graf 8). Další mezidobí jsou v průměru kratší než první, přičemž průměrné další mezidobí je 375,73 dní. Selekcí krav s mezidobím delším než 365 dní může dojít k upřednostnění krav, které se telí pozdě v telící sezóně. Jak je patrné z grafů (graf 7, graf 8), mnoho mezidobí je delších než 365 dní a způsobují ekonomickou ztrátu chovateli.

Graf 7: Rozdělení četnosti prvního mezidobí ve dnech.



Na ose X „První mezidobí“ jsou znázorněny fenotypové hodnoty prvních mezidobí, na ose Y „Frekvence“ je znázorněno množství případů za dané hodnoty prvního mezidobí.

Graf 8: Rozdělení četnosti dalších mezidobí ve dnech.



Na ose X „Mezidobí“ jsou znázorněny fenotypové hodnoty druhých a dalších mezidobí, na ose Y „Frekvence“ je znázorněno množství případů za dané hodnoty mezidobí.

5.2.3 Dlouhověkost

V tabulkách 13 až 18 jsou znázorněny popisné statistiky vlastností dlouhověkosti pro celou populaci (necenzorovaná data, celá data – necenzorovaná + cenzorovaná), a dále necenzorovaná a celá data pro plemena aberdeen angus a charolais. Aberdeen angus a charolais patří mezi dvě nejpočetnější plemena masného skotu v ČR. Jejich podíl z celkové populace dohromady tvoří 34% z celkové populace v KUMP masného skotu v ČR. Tato skutečnost je také jedním z důvodů, proč v případě samostatného hodnocení těchto dvou plemen nenacházíme příliš velké odchylky od průměrů celé populace. Větší odchylky byly zaznamenány především až u dlouhověkosti v pokročilém věku, tj. ve 150 a 160 měsících. Důvodem bylo zřejmě to, že plemeno aberdeen angus se vyznačuje velmi dobrou plodností a dlouhověkostí, a tak není překvapením, že jeho maximální hodnoty jsou o něco vyšší, než je tomu u zbytku hodnocené populace.

Tab. 13: Popisná statistika pro necenzorovaná data celé populace (všechna plemena).

Vlastnost	Počet	Průměr	Sm. Odch.	Min.	Max.
D	13 732	3,32	2,38	1	15,00
PD78	13 732	2,52	1,27	1	6,00
PD90	13 732	2,80	1,55	1	7,00
PD150	13 732	3,29	2,29	1	11,00
PD160	13 732	3,30	2,33	1	12,00

D – dlouhověkost, PD – produkční dlouhověkost v 78, 90, 150 nebo 160 měsících

Tab. 14: Popisná statistika pro data celé populace – cenzorovaná + necenzorovaná (všechna plemena).

Vlastnost	Počet	Průměr	Sm. Odch.	Min.	Max.
D	21 895	4,15	2,51	1	15,00
PD78	21 895	2,98	1,32	1	6,00
PD90	21 895	3,26	1,58	1	7,23
PD150	21 895	5,15	3,41	1	11,70
PD160	21 895	5,37	3,69	1	12,45

D – dlouhověkost, PD – produkční dlouhověkost v 78, 90, 150 nebo 160 měsících

Tab. 15: Popisná statistika pro plemeno charolais – necenzorovaná data.

Vlastnost	Počet	Průměr	Sm. Odch.	Min.	Max.
D	3 111	3,72	2,52	1,00	13,00
PD78	3 111	2,56	1,15	1,00	5,00
PD90	3 111	3,67	2,41	1,00	11,00
PD150	3 111	2,90	1,45	1,00	6,00
PD160	3 111	3,70	2,47	1,00	12,00

D – dlouhověkost, PD – produkční dlouhověkost v 78, 90, 150 nebo 160 měsících

Tab. 16: Popisná statistika pro plemeno charolais – cenzorovaná + necenzorovaná data.

Vlastnost	Počet	Průměr	Sm. Odch.	Min.	Max.
D	6 224	4,50	2,38	1	13,00
PD78	6 224	3,00	1,14	1	5,41
PD90	6 224	3,56	1,48	1	6,47
PD150	6 224	5,72	3,25	1	11,33
PD160	6 224	6,02	3,55	1	12,06

D – dlouhověkost, PD – produkční dlouhověkost v 78, 90, 150 nebo 160 měsících

Tab. 17: Popisná statistika pro plemeno aberdeen angus – necenzorovaná data.

Vlastnost	Počet	Průměr	Sm. Odch.	Min.	Max.
D	2 279	4,51	3,00	1	15,00
PD78	2 279	3,09	1,41	1	6,00
PD90	2 279	3,50	1,73	1	7,00
PD150	2 279	4,43	2,82	1	12,00
PD160	2 279	4,47	2,90	1	12,00

D – dlouhověkost, PD – produkční dlouhověkost v 78, 90, 150 nebo 160 měsících

Tab. 18: Popisná statistika pro plemeno aberdeen angus – cenzorovaná + necenzorovaná data.

Vlastnost	Počet	Průměr	Sm. Odch.	Min.	Max.
D	5 104	5,50	2,97	1	15,00
PD78	5 104	3,50	1,38	1	6,00
PD90	5 104	4,11	1,74	1	6,88
PD150	5 104	6,49	3,59	1	11,51
PD160	5 104	6,82	3,91	1	12,30

D – dlouhověkost, PD – produkční dlouhověkost v 78, 90, 150 nebo 160 měsících

Z necenzorovaných dat byly vypočítány pravděpodobnosti přežitelnosti celé populace (tab. 19). Tyto pravděpodobnosti poté byly aplikovány při dopočítání předpokládané dlouhověkosti u žijících krav. Předpokládaná dlouhověkost byla počítána vždy samostatně pro konkrétní hodnotu dlouhověkosti, tedy, např. i v případě, že kráva nedosáhla hodnoty 78 měsíců, byla jí dopočítána i předpokládaná hodnota pro 150 měsíců. V použité databázi KUMP se nacházely tři skupiny krav. První skupinu tvořil soubor krav, které měly známý datum vyřazení z produkce (57,13%), druhou skupiny tvořily krávy, které neměly známý datum vyřazení, nicméně od jejich posledního zaznamenaného otelení uběhlo více než 2 roky, a tak byly považovány za vyřazené (13,82%) a třetí skupinu tvořila „aktivní“ zvířata, jejichž produkce ještě nebyla ukončena (29,06 %). Pravděpodobnosti přežití byly počítány jen ze skupiny zvířat se známým datem vyřazení.

Tab. 19: Pravděpodobnosti přežití do dalšího telení.

Celá populace (n = 13 732)				Charolais (n = 3 111)		Aberdeen angus (n = 2 279)	
<i>i</i>	věk _{<i>i</i>}	N	<i>p_i</i>	N	<i>p_{iCH}</i>	N	<i>p_{iAA}</i>
1	36,54	8 803	0,73	1 745	0,74	1 014	0,68
2	51,77	6 441	0,79	1 287	0,84	686	0,87
3	66,22	5 061	0,81	1 081	0,82	596	0,9
4	78,83	4 095	0,87	890	0,87	537	0,91
5	91,63	3 546	0,77	771	0,81	488	0,87
6	103,38	2 727	0,75	621	0,76	423	0,84
7	115,81	2 043	0,72	475	0,61	352	0,85
8	126,07	1 463	0,69	291	0,64	297	0,79
9	136,14	1 006	0,59	187	0,63	232	0,58
10	147,87	593	0,57	118	0,47	133	0,69
11	157,75	338	0,58	55	0,44	91	0,72
12	166,41	197	0,37	24	0,42	65	0,44
13	180,13	72	0,43	10	0,1	28	0,5
14	188,71	31	0,29	1	0	14	0,43
15	200,40	9	0,11	0	0	6	0,17
16	203,34	1	0	0	0	1	0

i = přechod z otelení *i* do *i* + 1 otelení; věk_{*i*} = průměrný věk krávy v měsících v době *i* + 1 otelení; N = počet krav přešlých z *i* do *i* + 1 otelení; *p_i* = pravděpodobnost přežitelnosti mezi oteleními pro všechna plemena; *p_{iCH}* = pravděpodobnost přežitelnosti mezi oteleními pro charolais; *p_{iAA}* = pravděpodobnost přežitelnosti mezi oteleními pro aberdeen angus.

5.2.4 Efekty v modelových rovnicích

5.2.4.1 Stádo–rok–období

Sdružený efekt stádo–rok–období (SRO) je komplexním efektem, který v sobě zahrnuje několik faktorů. Sdružený efekt je složen ze stáda, tedy chovu kde se zvíře nacházelo v době narození nebo otelení, roku narození nebo otelení a období roku ve kterém k narození nebo otelení došlo. V efektu stáda je zahrnut efekt chovatele, neboť se předpokládá, že chovatel ke všem zvířatům ve svém chovu přistupuje stejně. Předpokládá se, že zvířata jsou vystavena stejným podmínkám prostředí, mají stejnou výživu i prostředí chovu a jsou pod vlivem stejných chovatelských rozhodnutí. Např. pokud chovatel upřednostňuje časnější připouštění zvířat, je tento jev tímto efektem ošetřen. To samé platí i při vyřazování zvířat ze stáda. Efekt roku v tomto případě zahrnuje stejné podmínky, především klimatické v daném roce, např. sucho a následný nedostatek pastvy, apod. U masného skotu dochází k výraznému využívání pastevních porostů, proto se např. suchý rok může promítnout do kondice krávy, ta má následně vliv na reprodukční ukazatele (nástup ovulace, embryonální mortalita, růst plodu, laktace krávy). Kondice krávy má vliv i na zdravotní stav a vlastní růst mladých plemenic. Do toho efektu se může také nepřímo promítnout i ekonomická situace daného roku, která může mít vliv na počty vyřazených krav ze stád různých chovatelů. Rozdělení roku na kratší období slouží především u početnějších chovů k lepšímu podchycení momentálních podmínek prostředí. V rámci genetického hodnocení plodnosti byly testovány efekty SRO narození krávy, SRO prvního otelení krávy a SRO posledního otelení krávy.

5.2.4.2 Rok narození/otelení

Rok narození/otelení byl do modelové rovnice zařazen jako fixní efekt. Efekt roku byl zařazen z důvodu zachycení vývoje užitkovosti v čase (tzv. genetický trend). Zařazením tohoto efektu dochází k seskupení krav podle jejich roku narození/otelení.

5.2.4.3 Měsíce

Efekt měsíce byl do modelové rovnice zařazen jako fixní efekt. Zařazením tohoto efektu mělo dojít k podchycení měsíce, ve kterém došlo k otelení krávy v rámci genetického hodnocení mezidobí, neboť právě měsíc ve kterém se kráva poprvé otelila, může mít vzhledem k pevně danému období telící sezóny vliv na termín následujícího otelení (tedy i délku mezidobí mezi těmito dvěma porody).

5.2.4.4 Chov otelení

Efekt chovu otelení byl zařazen do testování modelové rovnice pro genetické hodnocení věku při prvním otelení. Efekt byl definován jako fixní a byl zařazen z důvodu podchycení vlivu různých chovatelských rozhodnutí na věk jalovice při zapuštění, a následného věku při prvním otelení. Důvodem zařazení byla především různá preference časného nebo pozdního věku při prvním otelení.

5.2.4.5 Věk matky

Věk matky krávy byl testován jako fixní efekt. Věk matky krávy byl kategoricky rozdělen do tříd podle let. Dle Zahradkové *et al.* (2009) má věk matky vliv na rychlost růstu a dospívání telete (později hodnocené plemenice). U jalovic je také pozorován vyšší výskyt obtížných porodů ve srovnání s krávami, což souvisí s nedokončeným tělesným vývojem a menší prostorností porodních cest.

5.2.4.6 Pohlaví telete

Pohlaví telete má vliv na délku březosti krávy. Nogalski & Piwczyński (2012) uvádějí, že březost krávy je delší, v případě že se má narodit býček. Délka mezidobí může být ovlivněna délkou březosti krávy, a proto byl efekt pohlaví telete zařazen mezi testované fixní efekty. Pohlaví telete bylo definováno do tří tříd: býček, jalovička, vícečetný porod (dvojčata, trojčata).

5.2.4.7 Obtížnost telení

Obtížnost prvního telení a průměrná obtížnost telení za život krávy byla testována v modelových rovnicích jako fixní efekt. Obtížnost porodu má nezanedbatelný vliv na délku mezidobí krávy. Po obtížném porodu dochází k delší regeneraci krávy a může dojít ke zpožděnému nástupu ovulace. Obtížnost porodu byla definována čtyřmi stupni – spontánní porod (1), porod s pomocí 1 až 2 ošetřovatelů (2), porod vyžadující asistenci 3 a více osob nebo veterinárního lékaře (3) a těžký porod, popř. císařský řez (4) vyžadující opakovanou návštěvu veterináře. Průměrná obtížnost telení má také vliv na dlouhověkost krav. Pokud u krávy dochází opakovaně k problematickým porodům, povede to zřejmě k jejímu předčasnému vyřazení ze stáda.

5.2.4.8 Plemeno

Plemenná příslušnost krávy má důsledkem šlechtění vliv na její užitkové vlastnosti. Většinu plemen masného skotu můžeme dle intenzity růstu a rychlosti dospívání rozdělit do dvou skupin. Tyto skupiny plemen jsou ovlivněny místem

původu, přírodními podmínkami a účelem pro který byla daná plemena vyšlechtěna. První skupinu tvoří tzv. pozdní plemena. Do této skupiny patří plemena, která byla vyšlechtěna v kontinentální Evropě, např. Francii, Itálii, Belgii. Jedná se o plemena s velkým tělesným rámcem, vynikající intenzitou růstu a osvalením. Krávy těchto plemen dospívají později a poprvé se telí obvykle ve třech letech. Mezi tzv. pozdní plemena se řadí např. plemeno charolais, limousine, belgické modrobílé, piemontese, blonde d'Aquitaine, atd. Druhou skupinu tvoří tzv. raná plemena. Jedná se zejména o plemena mající původ na britských ostrovech. Jsou to plemena s menším tělesným rámcem, která jsou vhodná do extenzivních podmínek. Dochází u nich k dřívějšímu ukládání tuku, proto nejsou zpravidla využívána při intenzivních výkrmech do vysokých porážkových hmotností. Jalovice dospívají brzy a běžně se telí ve dvou letech. Mezi raná plemena se řadí např. aberdeen angus, hereford, galloway. V modelových rovnicích byl efekt plemene zohledněn v rámci tzv. genetických skupin, proto již nebyl samostatně do modelových rovnic zařazen. Genetické skupiny byly vytvořeny tak, že předci neznámého původu, avšak známého plemene byly sloučeny do skupin v rámci plemen (viz. kapitola 4.2.), a tak došlo k zahrnutí efektu plemene do genetického hodnocení vlastností.

5.2.4.9 Heterozní efekt

V databázi KUMP se vyskytují kříženci masných plemen (viz. tab. 9), proto bylo nutné zohlednit ve výpočtech vliv heterozního efektu. Vliv heteroze na vlastnosti reprodukce byl definován jako stupeň heterozygotnosti zvířete podle Hickey *et al.* (2007):

$$\text{Heteroze} = Pd(1 - Ps) + Ps(1 - Pd),$$

Kde Ps a Pd jsou podíly genu prvního plemene otce (Ps) a matky (Pd). Plemeno zastoupené největším podílem je považováno jako hlavní.

5.2.4.10 Jedinec

Efekt jedince byl zahrnutý jako náhodný efekt. Je v něm zohledněna individualita každého zvířete a jeho genetické výbavy.

5.3 Modelové rovnice

5.3.1 Věk při prvním otelení – testované modelové rovnice

Byly testovány tyto efekty: SRO otelení i narození, rok otelení, věk matky, heterózní efekt (krávy i její matky), plemeno a chov ve kterém došlo k prvnímu otelení. Všechny testované efekty (viz výše) až na heterózní efekt matky ($P=0,0746$) byly statisticky průkazné ($P<0,0001$) a prokazatelně ovlivňují věk prvního otelení. Statisticky průkazné bylo i pohlaví telete ($P=0,029$) a jeho porodní hmotnost ($P<0,0001$). Efekt porodní hmotnosti telete nakonec nebyl do modelové rovnice vybrán z důvodu nízké variability zaznamenaných dat (graf č. 1). Chovatel může tele buď zvážít, nebo jeho hmotnost kvalifikovaně odhadnout. Nízká variabilita dat naznačuje, že chovatelé porodní hmotnost v mnoha případech odhadují a telatům přiřazují „oblíbené“ stejné hmotnosti pro jalovičku a býčka a tím částečně kopírují efekt pohlaví telete. Efekt pohlaví a porodní hmotnosti telete odrážejí různou délku březosti ovlivněnou těmito vlastnostmi. Efekt plemene byl zohledněn v tzv. skupinách neznámých předků (tab. 20).

Pro genetické hodnocení byl upřednostněn efekt SRO narození před efektem SRO prvního otelení, a to z důvodu vyšší vysvětlené proměnlivosti efektu v kombinaci s ostatními efekty zařazenými v modelové rovnici. Samotný efekt SRO narození i prvního otelení dosahovaly stejného podílu vysvětlené proměnlivosti (57,81 a 57,34 %) ve prospěch SRO narození, nicméně v kombinaci s ostatními efekty bylo dosaženo vyššího podílu vysvětlené proměnlivosti (o téměř 10 %) za použití SRO narození. Dále byl do modelové rovnice zařazen efekt chovu, ve kterém došlo k prvnímu otelení. Tento efekt byl zařazen především z důvodu podchycení chovatelského rozhodnutí, protože někteří chovatelé upřednostňují rané, jiní pozdní věk prvního zapuštění/otelení jalovice.

Minimální velikost SRO prvního otelení byl počet 4 jedinců, průměrná 13,55 jedinců. Nejčastěji se v SRO prvního otelení nacházelo kolem 8 jedinců, v závislosti na velikosti chovu. Nejpočetnějších skupina SRO byla tvořena 129 jedinci. Do odhadu genetických parametrů bylo zahrnuto 2 262 tříd efektu SRO narození, 30 tříd roků narození krávy, 753 tříd chovu prvního otelení, 8 tříd věku matky a 3 třídy pohlaví telete (býček, jalovice, dvojčata). Matice příbuznosti obsahovala 76 207 jedinců (4 generace předků).

Tab. 20: Počty ve skupinách neznámých předků při hodnocení věku při prvním otelení

Plemeno	Počty v genetických skupinách neznámých předků			
	Otcové		Matky	
	Frekvence	%	Frekvence	%
Mléčná plemena	292	1,75	1 861	9,53
Český strakatý skot	822	4,92	3 646	18,68
Masný simentál	2 479	14,84	1 945	9,96
Belgické modrobílé	7	0,04	8	0,04
Highland	210	1,26	220	1,13
Galloway	311	1,86	339	1,74
Gascone	299	1,79	317	1,62
Hereford	3 756	22,49	1 845	9,45
Aberdeen angus	1 660	9,94	1 753	8,98
Charolais	4 384	26,25	4 618	23,66
Limousine	1 309	7,84	1 666	8,54
Blonde d'Aquitaine	582	3,49	672	3,44
Piemontese	447	2,68	496	2,54
Salers	138	0,83	127	0,65
Česká červinka	4	0,02	6	0,03

Pro genetické hodnocení věku při prvním otelení bylo na základě prvotních testů GLM a MIXED vybráno následujících osm modelových rovnic (tab. 21). Testované modelové rovnice byly statisticky průkazné ($P < 0,001$), nicméně množství vysvětlené proměnlivosti pomocí fixních efektů bylo malé (3,23 %). Po zařazení efektu plemene do modelové rovnice vzrostlo množství vysvětlené proměnlivosti až na 15,5 %. Efekt plemene byl do výpočtu zařazen v rámci tzv. genetických skupin neznámých předků, ve kterých je zohledněn a není tedy použit jako samostatný efekt v modelové rovnici (tab. 20). Z důvodu podchycení chovatelského rozhodnutí o věku prvního otelení byl do modelové rovnice zařazen fixní efekt chovu otelení. Díky tomuto efektu vzrostlo procento vysvětlené proměnlivosti pomocí fixních efektů na 44,19 %. V celkové kombinaci efektů modelu č. 8 došlo díky zařazení efektu chovu prvního otelení ke zvýšení celkově vysvětlené proměnlivosti o 3,9 %. Jako náhodné efekty byly do

modelové rovnice zařazeny efekt SRO narození krávy a přímý efekt jedince. Tyto náhodné efekty vysvětlují značné množství proměnlivosti (tab. 21).

Tab. 21: Vybrané modelové rovnice a použité efekty pro hodnocení věku při prvním otelení.

Model	Jedinec	SROn	Rokn	Chot	Věk	HET	Pohl	R ²
1	N	N	F	F				70,42 %
2	N	N	F	F	F			70,46 %
3	N	N	F	F		F		70,45 %
4	N	N	F	F			F	70,45 %
5	N	N	F	F	F	F		70,48 %
6	N	N	F	F	F		F	70,49 %
7	N	N	F	F		F	F	70,48 %
8	N	N	F	F	F	F	F	70,51 %

N – náhodný efekt, F – pevný (fixní) efekt, SROn – sdružený efekt stádo–rok–období narození krávy, Rokn – rok narození plemence, Chot – chov ve kterém kráva byla během prvního otelení, Věk – věk matky plemence, HET – heterózní efekt jedince (plemenice), Pohl – pohlaví telete.

5.3.2 Věk při prvním otelení – odhadnuté genetické parametry

V tabulce č. 22 jsou uvedeny odhadnuté genetické parametry pro testované modelové rovnice.

Tab. 22: Odhad genetických parametrů pro vybrané modelové rovnice pro hodnocení věku při prvním otelení.

Model	σ_a^2	SE	σ_{SRO}^2	SE	σ_e^2	SE	h ²
1	3577,50	262,58	13261	514,12	11595	219,33	0,126
2	3629,70	264,38	13233	513,27	11543	220,08	0,128
3	3529,70	261,81	13253	513,67	11620	219,10	0,124
4	3574,10	262,52	13250	513,75	11590	219,28	0,126
5	3584,30	263,63	13226	512,82	11568	219,86	0,126
6	3625,80	264,30	13222	512,89	11538	220,03	0,128
7	3525,90	261,73	13243	513,28	11616	219,05	0,124
8	3580,00	263,54	13215	512,43	11563	219,81	0,126

σ_a^2 = aditivně genetická variance, σ_{SRO}^2 = variance efektu stádo–rok–období, σ_e^2 = reziduální variance, h² = koeficient dědivosti, SE = standardní chyba odhadu

5.3.3 Věk při prvním otelení – vybraná modelová rovnice

Na základě výsledků z tabulek 21 a 22 byla jako nejvhodnější vybrána modelová rovnice číslo 5. Vybraná modelová rovnice obsahuje všechny testované efekty z tabulky 21 kromě efektu pohlaví telete. Efekt pohlaví telete byl testován při následných předpovědích plemenných hodnot, nicméně u vícečetných porodů, jejichž frekvence byla nízká, docházelo ke zkreslené předpovědi, a tak byl tento efekt z modelové rovnice vyřazen, neboť zároveň nevysvětluje velké procento podílu proměnlivosti. Kombinace efektů v modelové rovnici č. 5 vysvětluje o 0,03 % méně proměnlivosti než varianta se zařazením všech efektů. Aditivně genetická složka byla vyšší u modelu č. 2 a 6, nicméně tyto modely neobsahovaly heterózní efekt jedince, který lze vzhledem k přítomnosti kříženců v databázi považovat za důležitý.

$$Y_{ijklmno} = SRO_i + Rok_j + CHot_k + Vek_l + Het_m + Jed_n + e_{ijklmn}$$

Y_{ijklmn} = věk prvního otelení ve dnech

SRO_i = sdružený efekt stádo–rok–období narození – skupina vrstevníků (náhodný efekt)

Rok_j = rok otelení krávy, fixní efekt, ve třídách ($j = 1, \dots, 29$)

$CHot_k$ = chov během prvního otelení krávy, fixní efekt, ve třídách ($j = 1, \dots, 753$)

Vek_l = věk matky krávy, fixní efekt, ve třídách ($k = 1, \dots, 8$)

Het_m = heteroze krávy – regrese na heterozygotnost krávy (fixní efekt)

Jed_n = efekt jedince – přímý efekt (náhodný efekt)

e_{ijklmn} = náhodná reziduální chyba

5.3.4 Věk při prvním otelení – diskuze

Věk při prvním otelení je ovlivněn telicí sezónou masného skotu. Ta je buď kontinuální během celého roku, anebo častěji omezena na několik měsíců v roce. Telicí sezóna se liší celosvětově dle klimatických podmínek, způsobu chovu a rozdílnosti plemen v jednotlivých zemích. V evropských státech, včetně České republiky, je telicí sezóna až na výjimky situována do jarních měsíců (leden až duben) (graf 2). Nedodržení této sezóny vede k problémům s organizací chovu a jalovice a krávy, které nejsou schopné se v této době otelit, bývají vyřazovány, nebo je jejich telení posunuto až do následující telicí sezóny. Sezóna bez telete je pro chovatele ekonomicky nevýhodná, neboť náklady na chov jalovice nejsou žádným způsobem kompenzovány. Z ekonomického hlediska je tak nižší věk při prvním otelení výhodnější a žádoucí. Někteří chovatelé preferují zapouštění jalovic v pozdějším věku. Argumentují tím, že jalovice dosahují lepších tělesných rozměrů a porody pak bývají snadnější. Toto

chovatelské rozhodnutí bylo statisticky ošetřeno použitím efektu chov při prvním otelení, neboť se předpokládá, že chovatel se bude ke všem jalovicím chovat stejně a ať už bude upřednostňovat časně nebo pozdní telení, bude tak činit u všech zvířat. Rozhodnutí chovatele nicméně musí být podpořeno i genetickým potenciálem jalovice (dobré reprodukční schopnosti a vlastní růst). V době zapouštění musí být jalovice pohlavně zralá s pravidelnou říjí a dosahovat dostatečných tělesných rozměrů i hmotnosti. V databázi se nacházelo 25,58 % jalovic, u nichž byl chov, ve kterém se poprvé otelily jiný, než chov ve kterém se narodily, tudíž zařazení efektu chovu prvního otelení bylo nezbytné.

Bormann & Wilson (2010) uvádějí, že mezi přímým a maternálním efektem pro věk při prvním otelení existuje vysoká negativní korelace, a to zřejmě právě kvůli pevně danému období telicí sezóny. Dále uvádějí, že aby prvotelka dosáhla nízkého věku při prvním otelení, musí se otelit na začátku telicí sezóny, ale zároveň se ona sama musela narodit ke konci telicí sezóny. Negativní korelace pak může navádět k výběru jalovic, které se narodily pozdě v telicí sezoně a diskriminovat ty, které se narodily na jejím začátku. Příkladem může být např. prvotelka, které se na začátku telicí sezóny narodila jalovička. Jalovička pak následně nemusí být vybrána do chovu, kvůli vyššímu věku prvního otelení, jen proto, že jí nebyla dána příležitost otelit se dříve navzdory její pravděpodobně dobré plodnosti získané po matce. Tato skutečnost by měla být ošetřena a pozdě narozená zvířata by neměla být preferována před zvířaty narozenými na začátku telicí sezóny. Nicméně v případě, že takto pozdě narozená jalovice dosáhne nízkého věku při otelení, může to vypovídat i o její dobré plodnosti spojené s časným vývinem (zejména pokud se otelí v telicím období), neboť byla zapuštěna mladší než jalovice narozené na začátku telicí sezóny. V případě nedostatečného tělesného vývinu dojde k zapuštění až následující sezónu, tedy dojde k oddělení časně a pozdě narozených jalovic přirozeným způsobem. Díky efektu SRO narození jsou faktory, které ovlivňovaly jalovici během vývoje a růstu (způsob odchovu, kvalita krmení, přístup chovatele) zohledněny. V efektu SRO narození je také zohledněno roční období narození jalovice. Tudíž pokud jsou dvě jalovice narozeny ve stejném SRO, jsou porovnávány s ohledem na jejich věk prvního otelení, současně však i s ohledem na vliv chovu, ve kterém se následně otelily. Korelace mezi přímým a maternálním efektem nebyla v této práci zkoumána.

Rozsáhlou studii na toto téma publikoval Bormann & Wilson (2010). Aby podchytili telení v průběhu telící sezóny, přiřazovali hodnotu stejně starým vrstevnicím podle jejich pořadí otelení v rámci chovu. Jalovicím, které se otelily jako první, byla přiřazena hodnota 1. Jalovice otelené následující den dostaly hodnotu 2, atd. V případě, že se kráva nestihla otelit v telící sezóně svých vrstevnic, byly jí přiřazeny tzv. penalizační body. Testovány byly penalizační body hodnot 30, 60 a 90 (dnů), nicméně odhad koeficientu dědivosti byl pro všechny tři kombinace stejný ($h^2=0,28$), tudíž přiřazená výše penalizační hodnoty nemá zřejmě vliv na samotný odhad genetických parametrů. Roughsedge *et al.* (2005) zvolil jiný způsob. Jalovice rozdělil podle věku otelení do tří skupin (2leté, 2,5leté a 3leté). Do kategorie 2letých byla jalovice zařazena, pokud její první otelení proběhlo v rozmezí od 1,5 do 2,25 let, do kategorie 2,5leté byly zařazeny jalovice s otelením mezi 2,25 a 2,75 let a v poslední kategorii 3letých byly ponechány jalovice s prvním otelením v rozmezí mezi 2,75 a 3,5 let. Jalovice byly následně porovnávány v rámci svých vrstevnic a na základě toho jim byla přiřazena hodnota 0 nebo 1. Pokud se jalovice otelila dříve, dávalo jí to možnost otelit se i později a byla jí přiřazena 0. A pokud se jalovice otelila později, avšak zároveň měla možnost otelit se i dříve, byla jí přiřazena 1. V případě, že jalovice neměla možnost otelit se ve více než jednom období, byla její hodnota definována jako chybějící údaj. Tento přístup byl uplatňován u chovů s dvěma telíci sezónami během roku.

Bormann & Wilson (2010) uvádí, že vyřazování jalovic, které nezabřezly, vede z genetického hlediska ke zkreslení odhadu genetických parametrů, neboť právě tato zvířata jsou pravděpodobně ta, která mají špatnou plodnost. V této práci byly hodnoceny pouze jalovice, které alespoň jednou zabřezly a otelily se. Vzhledem ke struktuře naší databáze KUMP nebylo možné identifikovat jalovice, které nezabřezly, neboť se nezaznamenává datum přípuštění býka. Bormann & Wilson (2010) dále také tvrdí, že ke zkreslení výsledků může dojít i v případě, pokud jsou velké rozdíly mezi dcerami plemenných býků, a to pokud existuje genetická spojitost mezi konkrétním plemeníkem a sníženou plodností jeho dcer. Pokud pak dojde k eliminaci údajů dcer s horší plodností, dojde tím ke zvýhodnění horšího býka.

Jako významné efekty vysvětlující proměnlivost věku při prvním otelení byly nejčastěji uvedeny stádo narození nebo otelení, rok narození nebo otelení, popř. období a věk matky. Kombinaci efektů stádo–rok a věk matky použil např. Van der Westhuizen *et al.* (2001), Roughsedge *et al.* (2005) navíc zahrnul ještě období (ve sdruženém efektu

stádo–rok–období). Bormann & Wilson (2010) do modelové rovnice zahrnuli efekty stádo–rok ($P=0,0001$), věk matky ($P < 0,008$) a navíc efekt připouštěcího býka, který nebyl ve všech testovaných souborech statisticky průkazný. Věk matky zde byl rozdělen kategoricky (2, 3, 4, 5 až 10 a 11 let a více). V této studii se efekt stádo–rok ($P<0,0001$) a věk matky ($P < 0,01$) ukázaly také jako statisticky vysoce významné efekty. Významnost efektu stádo–rok potvrzují i Van der Westhuizen *et al.* (2001) a dodává, že efekt vysvětlil značný podíl celkové vysvětlené proměnlivosti vlastnosti věku při prvním otelení. Významnost efektu potvrzují i výsledky této dizertační práce. Szabó *et al.* (2006) označil jako nejvýznamnější efekt při hodnocení věku prvního otelení plemeno, které dle jeho studií vysvětluje 97.85% celkové proměnlivosti. Ačkoli má efekt plemene prokazatelný vliv na tuto vlastnost (Bormann & Wilson, 2010), většina autorů efekt do své studie nezahrnula z důvodu odhadu genetických parametrů pouze na jednoplemenných populacích. V této práci byl efekt plemene zohledněn ve skupině neznámých předků, a proto nebyl zařazen do samotné modelové rovnice. Szábo *et al.* (2006) dále uvádí, že efekt roku narození vysvětloval pouze 1,45% celkové proměnlivosti a nejméně vysvětlené proměnlivosti bylo efektem měsíc narození (0,68%). V této práci byly tyto dva efekty sloučeny do sdruženého efektu SRO narození, které vysvětlovalo kolem 57 % vysvětlené proměnlivosti.

Cammack *et al.* (2009) tvrdí, že koeficient dědivosti věku při prvním otelení dosahuje nízkých až středních hodnot. Toto tvrzení potvrdili i další autoři. Koots *et al.* (1994) uvádí nízkou dědivost (0,06). Dědivost nižší než 0,1 uvádí také Martínez–Vélazquez *et al.* (2003). Gutiérrez *et al.* (2002) publikoval koeficient dědivosti ve výši 0,235, Veselá *et al.* (2013) $h^2=0,23$. Goyache & Gutiérrez (2001) publikoval koeficient dědivosti vyšší, a to 0,27 pro populaci asturiana de los valles. Bormann & Wilson (2010) odhadl koeficient dědivosti $h^2=0,28$ pro plemeno aberdeen angus, $h^2=0,26$ pro plemeno limousine a $h^2=0,17$ pro plemeno simentál. Koeficient dědivosti věku prvního otelení v této dizertační práci dosahoval hodnoty $h^2=0,126$, což je hodnota nižší než uvádí většina autorů. V případě, že došlo k odhadu koeficientu dědivosti dle modelové rovnice, v níž byly zařazeny fixní efekty rok narození, věk matky, heterozní efekt krávy a náhodné efekty SRO narození a jedince (tedy finálně vybraná modelová rovnice kromě efektu chovu ve kterém došlo k prvnímu otelení), byl odhadnutý koeficient dědivosti $h^2=0,21$. Vysvětlením může být skutečnost, že chov narození bývá často shodný s chovem otelení matky, takže pokud není efekt chovu prvního otelení zařazen

do modelové rovnice, nedojde k jeho očištění a jeho podíl se dostane se do aditivní variability. Důsledkem je vyšší koeficient dědivost. Pokud byly SRO narození a rok narození nahrazeny v modelové rovnici SRO prvního otelení a rokem otelení, dosahovala hodnota koeficientu dědivosti $h^2=0,28-0,29$. Tyto hodnoty více odpovídají odhadům koeficientu dědivosti zahraničních autorů, nicméně efekt chovu prvního otelení krávy je důležitý a efekt SRO narození v modelové rovnici dosahoval v porovnání s SRO otelení vyššího podílu vysvětlené celkové proměnlivosti. Poměrně vysoký koeficient dědivosti byl stanoven Van der Westhuizenem *et al.* (2001) a to $h^2=0,4$. Také Kassab (1995), Singh *et al.* (1996) a Magana & Segura (1997) publikovali vysoké koeficienty dědivosti $h^2=0,46, 0,36$ a $0,46$.

V zahraniční literatuře se lze často setkat i s využitím tzv. věku při dosažení puberty (angl. age at puberty). Vlastnost je často využívána k „nahrazení“ vlastnosti věku prvního otelení. Věk dosažení puberty se používá jako ukazatel plodnosti jalovic i býčků a má vliv i na následně hodnocené reprodukční ukazatele. Reprodukčně aktivní jalovice dosáhnou dříve puberty a následně mají potenciál dříve zabřeznout. Věk dosažení puberty je ovlivněn mnoha faktory, nejvýznamnějšími z nich je tělesná hmotnost zvířete, jeho výživa a částečně i plemeno (Cammack *et al.*, 2009). Koeficient dědivosti věku při dosažení puberty se pohybuje v rozmezí od $0,10-0,67$ (Cushman *et al.*, 2008).

5.3.5 Mezdobí – testované modelové rovnice

Pro vytvoření modelové rovnice byly testovány tyto efekty: věk při prvním otelení (lineárně a kvadraticky), obtížnost prvního telení, plemeno, heterozní efekt krávy a její matky, rok narození, rok prvního otelení, měsíc prvního otelení krávy, SRO prvního otelení krávy, SRO narození krávy, status prvního narozeného telete (živé/mrtvé), hmotnost prvního telete při narození, četnost prvního porodu (jedináček, dvojčata, trojčata). Všechny efekty výše vyjmenované, až na četnost prvního porodu ($P=0,21$) byly statisticky průkazné na hladině významnosti $P<0,0001$, obtížnost prvního telení ($P=0,0001$), věk při prvním otelení lineárně ($P=0,03$). Pro sestavení modelové rovnice byly vybrány a použity následující fixní efekty: věk při prvním otelení (lineárně a kvadraticky), heterozní efekt krávy, obtížnost prvního telení a rok prvního otelení. Jako náhodné efekty byly použity SRO prvního otelení a efekt jedince (tab. 23). Při zahrnutí všech fixních efektů byl podíl vysvětlené proměnlivosti pouze 8 %, v případě zahrnutí plemene 9 %. Plemeno nebylo do modelové rovnice zařazeno z důvodu

zahrnutí efektu do tzv. genetických skupin neznámých předků (tab. 23). Nejvyšší podíl proměnlivosti byl vysvětlen sdruženým efektem SRO prvního otelení, díky němuž vzrostlo procento vysvětlené proměnlivosti na 28,51 %. Při jeho nahrazení efektem SRO narození krávy byl podíl vysvětlené proměnlivosti nižší (23,14%). Z toho důvodu byl proto při výpočtech upřednostněn efekt SRO prvního otelení před SRO narození. Navíc i z biologické podstaty mezidobí efekt SRO prvního otelení lépe podchycuje vlivy působící na první mezidobí krávy.

Tab. 23: Počty ve skupinách neznámých předků pro první mezidobí.

Plemeno	Počty v genetických skupinách neznámých předků			
	Otcové		Matky	
	Frekvence	%	Frekvence	%
Mléčná plemena	292	1,74	1 875	9,56
Český strakatý skot	829	4,94	3 680	18,76
Masný simentál	2 495	14,87	1 946	9,92
Belgické modrobílé	7	0,04	8	0,04
Highland	205	1,22	213	1,09
Galloway	314	1,87	344	1,75
Gascone	299	1,78	317	1,62
Hereford	3 785	22,55	1 855	9,46
Aberdeen angus	1 671	9,96	1 762	8,98
Charolais	4 399	26,21	4 626	23,59
Limousine	1 311	7,81	1 674	8,54
Blonde d'Aquitaine	579	3,45	669	3,41
Piemontese	450	2,68	500	2,55
Salers	138	0,82	127	0,65
Česká červinka	8	0,05	17	0,09

Minimální velikost SRO prvního otelení byl počet 4 jedinců, průměrná 12,88 jedinců. Nejčastěji se v SRO prvního otelení nacházelo 8 jedinců, v závislosti na velikosti chovu. Nejpočetnější SRO bylo tvořeno 129 jedinci. Do odhadu genetických parametrů bylo zahrnuto 2 174 tříd efektu SRO prvního otelení, 28 tříd roků prvního

otelení a 4 třídy obtížnosti prvního otelení. Matice příbuznosti obsahovala 76 778 jedinců (4 generace předků).

Tab. 24: Vybrané modelové rovnice a použité efekty pro genetické hodnocení mezidobí

Model	Jedinec	SRO otelení	Rok otelení	VPO	VPO ²	HET	OBT	Měsíc	R ²
1	N	N	F						28,52%
2	N	N	F	F	F				28,59%
3	N	N	F			F			28,55%
4	N	N	F				F		28,53%
5	N	N	F					F	32,81%
6	N	N	F	F	F	F		F	32,91%
7	N	N	F	F	F		F	F	32,90%
8	N	N	F			F	F	F	32,86%
9	N	N	F	F	F	F	F	F	32,93%

N – náhodný efekt, F – pevný (fixní) efekt, SRO – sdružený efekt stádo–rok–období prvního otelení, VPO – věk prvního otelení lineárně, VPO² – věk prvního otelení kvadraticky, HET – heterózní efekt jedince (krávy), OBT – obtížnost prvního telení, Měsíc – měsíc otelení krávy.

5.3.6 Mezidobí – odhadnuté genetické parametry

V tabulce 25 jsou uvedeny odhadnuté genetické parametry pro první mezidobí.

Tab. 25: Odhad genetických parametrů pro vybrané modelové rovnice pro první mezidobí.

Model	σ_a^2	SE	σ_{SRO}^2	SE	σ_e^2	SE	h ²
1	233,56	34,90	686,32	35,65	2079,20	35,80	0,078
2	241,15	35,26	686,96	35,69	2070,10	35,93	0,080
3	230,95	34,79	686,97	35,67	2080,10	35,75	0,077
4	232,83	34,88	686,44	35,66	2079,80	35,79	0,078
5	215,95	32,70	615,03	32,62	1965,80	33,64	0,077
6	222,11	33,02	620,56	32,84	1956,60	33,75	0,079
7	223,37	33,07	619,07	32,79	1956,70	33,78	0,080
8	212,36	32,57	616,45	32,66	1967,60	33,58	0,076
9	221,15	32,99	620,68	32,85	1957,30	33,74	0,079

σ_a^2 = aditivně genetická variance, σ_{SRO}^2 = variance efektu stádo–rok–období, σ_e^2 = reziduální variance, h² = koeficient dědivosti, SE = standardní chyba odhadu

5.3.7 Mezidobí – vybraná modelová rovnice

Na základě výsledků z tabulek 24 a 25 byla jako nejvhodnější vybrána modelová rovnice č. 8. Rovnice obsahuje všechny testované efekty z tabulky 24. Tato kombinace efektů vysvětluje nejvíce proměnlivosti z testovaných modelových rovnic. Aditivně genetická složka byla mírně vyšší u modelu č. 2 a 7. Model č. 7 neobsahoval heterozní efekt. Model č. 2 neobsahoval statisticky významné efekty obtížnosti telení ($P = 0,0001$), heterozní efekt ($P < 0,0001$) a efekt měsíce ($P < 0,0001$). Efekt obtížnosti prvního telení byl ale statisticky velmi významný a i z biologické podstaty má prokazatelný vliv na délku regenerace po porodu, tudíž i délku mezidobí provotelky. Efekt měsíce otelení má vzhledem k pevně danému období telící sezóny rovněž nezanedbatelný vliv. Významnost všech použitých efektů se odráží v množství vysvětlené proměnlivosti u modelu č. 8. Ta byla nejvyšší ze všech testovaných modelů.

$$Y_{ijklmno} = SRO_i + Rok_j + VPO_k + VPO_k^2 + Het_l + Obt_m + Mes_n + Jed_o + e_{ijklmno}$$

$Y_{ijklmno}$ = délka prvního mezidobí ve dnech

SRO_i = sdružený efekt stádo–rok–období prvního otelení, náhodný efekt, ve třídách ($i = 1, \dots, 2174$)

Rok_j = rok otelení krávy, fixní efekt, ve třídách ($j = 1, \dots, 29$)

VPO_k, VPO_k^2 = věk prvního otelení ve dnech lineárně a kvadraticky (fixní efekt)

Het_l = heteroze krávy – regrese na heterozygotnost krávy (fixní efekt)

Obt_m = obtížnost první otelení, fixní efekt, ve třídách ($m = 1, \dots, 4$)

Mes_n = měsíc první otelení, fixní efekt, ve třídách ($n = 1, \dots, 12$)

Jed_o = efekt jedince – přímý efekt, náhodný efekt ($o = 1, \dots, 76788$)

$e_{ijklmno}$ = náhodná reziduální chyba

5.3.8 Mezidobí – diskuze

Mezidobí je ekonomicky důležitou reprodukční vlastností. Aby byla kráva pro chovatele rentabilní, je potřeba, aby každý rok dala tele. U chovu bez TPM je tele jediným tržním produktem. Telení probíhá v tzv. telící sezóně. Vzhledem k tomu, že telící sezóna je časově omezena, je žádoucí, aby mezidobí nebylo kratší ani delší než 365 dní. Mezidobí kratší i delší s sebou přináší komplikace v managementu chovu a může postupně vést i k „vypadnutí“ krávy z telící sezóny. Krávy, jejichž mezidobí je pravidelně kratší než 365 dnů, se každý rok telí dříve než předchozí rok až do té doby, kdy narazí na limitní hranici telící sezóny. Werth *et al.* (1996) uvádí, že u krav, které se otelily úplně na začátku telící sezóny, pravděpodobně došlo k nástupu říje ještě před připouštěcí sezónou.

V dizertační práci bylo analyzováno pouze první mezidobí. První mezidobí je pro prvotelku náročné období. Jeho délka odráží i genetický potenciál krav vypořádat se s proběhlým porodem, vlastním deficitem živin a opětovným nástupem říje. Prvotelky mají po porodu delší dobu regenerace než starší krávy a první mezidobí tak často dosahuje hodnoty delší než 365 dnů. V použitém datovém souboru bylo zjištěno průměrné první mezidobí 390,43 dní. Důvodem obecně delšího prvního mezidobí je i to, že dvouleté krávy ještě nemají ukončený vlastní růst a stále rostou (i během březosti). Plod, který v sobě nosí, ale také vyžaduje přísun živin a v případě, že výživa krávy není dostatečná, je část živin odebrána na výživu plodu na úkor vlastní potřeby krávy. Po porodu musí kráva vynaložit energii na vlastní růst, metabolické pochody probíhající v těle, včetně laktace a ještě zároveň doplnit deficit energie a živin před nástupem další říje. Uvádí se, že kráva by měla být schopná zabřeznout během 80–85 dní po otelení (Werth *et al.*, 1996; Short *et al.*, 1990). Koeficient dědivosti pro nástup říje po porodu se pohybuje v rozmezí od $h^2=0,12$ do 0,38 (Cushman *et al.*, 2008; Mialon *et al.*, 2000). Rozdíly v délce říje existují i mezi jednotlivými plemeny. Cushman *et al.* (2008) a Lamond *et al.* (1971) uvádějí, že říje hereforda může být např. o 1,5 dne kratší než říje plemene aberdeen angus díky rozdílné délce folikulárních fází.

Selekce krav pouze na základě délky mezidobí s sebou přináší riziko výběru nesprávných jedinců. Krávy, jejichž první mezidobí je krátké, nemusí být nejlepší volbou, protože jejich mezidobí může být krátké jen kvůli pozdějšímu otelení. Gutiérrez *et al.* (2002) uvádí, že existuje vysoká korelace mezi věkem při prvním otelení a intervalem mezi následujícími oteleními. Vysoká korelace však nebyla v dizertační práci potvrzena. Selekcí jedinců nebo jejich potomků pouze na základě krátkého mezidobí může také nepřímo vyústit v selekci na pozdější věk prvního otelení. Z tohoto důvodu někteří autoři upřednostňují použití jiných vlastností definujících dobu otelení krávy. Mezi nejznámější patří tzv. datum otelení (angl. calving date) nebo dny do otelení (angl. days to calving). Konceptně se jedná o stejnou vlastnost. Datum otelení (CD) je definován jako datum otelení jalovice minus datum, ve který se otelila první jalovice skupiny – vrstevnice (Borman & Wilson, 2010) a dny do otelení (DtC) jsou definovány jako časový interval ve dnech od připuštění býka do stáda do otelení krávy (Gutiérrez *et al.*, 2002, Meyer *et al.*, 1990). Z výše uvedené definice vyplývá, že CD by byl pro použití v praxi výhodnější, neboť nevyžaduje další údaj o datu vpuštění býků do stád (Borman & Wilson, 2010; Gutiérrez *et al.*, 2002; MacGregor *et al.*, 1999).

Na druhou stranu DtC, neboli počet dní od vpuštění býka do stáda do otelení krávy, je snadno zaznamatelná vlastnost vhodná zejména do podmínek přirozené plemenitby masného skotu. Předpokládá se, že krávy, které zabřeznou krátce po vpuštění býka do stáda, se budou telit dříve než ty, které zabřezly později (MacGregor *et al.*, 1999; AGBU, 1995). Organizace Breedplan vyhodnocuje tuto vlastnost a předpovídá pro ni plemenné hodnoty. V případě, že nedošlo k otelení krávy, postupují tak, že krávkám jsou přiřazeny tzv. penalizační body. Kráva není z hodnocení vyloučena, neboť se pravděpodobně jedná o jedince se zhoršenou plodností. Ty je potřeba do výpočtu zařadit právě kvůli zahrnutí variability celé hodnocené populace. V minulosti se těmto kravám přiřazovaly fixní penalizační body – 380 dnů, avšak individuální přiřazování penalizačních bodů se zdá být vzhledem ke zvýšení variability hodnocených zvířat prospěšnější. Organizace Breedplan uvádí, že existuje vysoká genetická korelace mezi DtC u jalovic a krav, tudíž tyto vlastnosti mohou být hodnoceny jako jedna vlastnost a není třeba provádět samostatné hodnocení pro jalovice a krávy. Dále uvádějí, že koeficient dědivosti dosahuje hodnot $h^2=0,08$ a opakovatelnost znaku je $w=0,19$. Cushman *et al.* (2008) uvádí, že datum telení krávy je ovlivněno i stádiem říjového cyklu, ve kterém se kráva nacházela v okamžiku vpuštění býka do stáda. Lišit se bude i individuální délka říjového cyklu jednotlivých zvířat. Pro naši populaci je využití toho znaku vzhledem ke stavu databáze KUMP v současné době nemožné, neboť není plošně zaznamenáván datum vpuštění býka do stáda. Tento údaj si pravděpodobně chovatelé zaznamenávají, ale jeho hlášení není povinné.

Problematické by mohlo být i využití vlastnosti v kombinaci s využíváním harémů v chovu masného skotu v ČR. Na samotné zaznamenání data vpuštění býka do stáda vliv nemá, avšak efekt býka by měl být jedním z efektů modelové rovnice, neboť zabřeznutí může být výrazně ovlivněno právě oplozovací schopností býka. V současné době dochází k opravování původu po tzv. harémových býcích pouze u části populace telat (především u budoucích plemenných býčků). Opravení původu probíhá většinou při odstavu telat. Přesnost a spolehlivost hodnocení vlastnosti by se tak s opravenými údaji zvýšila, nicméně otázkou je, zda by efekt otce s velkým podílem harémových býků byl v modelové rovnici průkazný.

V zahraniční literatuře se častěji než se dny do otelení (DtC) setkáváme s datem otelení (angl. calving date – CD). Datum otelení je definováno jako počet dní od prvního otelení v telící sezóně stáda (Urioste *et al.*, 2007). Někteří autoři upřednostňují

použití této vlastnosti před použitím mezidobí (zvláště u sezónního telení). Argumentují tím, že stejně jako v případě DtC, selekce na délku mezidobí nemusí vyústit ve výběr zvířat s nejlepšími reprodukčními ukazateli, a že krátké mezidobí může být způsobeno i tím, že se kráva otelí pozdě v telící sezóně (MacGregor *et al.*, 1999). Podstatná je i příčina prvního pozdního otelení jalovice, např. fáze říjového cyklu jalovice při nástupu býka do stáda, kondice a zdravotní stav krávy. Většinu vlivů však nejsme schopni z dostupných databází dostatečně ošetřit. Obecně však opožděné zabřezávání v porovnání s ostatními vrstevnicemi ve stádě naznačuje zhoršené reprodukční ukazatele krav a tato zvířata by neměla být preferována při další využití v plemenitbě. Gutiérrez *et al.* (2002) také argumentuje výhodou využití CD tím, že nejsou potřeba záznamy o alespoň dvou oteleních, abychom získali údaj o mezidobí. Tato skutečnost pak vede k vyššímu počtu záznamů. Také v použité databázi KUMP nutnost zaznamenání dvou po sobě následujících otelení (první a druhé) k získání mezidobí vedla ke ztrátě 25% záznamů oproti potřebě mít pouze datum prvního otelení.

V případě pevně dané telící sezóny lze použít CD dle MacGregor *et al.* (1999). Ten počítal CD od pevně stanového data (1. července), což byl začátek telící sezóny. V případě, že se kráva otelila 1. července, byla jí jako CD přiřazena hodnota 1. Pokud se jiná kráva otelila následující den (2. července), byla jí přiřazena hodnota 2, atd. Data nebyla transformována. Van der Westhuizen *et al.* (2001) aplikoval stejný postup se začátkem telící sezóny 1. června. Gutiérrez *et al.* (2002) uvádí, že v jeho datovém souboru 2/3 otelení probíhají na jaře, a tak definoval dvě telící sezóny – první byla od 1. ledna do 30. června a druhá od 1. července do 31. prosince. Tento způsob by bylo možné aplikovat i na naši populaci masného skotu v ČR. Borman & Wilson (2010) zvolili postup, ve kterém se přiřazování hodnot řídilo individuálně v rámci skupiny vrstevnic. Pro každou jalovici se odečítal počet dnů od porodu první otelené jalovice ve skupině. Jalovice, která se otelila v rámci skupiny jako první, dostala hodnotu 1. Další otelené jalovice dostaly hodnotu odpovídající rozdílu dnů od data první otelené jalovice, než byla všem přiřazena odpovídající hodnota. Jalovice, které se neotelily vůbec, dostaly pevně dané penalizační body – 30, 60 nebo 90 dnů. Modelová rovnice pro hodnocení CD zahrnovala efekt stádo–rok, věk jalovice, ve kterém byla vpuštěna k býkovi a efekt samotného připouštěcího býka. Efekt věku se ale ukázal jako statisticky neprůkazný ($P < 0,09$). Koeficienty dědivosti se pak měnily v závislosti na přiřazené penalizační hodnotě, $h^2=0,07$ (CD30), $h^2=0,1$ (CD60) a $h^2=0,11$ (CD90).

Urioste *et al.* (2007) použili hodnotu posledního pozorovaného CD plus penalizační hodnotu 21 dní v případě, že se kráva neotelila. V porovnání s mezidobím jsou získané koeficienty dědivosti pro CD obecně vyšší, výsledky v literatuře uvádějí pro tuto vlastnost rozmezí od 0,03 do 0,21. Vyšší dědivost potvrzují např. i Gutiérrez *et al.* (2002) nebo Van der Westhuizen *et al.* (2001), kteří zároveň publikovali rozdílnou genetickou korelaci mezi těmito vlastnostmi. Gutiérrez *et al.* (2002) publikoval genetickou korelaci mezi CD a mezidobím -0,286 a Van der Westhuizen *et al.* (2001) publikoval hodnotu 0,75. Použití CD je pro naši populaci diskutabilní, neboť v rámci České republiky neexistuje pevně daná telící sezóna. Nejčteněji se telí v měsících leden až duben. Za toto období bylo oteleno přes 70 % celé populace (tab. 26).

Tab. 26: Frekvence prvního otelení dle měsíců.

Měsíc prvního otelení	Frekvence	%	Kumulativní %
Leden	4 840	15,53	15,53
Únor	5 833	18,72	34,25
Březen	7 823	25,10	59,35
Duben	4 484	14,39	73,74
Květen	2 145	6,88	80,62
Červen	1 484	4,76	85,39
Červenec	767	2,46	87,85
Srpen	562	1,80	89,65
Září	276	0,89	90,54
Říjen	265	0,85	91,39
Listopad	932	2,99	94,38
Prosinec	1 752	5,62	100,00
Celkem			31 163

Vlastnost mezidobí použili ve svých studiích např. Veselá *et al.* (2013); Gutiérrez *et al.* (2007); Roughsedge *et al.* (2005), Gutiérrez *et al.* (2002) nebo Westhuizen *et al.* (2001). Lze předpokládat, že pokud se vlastnost v modelové rovnici dostatečně ošetří, je použití srovnatelné s výše uvedenými vlastnostmi (CD, CtD). Tato vlastnost sice vyžaduje větší množství údajů (dvě data po sobě následujících otelení), nicméně je obecně použitelná do všech systémů chovu masného skotu v podmínkách České republiky, neboť datum narození telete je vždy zaznamenán.

Roughsedge *et al.* (2005) hodnotili mezidobí dle modelové rovnice s následujícími efekty: stádo–rok–období prvního otelení, stádo narození, věk prvního otelení (lineárně a kvadraticky), měsíc otelení (leden až prosinec). Gutiérrez *et al.*

(2007) použil efekt stádo–rok otelení, telící sezóna (leden až červen nebo červenec až prosinec), věk matky ve dnech a pohlaví telete. Efekt pohlaví telete byl v této disertaci také testován, ale nebyl statisticky významný ($P = 0,08$). Van der Westhuizen *et al.* (2001) zahrnul efekt stádo–rok narození (fixní efekt), rok otelení, věk matky. Dále uvedl, že stádo–rok narození vysvětluje největší množství proměnlivosti z výše zmíněných efektů. Podobné efekty použil rovněž Gutiérrez *et al.* (2002) – stádo otelení, rok otelení, telící sezóna (leden až červen nebo červenec až prosinec), pohlaví telete a věk matky. Veselá *et al.* (2013) použila efekty SRO prvního otelení, stádo narození, měsíc prvního otelení, věk prvního otelení (lineárně a kvadraticky), obtížnost prvního telení a heterozní koeficient krávy. Většina těchto efektů byla použita i ve zvolené modelové rovnici, neboť vzhledem k použití stejné databáze byla podobná i statistická významnost jednotlivých efektů.

Yagüe *et al.* (2009) odhadoval genetické parametry pomocí bayesovského přístupu a do modelové rovnice zahrnul efekty: věk krávy (ve třídách), pohlaví telete (býček, jalovice, dvojčata), období telení (leden až březen, duben až červen, červenec až září, říjen až prosinec), rok otelení a stádo. Model také zahrnoval trvalé prostředí matky, neboť hodnotil všechna otelení (nejen první). Yagüe *et al.* (2009) zjistil, že s rostoucím věkem krávy roste i délka jejího mezidobí. Takže zatímco tříleté krávy měli mezidobí kolem 381,1 dní, krávy, které byly starší více než 10 let, měly mezidobí 429 dní.

Koeficient dědivosti prvního mezidobí odhadnutý v této práci byl nízký $h^2=0,07-0,08$. Tato hodnota je srovnatelná s dalšími autory. Gutiérrez (2007) a Goyache & Gutiérrez (2001) publikovali koeficient dědivost $h^2=0,12$. Roughsedge *et al.* (2005) odhadoval genetické parametry pro čtyři plemena, jejichž koeficient dědivosti byl v rozmezí $h^2=0,04-0,13$ v závislosti na zvoleném plemeni. Nejnižší hodnota koeficientu dědivosti byla zjištěna u plemene limousine ($h^2=0,043$). Pro plemena aberdeen angus, simentál a south devon byly hodnoty vyšší ($h^2=0,09$; 0,125 a 0,10). Nízkou dědivost ($h^2=0,085$ a $h^2=0,01$) publikovali také Yagüe *et al.* (2009) a Van der Westhuizen *et al.* (2001). Koots *et al.* (2002) odhadoval genetické parametry zvláště pro jalovice a krávy. Koeficienty dědivosti mezidobí byly odlišné, ale obě hodnoty byly nízké ($h^2=0,06$ pro jalovice a $h^2=0,01$ pro krávy). Zjištěny byly ale i vyšší koeficienty dědivosti. Mercadante (2000) uvádí rozmezí od $h^2=0,08$ do 0,26 pro populaci skotu plemene nellore. Gutiérrez *et al.* (2002) publikoval koeficient dědivosti v rozmezí $h^2=0,2-0,3$. Téměř střední koeficient dědivosti ($h^2=0,39$) odhadla Veselá *et al.* (2013).

Opakovatelnost vlastnosti byla 0,132 (Yagüe *et al.*, 2009). Werth *et al.* (1996) uvádí, že opakovatelnost mezidobí je ovlivněna interakcí mezi rokem otelení a pořadím otelení a že krávy, které měly relativně dlouhý interval mezi dvěma oteleními, byly schopny zabřeznout dříve v porovnání s těmi s krátkým intervalem. Werth *et al.* (1996) proto také dále tvrdí, že existuje negativní asociace mezi prvním a druhým mezidobím. To znamená, že krávy s relativně krátkým prvním mezidobím mají tendenci mít druhé mezidobí dlouhé.

5.3.9 Dlouhověkost – modelová rovnice

Modelová rovnice pro hodnocení dlouhověkosti (D) a produkční dlouhověkosti (PD) byla vytvořena na základě testování těchto efektů: věk při prvním otelení (lineárně a kvadraticky), průměrná celoživotní obtížnost telení, plemeno, heterozní efekt krávy a její matky, rok narození, rok posledního otelení, SRO posledního otelení krávy, SRO narození krávy, status posledního narozeného telete (živé/mrtvé), hmotnost posledního telete při narození, četnost posledního porodu (jedináček, dvojčata, trojčata). Na základě statistické průkaznosti a biologické podstaty jednotlivých efektů byly vybrány a testovány modelové rovnice obsahující efekt roku posledního otelení, věku při prvním otelení (lineárně a kvadraticky), heterozní efekt krávy a její matky, průměrnou obtížnost telení a náhodné efekty SRO posledního otelení a efekt jedince (tab. 27). Podíly vysvětlené proměnlivosti pro D a PD78, 90, 150 a 160 (cenzorovaná data) na základě testovaných modelových rovnic jsou zobrazeny v tab. 28.

Tab. 27: Vybrané modelové rovnice a použité efekty pro hodnocení dlouhověkosti (D a PD).

Model	Jedinec	SRO otelení	Rok otelení	VPO	VPO ²	HETj	HETm	OBTp
1	N	N	F					
2	N	N	F	F	F			
3	N	N	F			F	F	
4	N	N	F					F
5	N	N	F	F	F	F	F	
6	N	N	F	F	F			F
7	N	N	F			F	F	F
8	N	N	F	F	F	F	F	F

N – náhodný efekt, F – pevný (fixní) efekt, SRO – sdružený efekt stádo–rok–období posledního otelení, VPO – věk prvního otelení lineárně, VPO² – věk prvního otelení kvadraticky, HETj – heterózní efekt jedince (krávy), HETm – heterózní efekt matky krávy, OBTP – průměrná obtížnost telení za život krávy.

Tab. 28: Podíl vysvětlené proměnlivosti modelu.

Model	D	PD78	PD90	PD150	PD160
1	72,56%	57,49%	62,76%	72,15%	72,61%
2	72,59%	60,83%	64,35%	72,36%	72,79%
3	72,95%	57,63%	62,94%	72,39%	72,84%
4	72,85%	57,85%	63,10%	72,39%	72,83%
5	72,99%	61,01%	64,57%	72,62%	73,03%
6	72,88%	61,26%	64,74%	72,62%	73,03%
7	73,24%	57,99%	63,29%	72,64%	73,06%
8	73,28%	61,44%	64,96%	72,88%	73,27%

D – dlouhověkost, PD – produkční dlouhověkost v 78, 90, 150 nebo 160 měsících

Pro dlouhověkost (D) všechny zmiňované efekty byly statisticky průkazné na hladině významnosti $P < 0,0001$, věk prvního otelení (kvadraticky) byl na hladině významnosti $P=0,0087$. Fixní efekty v modelové rovnici dokázaly vysvětlit pouze 11,03 % celkové proměnlivosti vlastnosti. Po zahrnutí náhodného efektu SRO posledního otelení množství vysvětlené proměnlivosti vzrostlo na 82,97 %. V případě, že bylo použito SRO narození, bylo celkové množství vysvětlené proměnlivosti nižší (51,98 %). Status narozeného telete při posledním otelení nebyl navzdory statistické průkaznosti kvůli malému množství vysvětlené proměnlivosti zařazen do modelové rovnice. Po

zařazení toho efektu byla proměnlivost vysvětlená modelem stále 82,97 %, nicméně z výsledků vyplývá, že dlouhověkost (D) u krav, jimž se narodilo živé tele, byla delší než v případě narození mrtvého telete (tab. 29).

Tab. 29: Rozdíl v dlouhověkosti krav dle statusu narozeného telete na základě rozdílů nejmenších čtverců GLM/SAS.

Status narozeného telete	Dlouhověkost (roky)
Živě narozené	4,370
Mrtvě narozené	4,075

Pro produkční dlouhověkost (PD) byly testovány stejné efekty jako pro dlouhověkost (D). Vyhodnocovanou vlastností byla produkční dlouhověkost v 78, 90, 150 a 160 měsících. Pro všechny tyto kategorie byly testovány stejné modelové rovnice. Pro produkční dlouhověkost v 78 měsících byly všechny vybrané efekty, kromě věku prvního otelení definovaného kvadraticky ($P=0,5169$) a heterozního efektu matky ($P=0,3286$) statisticky průkazné na hladině $P < 0,0001$. Pro PD90 byl heterozní efekt matky již průkazný ($P=0,0207$), nicméně efekt věku při prvním otelení kvadraticky nebyl průkazný ($P=0,6721$). Pro PD150 již oba zmiňované efekty dosáhly statisticky významné průkaznosti $P=0,0006$ (věk prvního otelení kvadraticky) a $P<0,0001$ (heterozní efekt matky). V modelové rovnici pro PD160 dosahovaly všechny efekty statistické průkaznosti na hladině $P < 0,0001$. Dle výsledků lze usuzovat, že se zvyšujícím se věkem, ve kterém byla hodnocena produkční dlouhověkost, rostl význam efektu věku při prvním otelení i heterozního efektu matky. Vztah mezi věkem při prvním otelení a dlouhověkostí uvádí ve své práci i Jungwirth (2016). Dle výzkumu, který prováděl na plemeni aberdeen angus z dat KUMP za roky 2003–2015 uvádí, že s rostoucím věkem prvního otelení se zvyšovala i dlouhověkost krav. Rozdíl mezi skupinou otelenou do 28 měsíců a poprvé otelenými nad 36 měsíců byl 1,46 let. Tento rozdíl byl statisticky průkazný ($P < 0,001$).

Spolu se zvyšujícím se věkem, ve kterém byla hodnocena produkční dlouhověkost, rostlo i procento vysvětlené proměnlivosti pomocí pevných efektů a to následovně – 24,61% (PD78), 23,16% (PD90), 31,70% (PD150), 33,44% (PD160). V případě, že byl zahrnut efekt SRO posledního otelení, dosahovalo procento vysvětlené proměnlivosti těchto hodnot – 82,97 % (PD78), 83,75 % (PD90), 83,45 % (PD150), 83,42 % (PD160).

Pro úplná data (cenzorovaná + necenzorovaná):

Minimální velikost SRO posledního otelení byl počet 4 jedinců, průměrná 16,63 jedinců. Nejčastěji se v SRO prvního otelení nacházelo kolem 9 jedinců, v závislosti na velikosti chovu. Nejpočetnější SRO bylo tvořeno 269 jedinci. Do odhadu genetických parametrů bylo zahrnuto 1147 tříd efektu SRO posledního otelení a 28 tříd roku posledního otelení krávy. Matice příbuznosti obsahovala 64 319 jedinců (4 generace předků).

Pro necenzorovaná data byly použity stejné efekty jako pro úplná data. Podrobnější vliv jednotlivých efektů nebyl testován, avšak testované efekty dosahovaly podobných nebo stejných statistických průkazností jako pro úplná data (cenzorovaná + necenzorovaná). Velikost efektu SRO byla následující:

Minimální velikost SRO posledního otelení byl počet 4 jedinců, průměrná 17,9 jedinců. Nejčastěji se v SRO prvního otelení nacházelo kolem 8 jedinců, v závislosti na velikosti chovu. Nejpočetnější SRO bylo tvořeno 232 jedinci. Do odhadu genetických parametrů bylo zahrnuto 767 tříd efektu SRO posledního otelení a 28 tříd roku posledního otelení krávy. Matice příbuznosti obsahovala 43 613 jedinců (4 generace předků).

Efekt plemene byl pro oba typy výpočtu zahrnut ve skupině neznámých předků. V tabulce 30 jsou znázorněny počty ve skupinách neznámých předků pro D a PD (cenzorovaná data).

Tab. 30: Počty ve skupinách neznámých předků.

Plemeno	Počty v genetických skupinách neznámých předků			
	Otcové		Matky	
	Frekvence	%	Frekvence	%
Mléčná plemena	314	2,05	3 268	18,76
Český strakatý skot	774	5,06	3 085	17,71
Masný simentál	2 176	14,24	1 575	9,04
Belgické modrobílé	2	0,01	2	0,01
Highland	180	1,18	177	1,02
Galloway	296	1,94	296	1,70
Gascone	312	2,04	307	1,76
Hereford	3 664	23,98	1 532	8,79
Aberdeen angus	1 569	10,27	1 370	7,86
Charolais	3 759	24,60	3 578	20,54
Limousine	1 265	8,28	1 271	7,30
Blonde d'Aquitaine	503	3,29	509	2,92
Piemontese	339	2,22	335	1,92
Salers	127	0,83	114	0,65
Česká červinka	2	0,01	2	0,01

5.3.10 Dlouhověkost (D) – odhadnuté genetické parametry

Genetické parametry dlouhověkosti (D) odhadnuté na základě testovaných modelových rovnic jsou znázorněny v tab. 31.

Tab. 31: Odhad genetických parametrů pro vybrané modelové rovnice pro hodnocení dlouhověkosti (D).

Model	σ_a^2	SE	σ_{SRO}^2	SE	σ_e^2	SE	h^2
1	0,67	0,04	16,71	0,73	1,18	0,03	0,036
2	0,67	0,04	16,59	0,73	1,18	0,03	0,036
3	0,67	0,04	16,50	0,70	1,16	0,03	0,036
4	0,67	0,04	16,50	0,72	1,16	0,03	0,036
5	0,62	0,04	16,19	0,71	1,20	0,03	0,034
6	0,67	0,04	16,36	0,72	1,16	0,03	0,037
7	0,62	0,04	16,12	0,70	1,19	0,03	0,035
8	0,62	0,04	15,95	0,70	1,19	0,03	0,035

σ_a^2 = aditivně genetická variance, σ_{SRO}^2 = variance efektu stádo–rok–období posledního otelení, σ_e^2 = reziduální variance, h^2 = koeficient dědivosti, SE = standardní chyba odhadu.

5.3.11 Produkční dlouhověkost (PD) – odhadnuté genetické parametry

Genetické parametry pro produkční dlouhověkost byly odhadovány dvouznakovým modelem, a to pro kombinaci PD78/150 a PD90/160. Výsledky odhadu pro všechna data (cenzorovaná + necenzorovaná) jsou znázorněny v tabulkách 32 a 33, výsledky odhadu pouze pro nenzorovaná data jsou uvedena v tab. 34 a 35.

Tab. 32: Odhad genetických parametrů pro vybrané modelové rovnice pro hodnocení produkční dlouhověkosti v 78 (PD78) a 150 měsících (PD150), celá data (cenzorovaná + necenzorovaná).

Model	Znak	σ^2_{sro} (SE)	σ^2_{a} (SE)	cov_{gen}	r_G	σ^2_{e} (SE)	cov_{rez}	r_{rez}	h^2
1	PD78	2,290 (0,106)	0,255 (0,016)	0,392 (0,029)	0,781	0,538 (0,013)	0,850 (0,024)	0,733	0,083
	PD150	16,828 (0,755)	0,990 (0,068)			2,500 (0,057)			0,049
2	PD78	1,998 (0,093)	0,231 (0,015)	0,377 (0,028)	0,792	0,504 (0,012)	0,831 (0,024)	0,742	0,085
	PD150	16,180 (0,728)	0,983 (0,068)			2,489 (0,057)			0,050
3	PD78	2,242 (0,104)	0,249 (0,015)	0,369 (0,028)	0,779	0,541 (0,013)	0,864 (0,024)	0,735	0,082
	PD150	16,290 (0,732)	0,898 (0,066)			2,553 (0,057)			0,046
4	PD78	2,241 (0,104)	0,255 (0,015)	0,393 (0,029)	0,781	0,532 (0,013)	0,838 (0,024)	0,730	0,084
	PD150	16,543 (0,743)	0,989 (0,067)			2,475 (0,057)			0,049
5	PD78	1,942 (0,090)	0,223 (0,014)	0,349 (0,028)	0,785	0,509 (0,012)	0,847 (0,023)	0,745	0,083
	PD150	15,606 (0,703)	0,886 (0,066)			2,545 (0,056)			0,047
6	PD78	1,945 (0,090)	0,230 (0,014)	0,376 (0,028)	0,791	0,497 (0,012)	0,818 (0,023)	0,739	0,086
	PD150	15,869 (0,715)	0,981 (0,067)			2,464 (0,057)			0,051
7	PD78	2,192 (0,101)	0,249 (0,015)	0,368 (0,028)	0,780	0,536 (0,013)	0,852 (0,024)	0,732	0,084
	PD150	15,998 (0,720)	0,896 (0,065)			2,529 (0,056)			0,046
8	PD78	1,888 (0,088)	0,222 (0,088)	0,347 (0,027)	0,785	0,502 (0,012)	0,835 (0,023)	0,742	0,085
	PD150	15,286 (0,690)	0,882 (0,690)			2,521 (0,056)			0,047

σ^2_{sro} = variance efektu stádo-rok-období posledního otelení; σ^2_{a} = aditivně genetická variance, cov_{gen} = genetická kovariance; r_G = genetická korelace; σ^2_{e} = reziduální variance; cov_{rez} = reziduální kovariance; r_{rez} = prostředová korelace; SE = standardní chyba odhadu; h^2 = koeficient dědivosti.

Tab. 33: Odhad genetických parametrů pro vybrané modelové rovnice pro hodnocení produkční dlouhověkosti v 90 (PD90) a 160 měsících (PD160), celá data (cenzorovaná + necenzorovaná).

Model	Znak	σ^2_{sro} (SE)	σ^2_{a} (SE)	cov_{gen}	r_G	σ^2_{e} (SE)	cov_{rez}	r_{rez}	h^2
1	PD90	4,253 (0,193)	0,368 (0,022)	0,542 (0,038)	0,847	0,750 (0,018)	1,194 (0,032)	0,806	0,069
	PD160	18,703 (0,840)	1,113 (0,078)			2,923 (0,066)			0,049
2	PD90	3,869 (0,176)	0,354 (0,022)	0,534 (0,038)	0,851	0,722 (0,018)	1,176 (0,032)	0,811	0,072
	PD160	17,964 (0,810)	1,110 (0,078)			2,910 (0,066)			0,050
3	PD90	4,148 (0,189)	0,354 (0,022)	0,502 (0,038)	0,843	0,759 (0,018)	1,277 (0,032)	0,809	0,067
	PD160	18,085 (0,814)	1,004 (0,075)			2,988 (0,065)			0,045
4	PD90	4,171 (0,190)	0,367 (0,022)	0,541 (0,038)	0,847	0,742 (0,018)	1,180 (0,032)	0,804	0,070
	PD160	18,389 (0,827)	1,111 (0,077)			2,897 (0,066)			0,050
5	PD90	3,752 (0,171)	0,337 (0,021)	0,489 (0,037)	0,845	0,732 (0,018)	1,202 (0,031)	0,814	0,070
	PD160	17,306 (0,782)	0,995 (0,075)			2,978 (0,065)			0,047
6	PD90	3,780 (0,172)	0,352 (0,021)	0,531 (0,038)	0,851	0,714 (0,018)	1,161 (0,031)	0,809	0,073
	PD160	17,622 (0,795)	1,107 (0,077)			2,884 (0,066)			0,051
7	PD90	4,064 (0,185)	0,352 (0,022)	0,500 (0,037)	0,843	0,751 (0,018)	1,204 (0,031)	0,807	0,068
	PD160	17,763 (0,800)	1,001 (0,075)			2,962 (0,065)			0,046
8	PD90	3,661 (0,167)	0,335 (0,021)	0,486 (0,037)	0,844	0,724 (0,017)	1,187 (0,031)	0,812	0,071
	PD160	16,954 (0,767)	0,990 (0,075)			2,952 (0,065)			0,047

σ^2_{sro} = variance efektu stádo-rok-období posledního otelení; σ^2_{a} = aditivně genetická variance, cov_{gen} = genetická kovariance; r_G = genetická korelace; σ^2_{e} = reziduální variance; cov_{rez} = reziduální kovariance; r_{rez} = prostředová korelace; SE = standardní chyba odhadu; h^2 = koeficient dědivosti.

Tab. 34: Odhad genetických parametrů pro vybrané modelové rovnice pro hodnocení produkční dlouhověkosti v 78 (PD78) a 150 měsících (PD150) – necenzorovaná data.

Model	Znak	σ^2_{SRO} (SE)	σ^2_a (SE)	cov_{gen}	r_G	σ^2_e (SE)	cov_{rez}	r_{rez}	h^2
1	PD78	1,871 (0,106)	0,341 (0,201)	0,461 (0,028)	0,815	0,386 (0,016)	0,360 (0,022)	0,628	0,131
	PD150	8,118 (0,447)	0,939 (0,050)			0,851 (0,038)			0,095
2	PD78	1,715 (0,098)	0,320 (0,019)	0,447 (0,028)	0,816	0,371 (0,015)	0,368 (0,021)	0,654	0,133
	PD150	8,047 (0,443)	0,936 (0,050)			0,854 (0,038)			0,095
3	PD78	1,866 (0,106)	0,338 (0,020)	0,449 (0,028)	0,815	0,388 (0,016)	0,366 (0,021)	0,630	0,130
	PD150	8,087 (0,445)	0,900 (0,050)			0,871 (0,038)			0,091
4	PD78	1,836 (0,104)	0,341 (0,020)	0,461 (0,028)	0,815	0,381 (0,016)	0,350 (0,021)	0,621	0,133
	PD150	7,995 (0,440)	0,938 (0,050)			0,832 (0,038)			0,096
5	PD78	1,706 (0,097)	0,314 (0,019)	0,431 (0,027)	0,813	0,374 (0,015)	0,376 (0,021)	0,658	0,131
	PD150	8,003 (0,441)	0,894 (0,050)			0,875 (0,038)			0,092
6	PD78	1,677 (0,095)	0,319 (0,019)	0,445 (0,027)	0,816	0,365 (0,015)	0,358 (0,021)	0,648	0,135
	PD150	7,910 (0,436)	0,934 (0,050)			0,835 (0,038)			0,096
7	PD78	1,831 (0,104)	0,337 (0,020)	0,448 (0,028)	0,815	0,383 (0,016)	0,356 (0,021)	0,623	0,132
	PD150	7,963 (0,438)	0,897 (0,049)			0,853 (0,038)			0,092
8	PD78	1,668 (0,095)	0,313 (0,019)	0,429 (0,027)	0,812	0,368 (0,015)	0,366 (0,021)	0,652	0,133
	PD150	7,864 (0,433)	0,891 (0,049)			0,858 (0,038)			0,093

σ^2_{SRO} = variance efektu stádo-rok-období posledního otelení; σ^2_a = aditivně genetická variance, cov_{gen} = genetická kovariance; r_G = genetická korelace; σ^2_e = reziduální variance; cov_{rez} = reziduální kovariance; r_{rez} = prostředová korelace; SE = standardní chyba odhadu; h^2 = koeficient dědivosti.

Tab. 35: Odhad genetických parametrů pro vybrané modelové rovnice pro hodnocení produkční dlouhověkosti v 90 (PD90) a 160 měsících (PD160) – necenzorovaná data.

Model	Znak	σ^2_{SRO} (SE)	σ^2_a (SE)	cov_{gen}	r_G	σ^2_e (SE)	cov_{rez}	r_{rez}	h^2
1	PD90	3,254 (0,181)	0,466 (0,026)	0,594 (0,034)	0,882	0,476 (0,020)	0,475 (0,026)	0,725	0,111
	PD160	8,299 (0,457)	0,974 (0,052)			0,900 (0,040)			0,096
2	PD90	3,088 (0,172)	0,454 (0,026)	0,584 (0,034)	0,881	0,470 (0,020)	0,481 (0,026)	0,739	0,113
	PD160	8,223 (0,454)	0,971 (0,052)			0,903 (0,040)			0,096
3	PD90	3,243 (0,181)	0,458 (0,026)	0,575 (0,034)	0,881	0,481 (0,020)	0,485 (0,026)	0,729	0,109
	PD160	8,267 (0,455)	0,932 (0,052)			0,922 (0,040)			0,092
4	PD90	3,199 (0,178)	0,466 (0,026)	0,594 (0,034)	0,882	0,468 (0,020)	0,462 (0,026)	0,720	0,113
	PD160	8,174 (0,450)	0,972 (0,052)			0,881 (0,039)			0,097
5	PD90	3,071 (0,172)	0,442 (0,026)	0,562 (0,034)	0,878	0,476 (0,020)	0,493 (0,034)	0,742	0,111
	PD160	8,178 (0,451)	0,927 (0,052)			0,926 (0,040)			0,092
6	PD90	3,029 (0,169)	0,452 (0,026)	0,583 (0,034)	0,880	0,462 (0,020)	0,469 (0,026)	0,734	0,115
	PD160	8,084 (0,446)	0,969 (0,052)			0,884 (0,040)			0,097
7	PD90	3,188 (0,178)	0,457 (0,026)	0,574 (0,340)	0,880	0,473 (0,020)	0,473 (0,026)	0,724	0,111
	PD160	8,141 (0,449)	0,929 (0,051)			0,904 (0,039)			0,093
8	PD90	3,011 (0,168)	0,440 (0,025)	0,559 (0,033)	0,877	0,468 (0,020)	0,481 (0,025)	0,738	0,112
	PD160	8,036 (0,444)	0,923 (0,051)			0,908 (0,040)			0,094

σ^2_{SRO} = variance efektu stádo-rok-období posledního otelení; σ^2_a = aditivně genetická variance, cov_{gen} = genetická kovariance; r_G = genetická korelace; σ^2_e = reziduální variance; cov_{rez} = reziduální kovariance; r_{rez} = prostředová korelace; SE = standardní chyba odhadu; h^2 = koeficient dědivosti

5.3.12 Dlouhověkost a produkční dlouhověkost – vybraná modelová rovnice

Na základě výsledků z tabulek 27–33 byla jako nejvhodnější modelová rovnice pro hodnocení dlouhověkosti i produkční dlouhověkosti vybrána modelová rovnice č. 8, ve které byly zahrnuty všechny testované efekty z tabulky 27. Tato kombinace efektů vysvětluje nejvíce proměnlivosti z testovaných modelových rovnic u všech pěti vlastností (tab. 28), i když podíl aditivně genetické složky byl v několika případech srovnatelný. Mezi stanovenými koeficienty dědivosti nebyl velký rozdíl.

$$Y_{ijklmno} = SRO_i + Rok_j + VPO_k + VPO_k^2 + Het_j + Het_m + Obtp_n + Jed_o + e_{ijklmno}$$

$Y_{ijklmno}$ = Dlouhověkost nebo produkční dlouhověkost v 78, 90, 150 a 160 dnech

SRO_i = sdružený efekt stádo–rok–období posledního otelení (náhodný efekt) ($i = 1, \dots, 1147$)

Rok_j = rok otelení krávy, fixní efekt, ve třídách ($j = 1, \dots, 29$)

VPO_k, VPO_k^2 = věk prvního otelení ve dnech lineární a kvadratická regrese (fixní efekt)

Het_j = heteroze krávy – regrese na heterozygotnost krávy (fixní efekt)

Het_m = heteroze matky – regrese na heterozygotnost matky krávy (fixní efekt)

$Obtp_n$ = průměrná obtížnost otelení, fixní efekt, ve třídách ($m = 1, \dots, 4$)

Jed_o = efekt jedince – přímý efekt (náhodný efekt)

$e_{ijklmno}$ = náhodná reziduální chyba

5.3.13 Dlouhověkost (D) – diskuze

Pro cenzorovaná data byla předpokládaná dlouhověkost dopočítána podle Brotherstone *et al.* (1997) na základě pravděpodobností přechodu krávy z jednoho otelení do následujícího. Tyto pravděpodobnosti byly vypočítány z celé populace krav se známým datem vyřazení ($n=36\ 426$) a jsou zobrazeny v tabulce 19. Podobně postupoval i Pool *et al.* (2005), kdy počítali pravděpodobnost toho, že se kráva dostane do následujícího otelení. Výsledkem pro první čtyři otelení byly následující pravděpodobnosti – 0,73, 0,8, 0,84 a 0,80. Pravděpodobnosti získané na základě výpočtu v této studii vycházejí shodně s pravděpodobnostmi vypočtenými pro celou populaci pro přechod z prvního do druhého a z druhého do třetího otelení s hodnotami 0,73 a 0,79. Následující dvě pravděpodobnosti pro přechod ze třetího do čtvrtého a ze čtvrtého do pátého otelení měly hodnoty 0,81 a 0,87. Poté došlo k poklesu pravděpodobnosti na 0,77. Trend pozorovaný u populace masného skotu v Irsku, který

popsal Pool *et al.* (2005) byl podobný. Pravděpodobnost přechodu do následujícího otelení postupně rostla do třetího otelení a poté následoval pokles. Rozdíly v pravděpodobnostech mezi populacemi mohou být způsobeny rozdílným managementem ve stádech obou zemí, rozdílnou strukturou populace nebo odlišnou úrovní reprodukce a genetické úrovně plemen.

Van der Westhuizen *et al.* (2001) uvádí, že pravděpodobnost přechodu krav do následujícího otelení ve věku 36, 48, 60, 72 a 84 měsíců byla následující – 0,76, 0,8, 0,78, 0,8 a 0,79 a tak se podíl vyřazených nebo poražených krav ze stáda mírně lišil od vypočtených pravděpodobností populace masného skotu v ČR. Pravděpodobnosti stanovené v mém souboru byly 0,73, 0,79, 0,81, 0,87 a 0,77 při věku ve 35, 52, 66, 79 a 91 měsících. Pravděpodobnost přežití z druhého do třetího otelení je větší než z prvního do druhého otelení. Nejnižší pravděpodobnost vyřazení krav je na přechodu mezi čtvrtým a pátým otelením a poté dále klesá. Van der Westhuizen *et al.* (2001) tvrdí, že nejčastějším důvodem vyřazení zvířat a jejich následné porážky je neschopnost krávy zabřeznout a otelit se v předchozí chovatelské sezóně a uvádí, že 22% procent krav ve věku 24 měsíců byla z tohoto důvodu vyřazena. V použitém datovém souboru nebyl důvod vyřazení krávy znám, neboť se tato informace v ústřední evidenci ani KUMP nezaznamenává.

Pravděpodobnosti počítané pro jednotlivá plemena se mohou lišit od hodnot získaných na základě výpočtů z celé populace. Samostatný výpočet pravděpodobností byl možný pouze u dvou nejpočetnějších plemen, a to u charolais a aberdeen angus (tab. 19). U méně početných plemen byly pravděpodobnosti vzhledem k velikosti populací zkreslené. Pravděpodobnosti byly počítány z malého množství údajů a tak zejména u vyšších pořadí otelení byly velmi ovlivněny a zkresleny.

Plemeno aberdeen angus dosahuje celkově vyšší pravděpodobností přežití do následujícího otelení (tab. 19). Výjimku tvoří nižší pravděpodobnost přežití z prvního do druhého otelení. Vzhledem k tomu, že plemeno aberdeen angus je považováno za dlouhověké a plodné plemeno, kladou se na reprodukční schopnosti krav vyšší nároky. Je tak pravděpodobné, že krávy, které měly na prvním otelení nějaký problém, budou vyřazeny s vyšší pravděpodobností než krávy se stejným problémem jiného plemene.

Nižší brakační podíl v porovnání se zbytkem populace nebo plemenem charolais si aberdeen angus drží celý život (tab. 19). Naopak, pozdně dospívající charolais, které

je chováno pro intenzivní výkrm a produkci dosahuje obecně nižších pravděpodobností přechodu do dalšího otelení než je tomu u plemene aberdeen angus. Nicméně pravděpodobnosti přežití do dalšího otelení jsou na stejné a často vyšší úrovni než je tomu v porovnání s pravděpodobnostmi v celé populaci. Tato skutečnost poukazuje na velmi dobrou plodnost populace charolais v České republice. Venot *et al.* (2013) zveřejnili pravděpodobnosti přežití do dalších otelení pro populaci charolais ve Francii. Pravděpodobnosti zde dosahovaly většinou nižších hodnot, než které byly zjištěny u české populace. Rozdíly mezi populacemi jsou viditelné zejména do 6. otelení, poté již nejsou patrné větší rozdíly. U charolais v ČR je nejvyššího vyřazování dosahováno u přechodu mezi 7. a 9. otelením. Průběh křivky pro české a francouzské charolais může být ovlivněn počtem zahrnutých zvířat. Zatímco pro plemeno charolais ve Francii má křivka hladký průběh, pro populaci zvířat v ČR je průběh „pokřivený“. Důvodem je především počet zvířat, z kterého byly pravděpodobnosti počítány. V této studii bylo použito 7 556 otelení (1 745 krav) plemene charolais, zatímco ve Francii bylo do analýzy zahrnuto přes milion krav. Pravděpodobnosti přechodu do dalšího otelení pro celou populaci, ať už zahrnují nebo nezahrnují plemena charolais a aberdeen angus, se podobají pravděpodobnostem nalezených u plemene charolais. Brigham *et al.* (2007) publikovali pravděpodobnosti krav u červeného rázu aberdeen angus dosáhnout věku 3, 4, 5 a 6 let. Pravděpodobnost dosažení věku 4 let z 3 let byla 0,67. Téměř shodná hodnota byla nalezena i v českém vyhodnocovaném souboru (0,68). Pravděpodobnosti však dále neustále klesaly. Pro přechod ze 4 na 5 let už byla pravděpodobnost jen 0,58, a pro dosažení 6 let jen 0,5.

Pool *et al.* (2005) prováděli analýzu databáze ICBF (Irish Cattle Breeding Federation), kde se nacházelo 138 792 jedinců masného skotu a uvedli, že fenotypové hodnoty pro dlouhověkost (D) se nacházely v rozmezí od 2,7 do 4,54 otelení. Nejnižší hodnotu zjistili u plemene belgické modrobílé a naopak nejvyšší u charolais. Tyto hodnoty jsou srovnatelné s dlouhověkostí zjištěnou v databázi KUMP v ČR, která byla v průměru za všechna plemena 3,32 otelení. Pro statistickou analýzu byla použita pouze necenzorovaná data (n=13 732), tedy záznamy od krav se známým datem vyřazení z produkce.

Koeficienty dědivosti pro dlouhověkost byly nízké a pohybovaly se v rozmezí $h^2 = 0,034-0,037$ v závislosti na zvoleném modelu. Pool *et al.* (2005) odhadoval genetické parametry na souboru s 48 940 záznamy (v případě zahrnutí rodokmenu 10 889

záznamů) a stanovil koeficient dědivosti $h^2 = 0,07$. Veselá *et al.* (2013) publikovala pro stejnou vlastnost koeficient dědivosti $h^2 = 0,27$. Oba autoři použili pro odhad genetických parametrů víceznakové modely.

5.3.14 Produkční dlouhověkost

Cílem produkční dlouhověkosti je zvýšení pravděpodobnosti, že kráva vyprodukuje rentabilní počet telat. Tato telata by poté měla pokrýt i náklady spojené s vlastním odchovem krávy (Maiwashe *et al.*, 2009; Neves *et al.*, 2012). Silva *et al.* (2006) tvrdí, že v případě, že kráva v určitém věku nevyprodukuje alespoň jedno tele ročně, dochází k ekonomickým ztrátám. Maiwashe *et al.* (2009) pracovali s dlouhověkostí, která byla definována jako pravděpodobnost toho, že kráva zůstane ve stádě do určitého věku za předpokladu, že je jí to umožněno. Dlouhověkost byla hodnocena v 5 věkových kategoriích jako schopnost dožít se 4, 5, 6, 7 nebo 8 a více let. Krávám, které se ve stádě dožily cílového věku, byla přiřazena „1“, těm které cílového věku nedosáhly „0“. Martinez *et al.* (2004) došel k závěru, že produkční dlouhověkost může být předpovídána již v raném věku života krávy a to díky vysoké korelaci mezi celoživotní produkcí krávy a různým věkem krav v mladší fázi života. Venot *et al.* (2013) hodnotili produkční dlouhověkost jako počet otelení, kterých kráva dosáhla nebo dosáhne v cílovém věku. Jak už bylo zmíněno v kapitole Materiál a metodika, jako krátké období života krav byl zvolen věk 78 měsíců, kdy se předpokládalo, že se za tuto dobu stihne kráva otelit přibližně čtyřikrát při věku při první otelení ve 3 letech. Pro hodnocení delšího období života krávy zvolil jako cílový věk hodnotu 150 měsíců. Za toto dlouhé období se předpokládalo, že kráva by měla být potenciálně schopná dosáhnout deseti otelení. Neves *et al.* (2012) popisují genetické hodnocení produkční dlouhověkosti u plemene nellore na podobném principu. Jako cílový věk zde byly zvoleny hodnoty 53 a 89 měsíců. Tyto hodnoty byly zvoleny jako vhodné pro prvotelky s ohledem na potřebu obnovy stáda a možnosti časného genetického hodnocení jedinců ve zdejším systému chovu (Geary, 2003; Neves *et al.*, 2012). Výpočet upřednostňuje krávy, které se otelily během 53 měsíců v porovnání s těmi, které se pouze dožily cílového věku a neměly tele. V Brazílii je celoplošně prováděn pastevní odchov téměř stejným systémem, což dává jalovicím v podstatě stejnou možnost zabřeznout a otelit se jednou, dvakrát nebo vůbec. Na základě analýzy souboru v ČR bylo zjištěno, že jako nejvhodnější selekční kritérium se jeví použití počtu otelení ve věku 90 a 160 měsíců věku vzhledem ke kritickým obdobím se zvýšeným podílem vyřazovaných krav v tomto

období u populace masného skotu v ČR (Obr. 1. V tabulkách 32–35 jsou znázorněny odhadnuté genetické parametry pro celou populaci (necenzorovaná data a celý soubor – cenzorovaná a necenzorovaná data). Odhadnuté koeficienty dědivosti byly vyšší pro necenzorovaná data v porovnání s celou populací (necenzorovaná a cenzorovaná data dohromady). Tyto genetické parametry pro celou populaci jsou podobné těm odhadnutým dalšími autory (Pool *et al.* 2005; Roughsedge *et al.*, 2005; Neves *et al.* 2012; Venot *et al.*, 2013). Sneeling *et al.* (1995) stanovili koeficienty dědivosti v rozmezí od 0,019 do 0,195 za použití animal modelu. Koeficienty dědivosti 0,56, 0,38 a 0,27 publikované Van der Westhuizen *et al.* (2001) byly stanoveny pro schopnost dosažení věku 4, 5 a 6 let. Pravděpodobnost krávy dožít se 6 let je téměř ekvivalent k hodnotě 78 měsíců (6,5 roku). Koeficient dědivosti stanovený v této práci byl nižší, nicméně Van der Westhuizen *et al.* (2001) odhadovali koeficienty dědivosti pomocí prahového modelu, který se vyznačuje obecně vyšší dědivostí než je tomu při odhadech lineárními modely. Dalším faktorem, který mohl ovlivnit výši koeficientu dědivosti ve studii Van der Westhuizen *et al.* (2001) bylo také to, že do analýzy bylo zahrnuto pouze jedno stádo.

Odhad genetických parametrů pro jednotlivá plemena byl proveden pouze pro plemena charolais a aberdeen angus, neboť jejich populace byly dostatečně velké. Odhadnuté genetické parametry jsou uvedeny v tabulce č. 36 a 37. Odhad genetických parametrů necenzorovaných dat pro charolais a aberdeen angus nebyl proveden z důvodu nízkého počtu záznamů. Koeficienty dědivosti odhadnuté Venotem *et al.* (2013) pro plemeno charolais byly podobné. Lze předpokládat, že vyšší koeficient dědivosti stanovený u populaci charolais v ČR vyplývá z vyšší aditivně genetické variance. Ta může být způsobena importem zvířat ze zahraničí. První import charolais do ČR byl uskutečněn z Maďarska roku 1990. Následovaly další importy z Francie, Běloruska, Dánska a SRN. Roku 1992 se uskutečnil import kanadského charolais do ČR na jehož základě byl založen chov bezrohého charolais (ČSCHMS, 2016c). Právě důsledkem importů z takto odlišných populací mohlo dojít ke zvýšení genetické variability uvnitř plemene. Koeficient dědivosti stanovený u vlastnosti PD150 je naopak nižší oproti studii publikované Venotem *et al.* (2013). Důvodem je zřejmě nižší počet starých zvířat, u kterých byl koeficient dědivosti odhadován, a tak lze předpokládat, že i jejich genetická variabilita z důvodu nižšího počtu byla nižší. Genetické parametry odhadnuté pro PD90 a PD160 byly podobné, pro D byly srovnatelné (tab. 36).

Tab. 36: Odhad genetických parametrů dlouhověkosti pro plemeno charolais (cenzorovaná + necenzorovaná data)

Vlastnost	σ_a^2	SE	σ_{SRO}^2	SE	σ_e^2	SE	h^2
D	0,422	0,072	8,498	0,677	2,006	0,068	0,039
PD78	0,104	0,021	0,652	0,059	0,669	0,021	0,073
PD90	0,183	0,035	1,357	0,119	1,043	0,034	0,071
PD150	0,517	0,129	8,343	0,132	4,272	0,132	0,039
PD160	0,560	0,148	9,692	0,812	5,053	0,153	0,037

D = dlouhověkost; PD78, PD90, PD150, a PD160 = produkční dlouhověkost v 78, 90, 150 a 160 měsících; σ_a^2 = aditivně genetická variance; σ_{SRO}^2 = variance efektu stádo-rok-období; σ_e^2 = reziduální variance; SE = standardní chyba odhadu; h^2 = koeficient dědivosti.

Předpoklad, že koeficient dědivosti pro dlouhověkost u plemene aberdeen angus dosáhne vyšší hodnoty, než je tomu u zbytku populace, byl správný (tab. 37). Toto plemeno je typické svými dobrými reprodukčními ukazateli, raností a dlouhověkostí a tak se očekává, že i variabilita uvnitř plemene pro tyto znaky bude vyšší než u ostatních plemen. Vyšší koeficienty dědivosti (0,13) u plemene aberdeen angus v porovnání s plemeny limousine (0,08) a simental (0,03) publikovali také Roughsedge *et al.* (2005). Aditivně genetická variance plemene charolais v této práci byla rovněž nižší než je tomu u plemene aberdeen angus, nicméně v dostupné literatuře nebyly nalezeny žádné výsledky na základě kterých, by bylo možné porovnat genetické parametry charolais a aberdeen angus.

Tab. 37: Odhad genetických parametrů dlouhověkosti pro plemeno aberdeen angus (cenzorovaná + necenzorovaná data)

Vlastnost	σ_a^2	SE	σ_{SRO}^2	SE	σ_e^2	SE	h^2
D	0,921	0,121	10,503	0,880	2,446	0,100	0,066
PD78	0,262	0,037	0,888	0,084	0,722	0,031	0,140
PD90	0,423	0,057	1,701	0,156	1,060	0,046	0,133
PD150	1,263	0,185	9,735	0,844	3,780	0,155	0,085
PD160	1,390	0,209	11,073	0,960	4,449	0,178	0,082

D = dlouhověkost; PD78, PD90, PD150, a PD160 = produkční dlouhověkost v 78, 90, 150 a 160 měsících; σ_a^2 = aditivně genetická variance; σ_{SRO}^2 = variance efektu stádo-rok-období; σ_e^2 = reziduální variance; SE = standardní chyba odhadu; h^2 = koeficient dědivosti.

Maiwashe *et al.* (2009) uvádějí vyšší koeficienty dědivosti ($h^2=0,18 - 0,30$) pro schopnost krav plemene aberdeen angus dožít se cílového věku. Ten byl rozdělen do 5 kategorií po jednom roce od 4 do 8 let. Odhad genetických parametrů byl proveden prahovým otcovským modelem a animal modelem. Schopnost dožít se 6 a 7 let odpovídá přibližně hodnotám 78 a 90 měsících. Pro schopnost krav dosáhnout kategorie 6 let a starší a 7 let a starší byly koeficienty dědivosti (0,3 a 0,24) stanoveny otcovským prahovým modelem (angl. sire threshold model). Martinez *et al.* (2005) uvedli nižší koeficienty dědivosti za použití lineárního modelu ($h^2=0,5-0,19$) v porovnání s prahovým modelem ($h^2=0,09-0,30$). Rasali *et al.* (2005) publikovali koeficienty dědivosti v rozmezí od 0,23–0,24 pro schopnost dožít se 3 let u kanadského aberdeen anguse za použití smíšeného lineárního modelu. Brigham *et al.* (2007) stanovili prahovým modelem následující koeficienty dědivosti – 0,17; 0,18; 0,16 a 0,15 pro schopnost červeného aberdeen anguse dožít se 3, 4, 5 a 6 let.

5.3.14.1 Genetické a prostřed'ové korelace produkční dlouhověkosti

Genetické a prostřed'ové korelace mezi vlastnostmi byly vysoké (tab. 38). Také Venot *et al.* (2013) uvádí vysoké genetické korelace mezi počtem otelení v 78 a 150 měsíci věku krav, a to konkrétně 0,95 pro plemeno charolais a 0,92 pro plemeno aubrac. Zjištěné genetické korelace pro plemeno charolais byly v této práci nižší. Vysoké genetické korelace naznačují, že PD ve 150 a 160 měsících lze předpovídat na základě hodnoty v 78 a 90 měsících. Nejvyšší genetická korelace byla zjištěna pro kombinaci 90/160 měsíců u necenzorovaných dat. I ve všech ostatních případech byla zjištěná genetická korelace vyšší pro kombinaci 90/160 měsíců a proto se jeví jako vhodnější. Nevýhodou této kombinace je vyšší procento cenzorovaných dat při výpočtu a vyšší věk krav při dosažení vlastní užitkovosti. Venot *et al.* (2013) uvádí, že výhodou využití ranější hodnoty je i to, že do výpočtu vstupuje méně cenzorovaných dat, které do výpočtu vnášejí nepřesnosti. Nevýhoda vyššího věku při dosažení vlastní užitkovosti může být kompenzována vyšší genetickou korelací, kdy lze na základě rané hodnoty spolehlivěji odhadnout pozdní dlouhověkost. Selektce na hodnotu PD v 78 měsících by tak měla být méně efektivní kvůli nižší korelaci s PD 150, nicméně korelace obou kombinací jsou velmi vysoké. Venot *et al.* (2013) a Neves *et al.* (2012) uvádějí, že pokud je genetická korelace mezi vlastnostmi blízká 1, selektce na produkční dlouhověkost v časném věku je srovnatelná s produkční dlouhověkostí v pozdějším věku. Toto zjištění znamená, že vlastnost může být měřena u mladších krav, které

budou selektovány na základě této hodnoty a bude to mít téměř stejnou váhu, jako kdyby tyto krávy byly selektovány s ohledem na produkční dlouhověkosti až v pozdějším věku.

Tab. 38: Genetické a prostřed'ové korelace mezi kombinacemi 78/150 a 90/160 produkční dlouhověkosti.

Soubor	Genetické korelace		Prostřed'ové korelace	
	PD78/150	PD90/160	PD78/150	PD90/160
Necenzorovaná data	0,812	0,877	0,845	0,902
Celý soubor	0,785	0,844	0,838	0,887
Charolais	0,820	0,874	0,830	0,883
Aberdeen angus	0,924	0,944	0,846	0,890

PD78, 90, 150, 160 produkční dlouhověkosti v 78, 90, 150 a 160 měsících.

Vysokých hodnot dosahovaly i prostřed'ové korelace. I přes to, že genetické a prostřed'ové korelace byly vysoké, pravděpodobnosti přežití z jednoho otelení do následujícího neustále klesaly. Lze tedy předpokládat, že genetický potenciál krav je vyšší než ten realizovaný. Příčiny vyřazení krav ze stáda se v různých produkčních systémech liší. Sanders *et al.* (2012) uvádějí, že nejčastější příčina vyřazení krávy z chovu jsou problémy s plodností, vysoký věk krávy, úhyn telat nebo jejich nízká hmotnost před odstavem. Dále jsou to problémy s končetinami, očima, vemenem nebo špatný stav chrupu. Všechny tyto aspekty se pak následně odrážejí ve špatné tělesné kondici krávy. Sanders *et al.* (2012) dále uvádějí, že některé chovy vyřazují krávy jen na základě věku kvůli zvýšené pravděpodobnosti toho, že dojde ke ztrátě telete při následujícím otelení, snížení hmotnosti odstavového telete anebo výraznému zhoršení kondice krávy ovlivňujícímu výkupní cenu na jatkách. Dalším důvodem vyřazení může být i redukce velikosti stáda kvůli limitovanému zatížení pastvy nebo zásob krmiva přes zimu, kdy chovatel preferuje ponechání mladších zvířat ve stádě před těmi starými. Lze předpokládat, že pravděpodobnosti přežitelnosti z jednoho otelení do následujícího zjištěné v této práci byly ovlivněny všemi výše zmíněnými faktory nebo jejich kombinací. Bohužel v současné databázi KUMP nedochází k zaznamenávání příčiny vyřazení, tudíž podrobný rozbor příčin vyřazení krav ze stáda není proveditelný.

Fenotypové korelace mezi dlouhověkostí a produkční dlouhověkostí pro celou populaci (tab. 39), charolais a aberdeen angus (tab. 40) dosahovaly hodnot od 0,74 do 0,99. Korelace nižší než 0,8 byly nalezeny mezi dlouhověkostí a produkční dlouhověkostí v 78 měsících, což je pochopitelné vzhledem k tomu, že dlouhověkost (D) vyjadřuje celoživotní užitkovost krávy. Z toho důvodu bylo dosaženo nejvyšší korelace dlouhověkosti a produkční dlouhověkostí u hodnoty PD160 pro necenzorovaná data a PD150 pro cenzorovaná data. Obecně nejvyšších korelací bylo dosaženo u necenzorovaných dat. Je tomu proto, že nejsou zatížena nepřesnostmi v předpovědi dlouhověkosti. Předpověď totiž často nadhodnocuje a dává zvířatům lepší prognózu dlouhověkosti než je tomu ve skutečnosti.

Tab. 39: Fenotypové korelace mezi ukazateli dlouhověkosti a jejich statistická průkaznost odhadu pro celou populaci, necenzorovaná data pod diagonálou, úplná data necenzorovaná a cenzorovaná nad diagonálou.

Vlastnost	D	PD78	PD90	PD150	PD160
D	1	0,776 <i>P</i> <0,0001	0,836 <i>P</i> <0,0001	0,858 <i>P</i> <0,0001	0,844 <i>P</i> <0,0001
PD78	0,826 <i>P</i> <0,0001	1	0,974 <i>P</i> <0,0001	0,838 <i>P</i> <0,0001	0,821 <i>P</i> <0,0001
PD90	0,891 <i>P</i> <0,0001	0,969 <i>P</i> <0,0001	1	0,903 <i>P</i> <0,0001	0,887 <i>P</i> <0,0001
PD150	0,994 <i>P</i> <0,0001	0,845 <i>P</i> <0,0001	0,909 <i>P</i> <0,0001	1	0,999 <i>P</i> <0,0001
PD160	0,997 <i>P</i> <0,0001	0,837 <i>P</i> <0,0001	0,902 <i>P</i> <0,0001	0,999 <i>P</i> <0,0001	1

D = dlouhověkost; PD78, PD90, PD150, a PD160 = produkční dlouhověkost v 78, 90, 150 a 160 měsících.

Tab. 40: Fenotypové korelace mezi vlastnostmi dlouhověkosti a jejich statistická průkaznost odhadu pro aberdeen angus pod diagonálou, charolais nad diagonálou.

Vlastnost	D	PD78	PD90	PD150	PD160
D	1	0,742 <i>P</i> < 0,0001	0,813 <i>P</i> < 0,0001	0,854 <i>P</i> < 0,0001	0,840 <i>P</i> < 0,0001
PD78	0,767 <i>P</i> < 0,0001	1	0,967 <i>P</i> < 0,0001	0,830 <i>P</i> < 0,0001	0,814 <i>P</i> < 0,0001
PD90	0,828 <i>P</i> < 0,0001	0,976 <i>P</i> < 0,0001	1	0,898 <i>P</i> < 0,0001	0,883 <i>P</i> < 0,0001
PD150	0,887 <i>P</i> < 0,0001	0,846 <i>P</i> < 0,0001	0,906 <i>P</i> < 0,0001	1	0,998 <i>P</i> < 0,0001
PD160	0,878 <i>P</i> < 0,0001	0,829 <i>P</i> < 0,0001	0,890 <i>P</i> < 0,0001	0,998 <i>P</i> < 0,0001	1

D = dlouhověkost; PD78, PD90, PD150, a PD160 = produkční dlouhověkost v 78, 90, 150 a 160 měsících.

5.4 Genetické korelace mezi ukazateli reprodukce

Ke zjištění genetických korelací mezi jednotlivými ukazateli reprodukce – věk při prvním otelení, první mezidobí a dlouhověkost/produkční dlouhověkost byl použit víceznakový model. Jednotlivé efekty zahrnuté v tomto modelu jsou znázorněny v tabulce 41.

Tab. 41: Efekty zohledněné při odhadu genetických parametrů pro ukazatele reprodukce.

Efekt	VPO	MEZ	D / PD
Heterózní efekt plemence	FR	FR	FR
Heterózní efekt matky plemence			FR
Věk plemence při prvním otelení (lineární)		FR	FR
Věk plemence při prvním otelení (kvadratická)		FR	FR
Obtížnost prvního telení		F	
Průměrná obtížnost telení			FR
Věk matky plemence	F		
Měsíc prvního otelení		F	
SRO narození plemence	F		
SRO prvního otelení plemence		F	
SRO posledního otelení plemence			N
Efekt jedince (plemenice)	N	N	N
Reziduální chyba	N	N	N

VPO – věk při prvním otelení, MEZ – první mezidobí, D / PD – dlouhověkost nebo produkční dlouhověkost v 78, 90, 150 a 160 měsících, F – fixní (pevný) efekt, N – náhodný efekt, R – regrese.

V tabulkách č. 42, 44 a 46 jsou uvedeny odhadnuté genetické parametry pro víceznakové modely (věk při prvním otelení, mezidobí a dlouhověkost nebo produkční dlouhověkost). Odhadnuté genetické parametry jsou často vyšší než pro jednoznakové/dvouznakové modely.

Koeficient dědivosti (h^2) tříznakového modelu (věk prvního otelení, mezidobí, dlouhověkost) dosahuje u všech tří vlastností vyšší hodnoty než jednoznakové modely uvedených vlastností (tab. 42). Důvodem jsou genetické korelace mezi vlastnostmi, které pomáhají odhadu. Genetická korelace (tab. 43) mezi věkem prvního otelení a

mezidobím byly nízké a kladné, mezi dlouhověkostí a mezidobím střední až vyšší a záporné. Mezi dlouhověkostí a věkem prvního otelení je záporná korelace téměř zanedbatelná.

Tab. 42: Genetické parametry stanovené na základě víceznakového modelu – věk prvního otelení, mezidobí, dlouhověkost.

Vlastnost	σ_a^2	σ_{SRO}^2	σ_e^2	h^2
VPO	2740,50	0,30	12224,00	0,183
MEZ	58,18	0,30	1733,90	0,032
D	0,96	15,05	1,29	0,055

VPO – věk při prvním otelení, MEZ – první mezidobí, D – dlouhověkost; σ_a^2 – aditivně genetická variance; σ_{SRO}^2 – variance efektu stádo–rok–období; σ_e^2 – reziduální variance; h^2 – koeficient dědivosti.

Tab. 43: Genetické (nad diagonálou) a reziduální (pod diagonálou) korelace mezi věkem při prvním otelení, mezidobím a dlouhověkostí.

Vlastnost	VPO	MEZ	D
VPO	1	0,140	-0,024
MEZ	-0,041	1	-0,645
D	0,049	-0,081	1

VPO – věk při prvním otelení, MEZ – první mezidobí, D – dlouhověkost

V tabulce 44 jsou znázorněny genetické parametry pro čtyřznakový model (věk prvního otelení, mezidobí, produkční dlouhověkost v 78 a 150 měsících). Odhadnuté koeficienty dědivosti, až na koeficient dědivosti pro mezidobí jsou vyšší než v případě jednoznakový/dvouznakových modelů. Za odlišné koeficienty dědivosti jsou zodpovědné genetické korelace mezi vlastnostmi (tab. 45). Zejména u produkční dlouhověkosti koeficienty dědivosti výrazně stouply. Mezi věkem prvního otelení a mezidobím byla nižší až střední kladná genetická korelace, poukazující na to, že s rostoucím věkem prvního otelení se prodlužuje i délka prvního mezidobí. Tato závislost může mít příčinu v celkově horší plodnosti později se telících zvířat. Genetická korelace mezi produkční dlouhověkostí a mezidobím je záporná (střední až vyšší) a říká, že s rostoucí délkou mezidobí se snižuje hodnota počtu otelení do cílového věku. Mezi věkem prvního otelení a produkční dlouhověkostí byla zjištěna nízká záporná korelace poukazující na skutečnost, že s rostoucím věkem prvního otelení klesá počet otelení do cílového věku plemenic.

Tab. 44: Genetické parametry stanovené na základě víceznakového modelu – věk prvního otelení, mezidobí, produkční dlouhověkost v 78 a 150 měsících.

Vlastnost	σ_a^2	σ_{SRO}^2	σ_e^2	h^2
VPO	0,300	2860	12180	0,190
MEZ	0,300	82,68	1754,9	0,045
PD78	1,070	0,366	0,538	0,185
PD150	9,824	1,789	2,918	0,123

VPO – věk při prvním otelení, MEZ – první mezidobí, PD78, 150 –produkční dlouhověkost v 78 a 150 měsících; σ_a^2 – aditivně genetická variance; σ_{SRO}^2 – variance efektu stádo–rok–období; σ_e^2 – reziduální variance; h^2 – koeficient dědivosti.

Tab. 45: Genetické (nad diagonálou) a reziduální (pod diagonálou) korelace mezi věkem při prvním otelení, mezidobím a produkční dlouhověkostí v 78 a 150 měsících.

	VPO	MEZ	PD78	PD150
VPO	1	0,309	-0,243	-0,116
MEZ	-0,044	1	-0,837	-0,662
PD78	-0,053	-0,172	1	0,835
PD150	0,016	-0,111	0,737	1

VPO – věk při prvním otelení, MEZ – první mezidobí, PD78, 150 –produkční dlouhověkost v 78 a 150 měsících.

Odhadnuté koeficienty dědivosti pro čtyřznakový model (věk prvního otelení, mezidobí, produkční dlouhověkost v 90 a 160 měsících) dosahovaly (až na mezidobí) rovněž vyšších hodnot než jednoznakové/dvouznakové modely (tab. 46). Genetické korelace mezi vlastnostmi (tab. 47) dosahovaly podobných hodnot a tendencí, jako tomu bylo u víceznakového modelu pro předchozí kombinaci.

Tab. 46: Genetické parametry stanovené na základě víceznakového modelu – věk prvního otelení, mezidobí, produkční dlouhověkost v 90 a 160 měsících.

Vlastnost	σ_a^2	σ_{SRO}^2	σ_e^2	h^2
VPO	0,300	2807,1	12199	0,187
MEZ	0,300	71,384	1744,6	0,039
PD90	2,145	0,562	0,790	0,161
PD160	10,746	0,951	3,435	0,063

VPO – věk při prvním otelení, MEZ – první mezidobí, PD90, 160 –produkční dlouhověkost v 90 a 160 měsících; σ_a^2 – aditivně genetická variance; σ_{SRO}^2 – variance efektu stádo–rok–období; σ_e^2 – reziduální variance; h^2 – koeficient dědivosti.

Tab. 47: Genetické (nad diagonálou) a reziduální (pod diagonálou) korelace mezi věkem při prvním otelení, mezidobím a produkční dlouhověkostí v 90 a 160 měsících.

	VPO	MEZ	PD90	PD160
VPO	1	0,270	-0,201	-0,111
MEZ	-0,042	1	-0,761	-0,611
PD90	-0,024	-0,137	1	0,883
PD160	0,015	-0,092	0,808	1

VPO – věk při prvním otelení, MEZ – první mezidobí, PD90, 160 – produkční dlouhověkost v 90 a 160 měsících.

5.5 Plemenné hodnoty

Předpověď plemenných hodnot byla provedena programem BLUPF90, a to samostatně (jednoznakovým modelem) pro vlastnosti věk při prvním otelení, první mezidobí, dlouhověkost a dvouznakovým modelem pro produkční dlouhověkost – PD78/150 a PD90/160. V tabulce č. 48 jsou znázorněny základní statistické charakteristiky předpovězených plemenných hodnot.

Tab. 48. Základní statistické charakteristiky předpovězených plemenných hodnot

Vlastnost	N	Průměr	SD	Min	Max
VPO	76 219	0,00	34,322	-173,25	217,05
MEZ	76 790	0,00	8,323	-100,67	111,985
D	64 331	0,00	0,562	-9,47	4,22
PD78	64 331	0,00	0,723	-3,33	4,24
PD150	64 331	0,00	1,537	-7,72	9,07
PD90	64 331	0,00	0,345	-3,35	1,75
PD160	64 331	0,00	0,655	-7,91	3,10

VPO – věk prvního otelení, MEZ – mezidobí, D – dlouhověkost, PD78, 90, 150 a 160 – produkční dlouhověkost v 78, 90, 150 nebo 160 měsících.

5.5.1 Vliv jednotlivých efektů

Programem BLUPF90 byly předpovězeny také vlivy jednotlivých efektů na vlastnosti reprodukce.

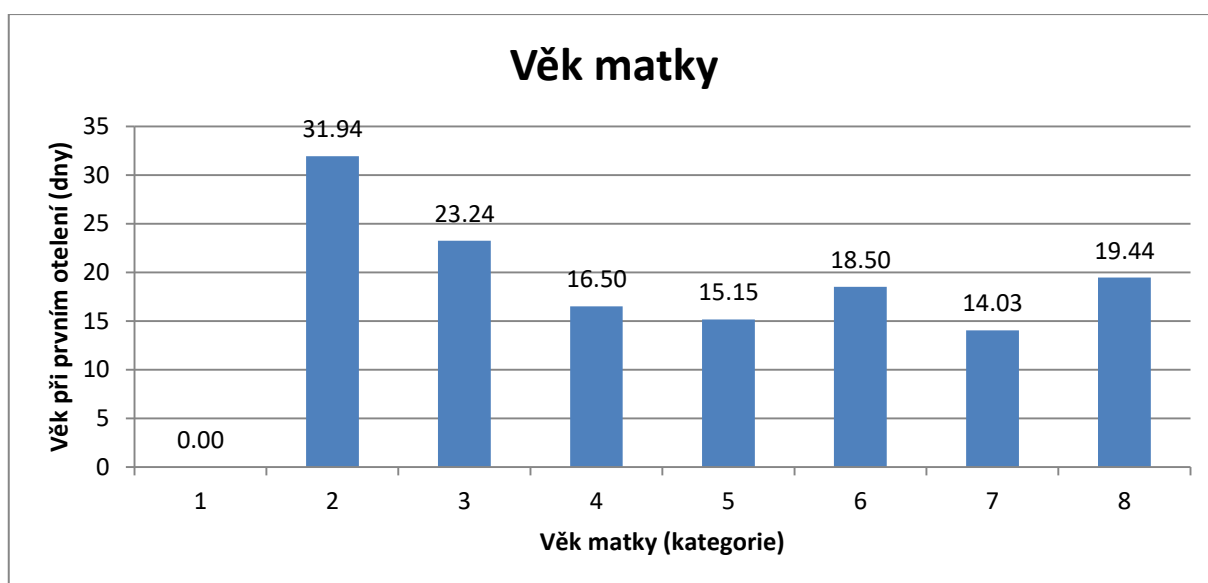
5.5.1.1 Věk při prvním otelení

Modelová rovnice pro předpověď plemenných hodnot pro první mezidobí obsahovala následující efekty: náhodný efekt SRO narození a jedince, dále fixní efekt chovu prvního otelení, roku narození, heterozní efekt plemenice a vliv věku matky plemenice.

Vliv heterózního efektu na věk prvního otelení byl -19,33, což znamená, že heterózní efekt se u kříženek projeví nižším věkem prvního otelení.

Vliv věku matky na první otelení plemenice je znázorněn v grafu 9. Z výsledků je patrné, že plemenice narozené dvouletým matkám dosahují nižšího věku prvního otelení než plemenice, jejichž matky byly tříleté. Nižšího věku prvního otelení také dle výsledků dosahují plemenice po pětiletých, šestiletých nebo osmiletých matkách.

Graf 9: Vliv věku matky plemenice na věk prvního otelení.



Na ose X „Věk matky“ jsou zachyceny skupiny podle věku matky plemenice (1 – dvouletá, 2 – tříletá, 3 – čtyřletá, 4 – pětiletá, 5 – šestiletá, 6 – sedmiletá, 7 – osmiletá, 8 – 9 a více letá matka plemenice) a na ose Y „Věk při prvním otelení“ je znázorněna stupnice dní určující rozdíl v délce věku prvního otelení potomků těchto matek ve dnech. V grafu jsou znázorněny hodnoty věku prvního otelení ve dnech získané předpovědí BLUPF90 v závislosti na jednotlivých věkových kategoriích matek. Hodnoty jsou vyjádřeny jako rozdíl od hodnoty první (1) - věku prvního otelení pro dvouleté matky.

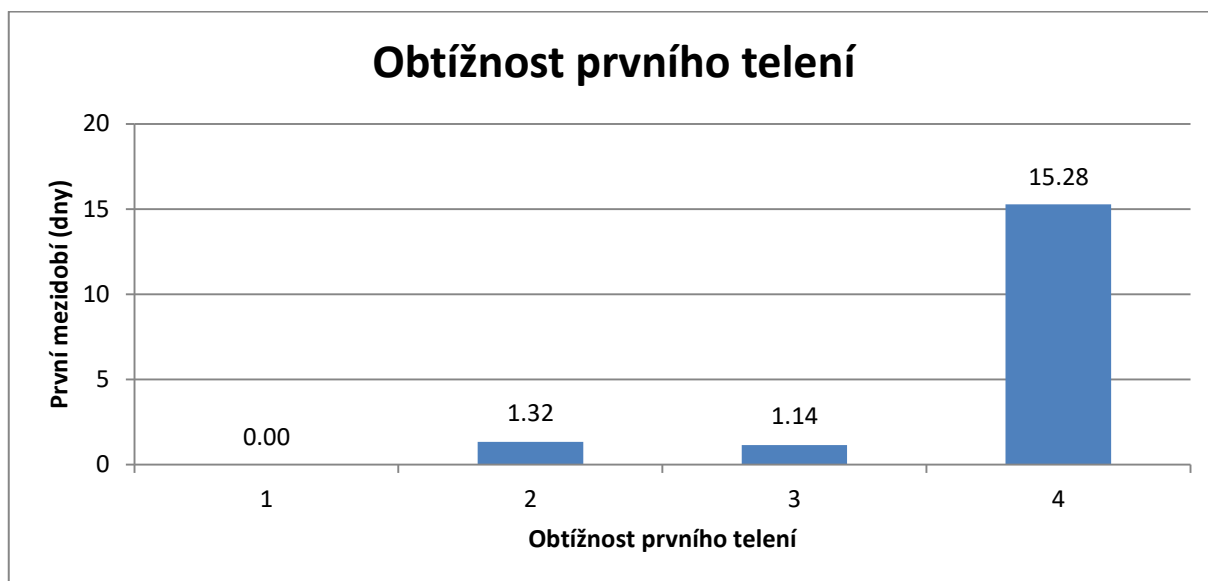
5.5.1.2 První mezidobí

Modelová rovnice pro předpověď plemenných hodnot pro první mezidobí obsahovala následující efekty: náhodný efekt SRO prvního otelení a jedince, dále fixní efekty roku otelení, věku prvního otelení (lineárně a kvadraticky), heterózní efekt plemenice, obtížnost prvního telení a efekt měsíce prvního otelení.

Vliv heterózního efektu na délku prvního mezidobí byl -5,49, což znamená, že heterózní efekt se u kříženek projeví kratším prvním mezidobím. Efekt věku při prvním

otelení dosahoval hodnot $-0,016$ (lineárně) a $0,000003$ (kvadraticky), což znamená, že na délku mezidobí neměl téměř žádný vliv.

Graf 10: Vliv obtížnosti prvního telení na délku prvního mezidobí ve dnech.



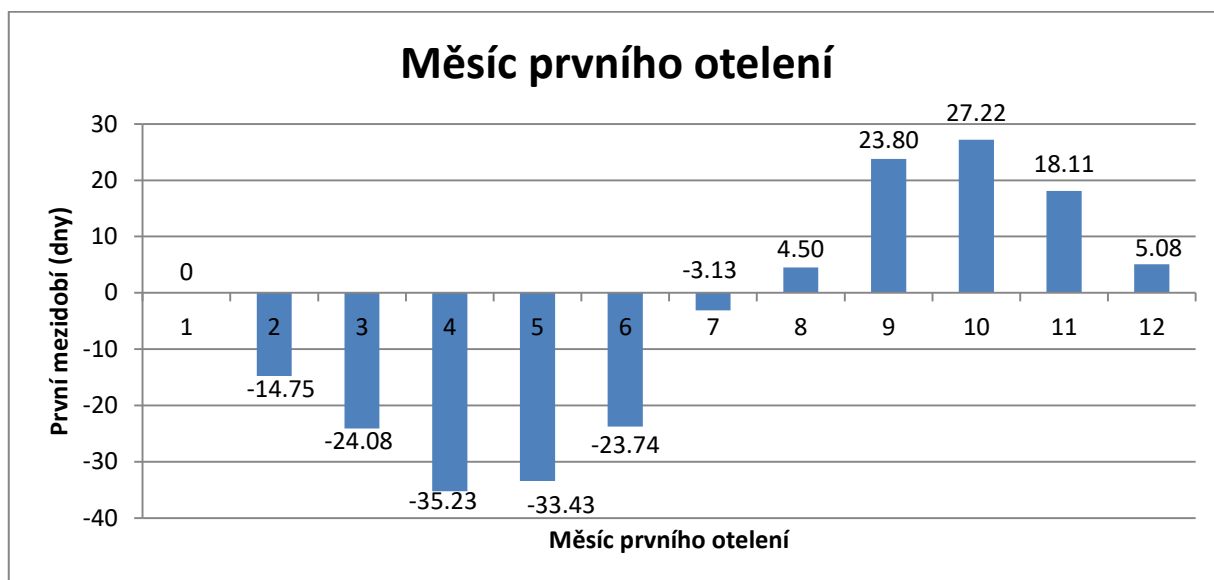
Na ose X „Obtížnost prvního telení“ jsou zachyceny skupiny plemenic dle obtížnosti porodu (1 – snadný porod, 2 – porod vyžadující asistenci jednoho až dvou ošetřovatelů, 3 – porod vyžadující asistenci tří až čtyř ošetřovatelů nebo veterináře, 4 – těžký porod, císařský řez.). Na ose Y „První mezidobí“ je znázorněna stupnice dní určující rozdíl v délce prvního mezidobí plemenic ve dnech. V grafu jsou znázorněny hodnoty prvního mezidobí ve dnech získané předpovědi BLUPF90 pro jednotlivé stupně obtížnosti telení. Hodnoty jsou vyjádřené jako rozdíl od hodnoty první (1 – snadný porod).

Značný vliv byl pozorován u efektu obtížnosti prvního telení (graf 11). Z grafu ve kterém jsou znázorněny předpovědi z programu BLUPF90 je patrné, že nejkratšího prvního mezidobí dosahují prvotelky se snadným porodem (hodnota 1). Z grafu 11 je dále patrné, že se zvyšující se obtížnosti porodu se zvyšuje i délka prvního mezidobí. Při těžkém porodu (nebo císařském řezu) by délka prvního mezidobí měla dosahovat až o 15 dnů delší hodnoty v porovnání se snadnými porody. Porod vyžadující asistenci tří nebo čtyř ošetřovatelů (obtížnost 3) dosahoval srovnatelné hodnoty s porodem vyžadujícím asistenci jednoho nebo dvou ošetřovatelů (obtížnost 2). Lze se domnívat, že tato skutečnost je způsobena tím, že stupeň obtížnosti 3 je obtížně definovatelný (podle počtu ošetřovatelů) a často je zaměňován se stupněm obtížnosti 2.

Telení krav je často omezeno na tzv. telící sezónu. Vliv měsíce prvního otelení má proto zásadní vliv na délku prvního mezidobí. Na grafu č. 12 je znázorněn vliv jednotlivých měsíců prvního telení na délku prvního mezidobí. Z grafu je zřejmé, že

telení v jarních měsících, tzn. v telící sezóně, vede zpravidla ke kratšímu prvnímu mezidobí než je tomu v případě otelení plemence mimo telící sezónu, neboť chovatel se snaží krávu navrátit zpět do pravidelného telícího cyklu v rámci sezóny.

Graf 11: Vliv měsíce prvního otelení na délku prvního mezidobí ve dnech



Na ose X „Měsíc prvního otelení“ je zachycen rozdílný vliv měsíce prvního otelení. Měsíce byly definovány následovně: 1 – leden, 2 – únor, 3 – březen, 4 – duben, 5 – květen, 6 – červen, 7 – červenec, 8 – srpen, 9 – září, 10 – říjen, 11 – listopad, 12 – prosinec. Na ose Y „První mezidobí“ je znázorněna stupnice dní určující rozdíl v délce prvního mezidobí plemenců ve dnech. V grafu jsou znázorněny hodnoty prvního mezidobí ve dnech získané předpovědi BLUPF90 pro jednotlivé měsíce prvního otelení. Hodnoty jsou vyjádřeny jako rozdíl od hodnoty první (1 – leden).

Telení krav je často omezeno na tzv. telící sezónu. Vliv měsíce prvního otelení má proto zásadní vliv na délku prvního mezidobí. Na grafu č. 12 je znázorněn vliv efektu měsíce prvního telení z předpovědi PH pomocí BLUPF90 na délku prvního mezidobí. Z grafu je zřejmé, že telení v jarních měsících, tzn. v telící sezóně, vede zpravidla ke kratšímu prvnímu mezidobí než je tomu v případě otelení plemence mimo telící sezónu, neboť chovatel se snaží krávu navrátit zpět do pravidelného telícího cyklu v rámci sezóny. Nejkratší první mezidobí nastává, pokud se kráva otelí v měsíci dubnu až květnu.

5.5.1.3 Dlouhověkost, produkční dlouhověkost

Modelová rovnice pro předpověď plemenných hodnot pro dlouhověkost/produkční dlouhověkost obsahovala následující efekty: náhodný efekt

SRO posledního otelení a jedince, dále fixní efekt heteroze plemence a její matky, rok otelení, průměrná obtížnost telení, věk při prvním otelení (lineárně a kvadraticky).

Na dlouhověkost/produkční dlouhověkost krav byly zjištěny následující vlivy. Vliv heterózního efektu plemence a její matky byl záporný. To znamená, že heterózní efekt plemence i její matky byl spojen s kratší dlouhověkostí zvířat. Avšak heterózní efekt zvířat by naopak měl přispívat ke zvýšení dlouhověkosti zvířat, neboť je spojen s vyšší životaschopností, odolností a pevnějším zdravím. Tato asociace může být spojena s převodným křížením, ve kterém byla snaha získat čistokrevná zvířata na úkor kříženců. Tudíž kříženci mohli být vyřazováni dříve než čistokrevná zvířata. Také se stoupající hodnotou průměrné obtížnosti telení v průběhu života krávy se dlouhověkost zvířat zkracovala. Vliv věku prvního otelení na délku dlouhověkosti byl téměř nulový. Vlivy jednotlivých efektů na dlouhověkost a počet otelení do 90 a 160 měsíců jsou vyjádřeny v počtu otelení a uvedeny jsou v tabulce 49. Z tabulky je patrné, o kolik testované efekty prodlužují nebo zkracují dlouhověkost (vyjádřeno v počtu otelení za život) a produkční dlouhověkost (vyjádřeno v počtu otelení za 90 měsíců). Např. s rostoucí průměrnou obtížností telení se zkracuje dlouhověkost o 0,475 otelení za život a o 0,382 otelení za dobu do 90 měsíců (PD90) a o 0,665 otelení za dobu do 160 měsíců (PD160) věku plemence.

Tab. 49: Vliv jednotlivých efektů na dlouhověkost a produkční dlouhověkost

Efekt	D (roky)	PD90 (počet otelení)	PD160 (počet otelení)
Heterózní efekt	-0,479	-0,295	-0,760
Heterózní efekt matky	-0,228	-0,135	-0,319
Průměrná obtížnost telení	-0,475	-0,382	-0,665
Věk prvního otelení (lineárně)	0,0009	-0,0014	-0,0011
Věk prvního otelení (kvadraticky)	0	0	0

D – dlouhověkost, PD90, 160 – produkční dlouhověkost v 90 nebo 160 měsících.

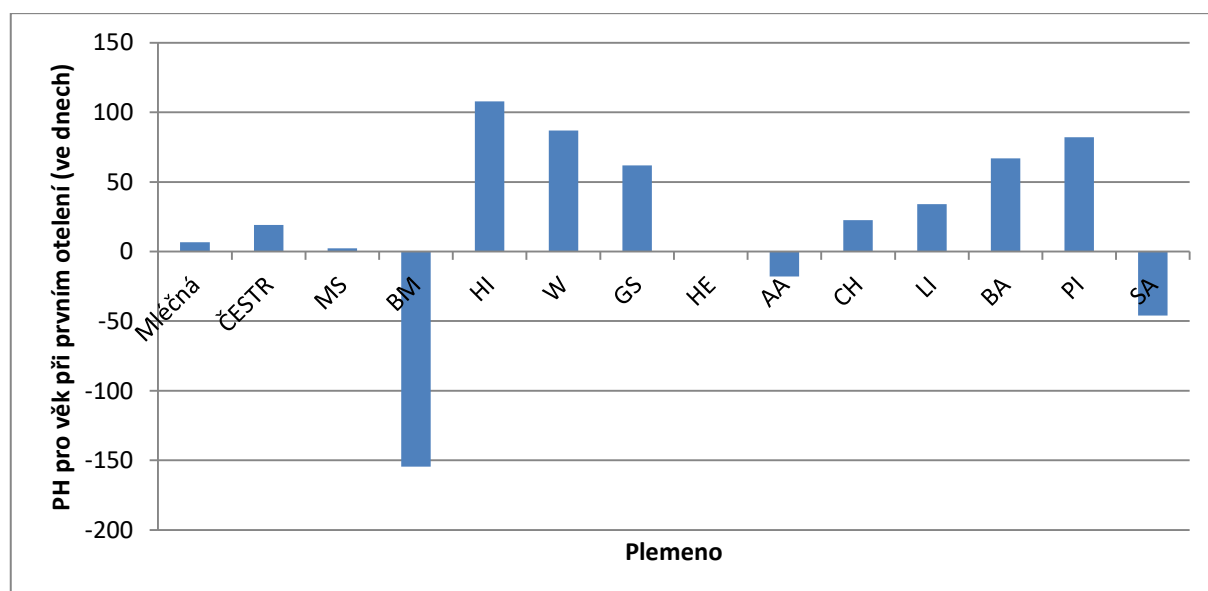
5.5.1.4 Skupiny neznámých předků

Při výpočtu plemenných hodnot je efekt plemene zohledněn pomocí tzv. skupin neznámých předků (neznámí jedinci známého plemene). Plemeno česká červinka a belgické modrobílé dosahovali velmi nízké frekvence – viz tab. 20, 23 a 30. Výsledné hodnoty pak byly zkreslené a vzhledem k tomu, že česká červinka není zařazena mezi

masná plemena, byla z grafické analýzy PH skupin neznámých předků odstraněna. Předpovězené plemenné hodnoty pro skupiny neznámých předků jsou zobrazeny v grafech 13–17.

V grafu č. 13 jsou znázorněny plemenné hodnoty pro věk při prvním otelení předpovězené pro skupiny neznámých předků. Nejnižších plemenných hodnot dosahuje překvapivě plemeno belgické modrobílé (- 150 dní oproti průměru), nicméně tato skutečnost může souviset s tím, že do analýzy bylo zařazeno pouze 15 jedinců tohoto plemene a výsledky mohou být zkreslené. Nízké PH dále dosahovala plemena salers nebo aberdeen angus. Vyšších plemenných hodnot dosahují plemena highland, galloway a piemontese. U plemen highland a galloway může PH pro vyšší věk prvního otelení souviset s pozdějším dospíváním a dlouhověkostí zvířat.

Graf 12: Plemenné hodnoty pro věk prvního otelení ve skupinách neznámých předků podle plemen.

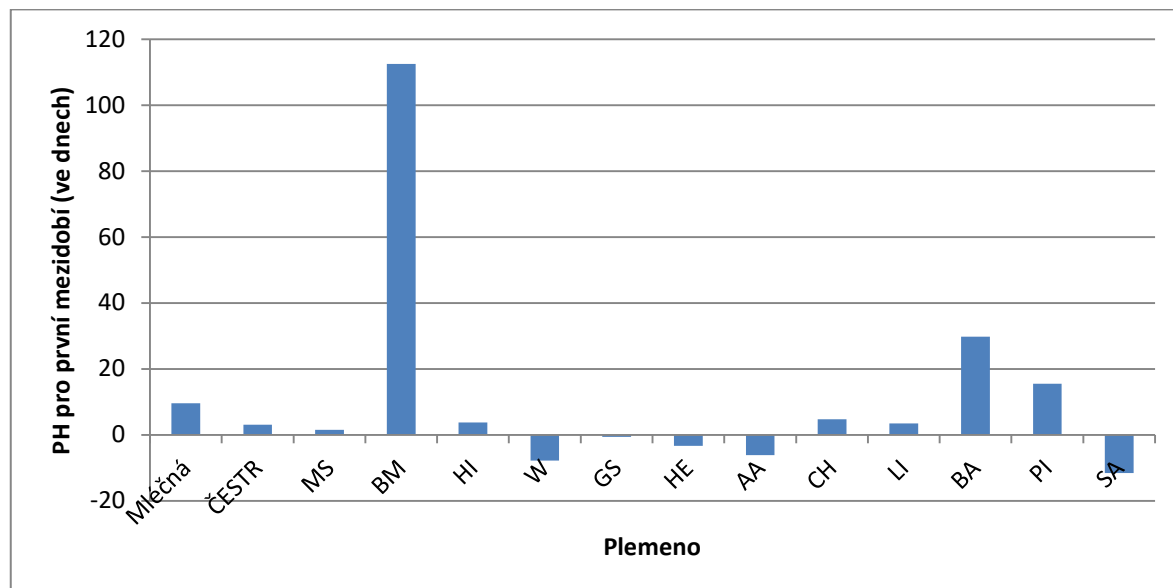


Na ose X „Plemeno“ jsou znázorněny skupiny neznámých předků dle plemen: Mléčná – dojená plemena, ČESTR – český strakatý skot, MS – masný simentál, BM – belgické modrobílé, HI – highland, W – galloway, GS – gasconne, HE – hereford, AA – aberdeen angus, CH – charolais, LI – limousine, BA – blonde d’Aquitaine, PI – piemontese, SA – salers. Na ose Y „PH pro věk při prvním otelení (ve dnech)“ je znázorněna odchylka plemenné hodnoty pro věk prvního otelení ve dnech za konkrétní plemeno.

Na grafu 14 jsou znázorněny plemenné hodnoty pro délku prvního mezidobí ve skupinách neznámých předků dle plemen. Nejvyšší plemennou hodnotu pro délku prvního mezidobí (kolem plus 110 dní oproti průměru) vykazovalo plemeno belgické modrobílé. Toto plemeno je spojováno s obtížnými porody spojenými s dvojitým

osvalením a tělesnými rozměry telat. Velká část populace se telí za asistence nebo císařským řezem (tab. 50). Nicméně tato předpověď může být také ovlivněna nízkým počtem (15 jedinců) zahrnutých zvířat do předpovědi. Vyšší plemenná hodnota pro délku prvního mezidobí byla dále zjištěna i u plemene blonde d'aquitaine a piemontese. Nízké plemenné hodnoty pro první mezidobí byly zaznamenány u plemen salers, galloway a aberdeen angus.

Graf 13: Plemenné hodnoty pro délku prvního mezidobí ve skupinách neznámých předků podle plemen.



Na ose X „Plemeno“ jsou znázorněny skupiny neznámých předků dle plemen: Mléčná – dojená plemena, ČESTR – český strakatý skot, MS – masný simentál, BM – belgické modrobílé, HI – highland, W – galloway, GS – gasconne, HE – hereford, AA – aberdeen angus, CH – charolais, LI – limousine, BA – blonde d'Aquitaine, PI – piemontese, SA – salers. Na ose Y „PH pro první mezidobí (ve dnech)“ je znázorněna odchylka plemenné hodnoty pro první mezidobí ve dnech za konkrétní plemeno.

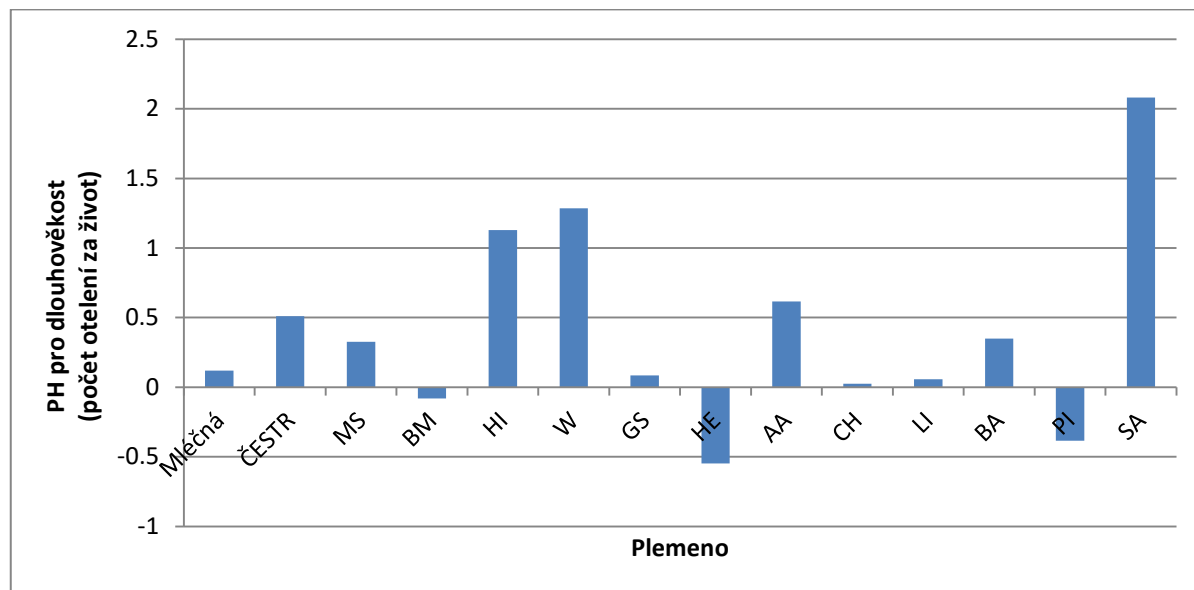
Tab. 490: Fenotypový výskyt obtížných porodů v KUMP za roky 1995–2014 u belgického modrobílého.

Obtížnost porodu (kategorie)	Frekvence	podíl
1	24	27,91 %
2	6	6,98 %
3	6	6,98 %
4	50	58,14 %

V grafu 15 jsou znázorněny plemenné hodnoty pro dlouhověkost ve skupinách neznámých předků podle plemen. Dlouhověkost je v tomto případě vyjádřena jako

počet otelení za život krávy. Nejvyšší plemenné hodnoty dlouhověkosti dosahovalo plemeno salers, a to plus dvě otelení za život oproti průměru. Plemeno salers je zároveň charakterizováno jako dlouhověké. Extenzivní plemena jako galloway a highland a dále aberdeen angus dosahovala taktéž vyšších plemenných hodnot. Tato plemena by se měla vyznačovat odolností a dlouhověkostí. Nižší plemenná hodnota pro dlouhověkost byla překvapivě zaznamenána u plemene hereford a piemontese.

Graf 14: Plemenné hodnoty pro dlouhověkost ve skupinách neznámých předků podle plemen

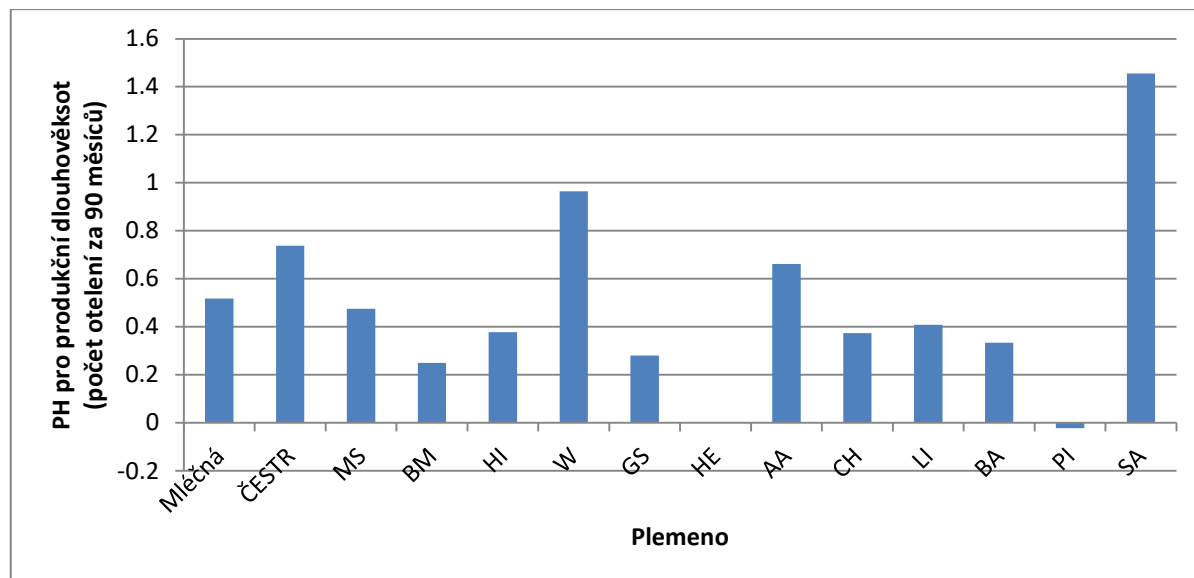


Na ose X „Plemeno“ jsou znázorněny skupiny neznámých předků dle plemen: Mléčná – dojená plemena, ČESTR – český strakatý skot, MS – masný simentál, BM – belgické modrobílé, HI – highland, W – galloway, GS – gasconne, HE – hereford, AA – aberdeen angus, CH – charolais, LI – limousine, BA – blonde d’Aquitaine, PI – piemontese, SA – salers. Na ose Y „PH pro dlouhověkost (počet otelení za život)“ je znázorněna odchylka plemenné hodnoty pro dlouhověkost v počtu otelení za život za konkrétní plemeno.

V grafech 16 a 17 jsou znázorněny plemenné hodnoty pro produkční dlouhověkost v 90 a 160 měsících ve skupinách neznámých předků podle plemen. Produkční dlouhověkost je zde vyjádřena jako plemenná hodnota pro počet otelení za 90 nebo 160 měsíců věku plemence. Výsledky plemenných hodnot pro obě vlastnosti jsou podobné. V obou případech nejvyšších plemenných hodnot dosahuje plemeno salers (téměř 1,5 více otelení oproti průměru) a galloway (téměř o jedno otelení více oproti průměru). Vyšších plemenných hodnot pro PD90 dosahují dále aberdeen angus a masný simentál. Všechna tato plemena jsou charakterizována jako dlouhověká.

Plemenné hodnoty ostatních plemen jsou na srovnatelné úrovni, až na plemeno hereford a piemontese, jehož plemenná hodnota dosahuje mírné záporné hodnoty.

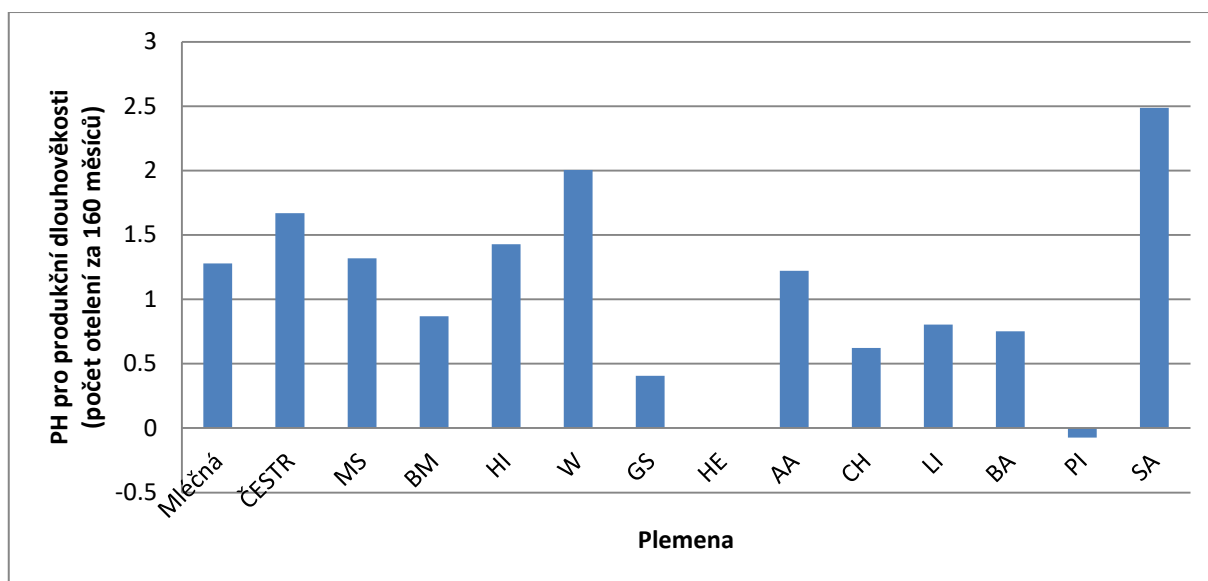
Graf 15: Plemenné hodnoty pro produkční dlouhověkost v 90 měsících ve skupinách neznámých předků podle plemen.



Na ose X „Plemeno“ jsou znázorněny skupiny neznámých předků dle plemen: Mléčná – dojená plemena, ČESTR – český strakatý skot, MS – masný simentál, BM – belgické modrobílé, HI – highland, W – galloway, GS – gasconne, HE – hereford, AA – aberdeen angus, CH – charolais, LI – limousine, BA – blonde d’Aquitaine, PI – piemontese, SA – salers. Na ose Y „PH pro produkční dlouhověkost (počet otelení za 90 měsíců)“ je znázorněna odchylka plemenné hodnoty pro produkční dlouhověkost definovanou počtem otelení do 90 měsíců za konkrétní plemeno.

V porovnání s plemennými hodnotami pro PD90, dosahují plemenné hodnoty pro PD160 vyšších hodnot pro plemena highland, masný simentál nebo aberdeen angus (graf 17). Nejvyšší plemenná hodnota pro počet otelení za 160 měsíců byla předpovězena u plemene salers (téměř o 2,5 otelení více oproti průměru) a galloway (o 2 otelení více oproti průměru). Plemenná hodnota hereforda dosahuje průměru a plemenná hodnota pro plemeno piemontese je v záporných hodnotách.

Graf 16: Plemenné hodnoty pro produkční dlouhověkost ve 160 měsících ve skupinách neznámých předků podle plemen



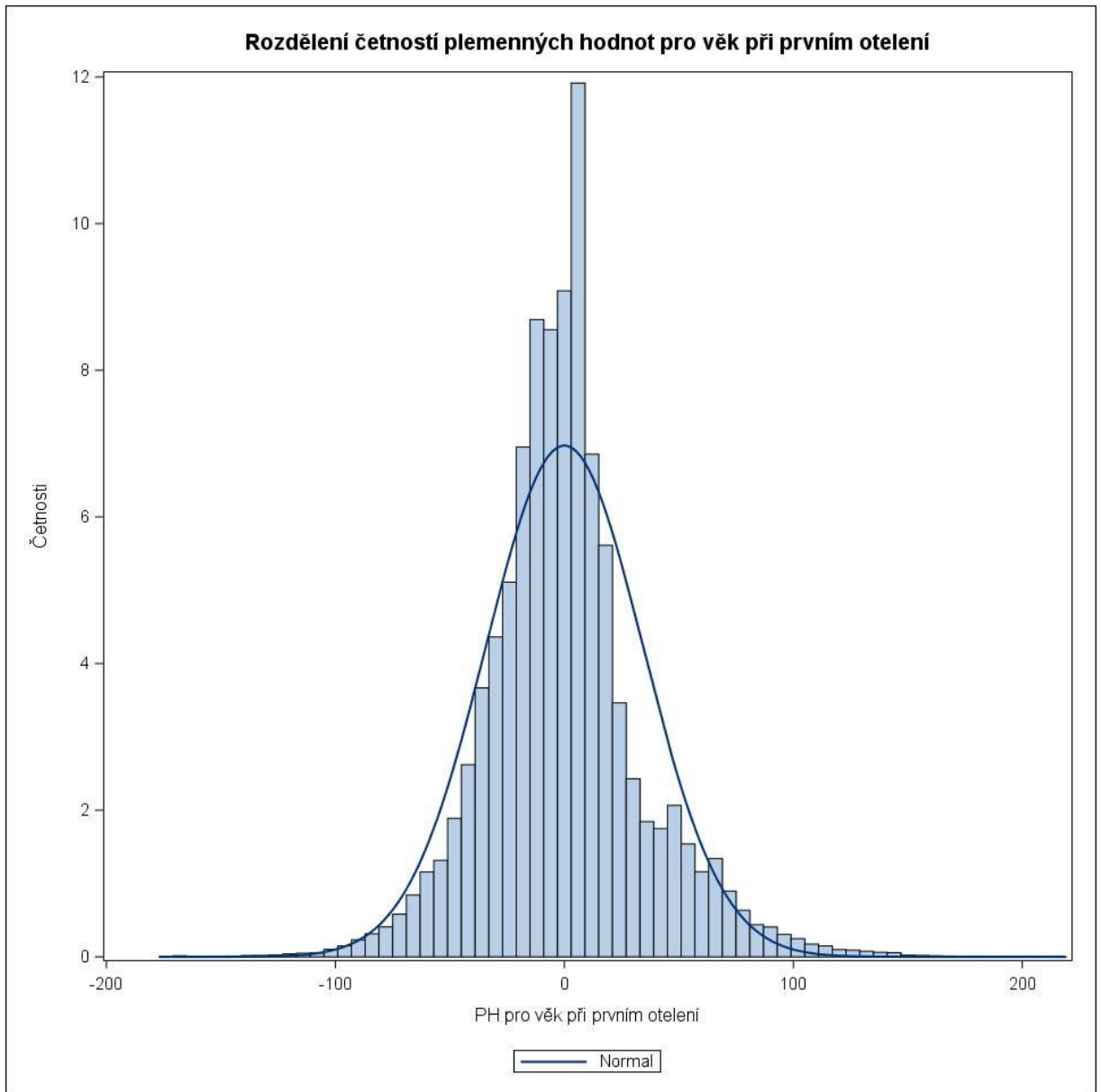
Na ose X „Plemeno“ jsou znázorněny skupiny neznámých předků dle plemen: Mléčná – dojená plemena, ČESTR – český strakatý skot, MS – masný simentál, BM – belgické modrobílé, HI – highland, W – galloway, GS – gasconne, HE – hereford, AA – aberdeen angus, CH – charolais, LI – limousine, BA – blonde d’Aquitaine, PI – piemontese, SA – salers. Na ose Y „PH pro produkční dlouhověkost (počet otelení za 160 měsíců)“ je znázorněna odchylka plemenné hodnoty pro produkční dlouhověkost definovanou počtem otelení do 160 měsíců za konkrétní plemeno.

5.5.1.5 Rozdělení četnosti plemenných hodnot

V následujících grafech je zobrazeno rozdělení četností předpovězených plemenných hodnot pro testované reprodukční vlastnosti. K ověření normality byl použit test Kolmogorov-Smirnov.

Pro věk při prvním otelení je rozdělení četností plemenných hodnot zobrazeno v grafu 18. V grafu je zahrnuto 76 219 plemenných hodnot. Hodnoty mají normální rozdělení se střední hodnotou $\mu = 0$ a směrodatnou odchylkou $\sigma = 34,85$.

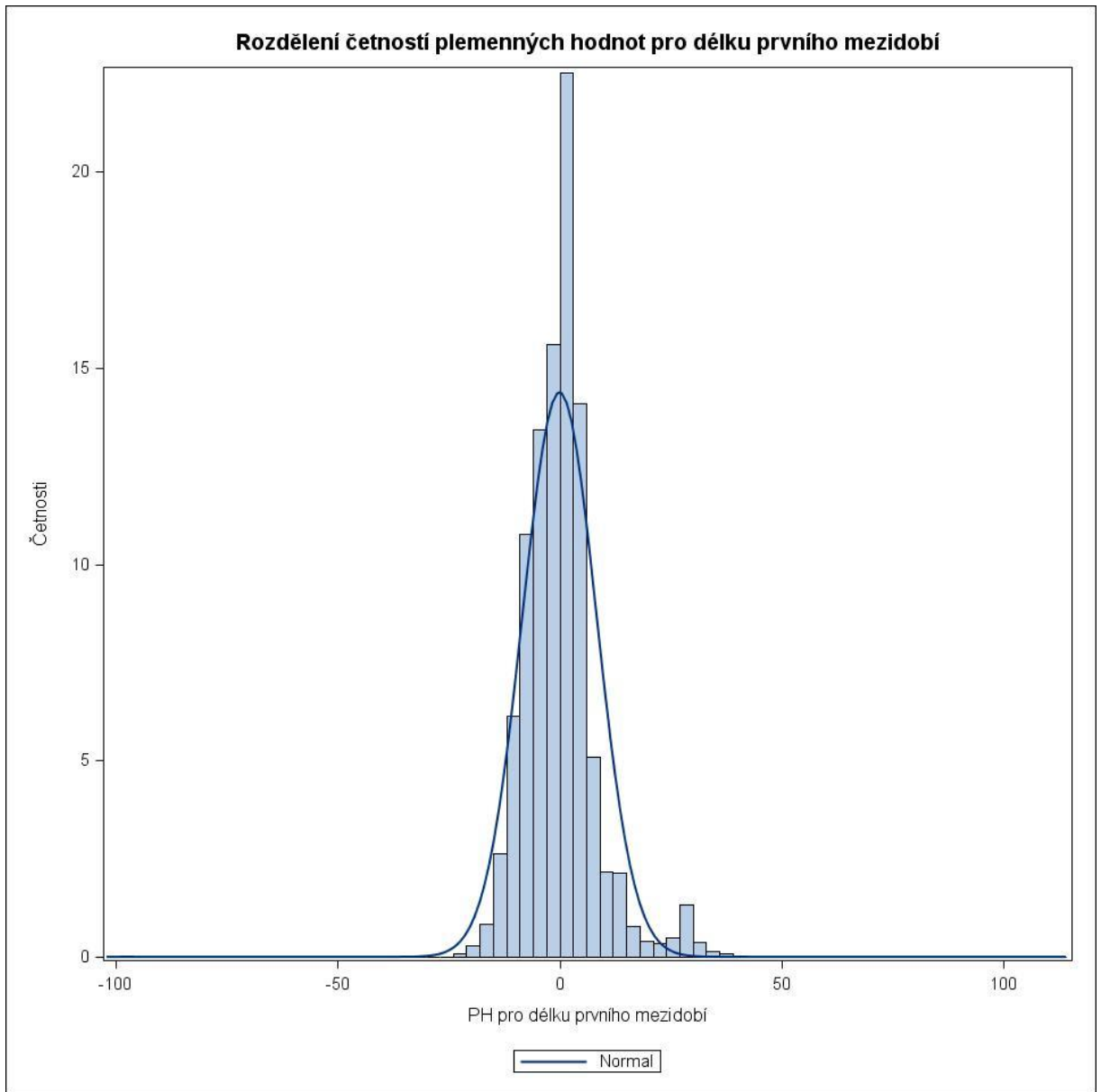
Graf 17: Rozdělení četností plemenných hodnot pro věk při prvním otelení.



Na ose X „PH pro věk při prvním otelení“ jsou znázorněny plemenné hodnoty věku prvního otelení, na ose Y „Frekvence“ je znázorněna frekvence případů dané hodnoty.

Pro první mezidobí je rozdělení četností plemenných hodnot zobrazeno v grafu 19. V grafu je zahrnuto 76 790 plemenných hodnot. Hodnoty mají normální rozdělení se střední hodnotou $\mu = 0$ a směrodatnou odchylkou $\sigma = 8,32$.

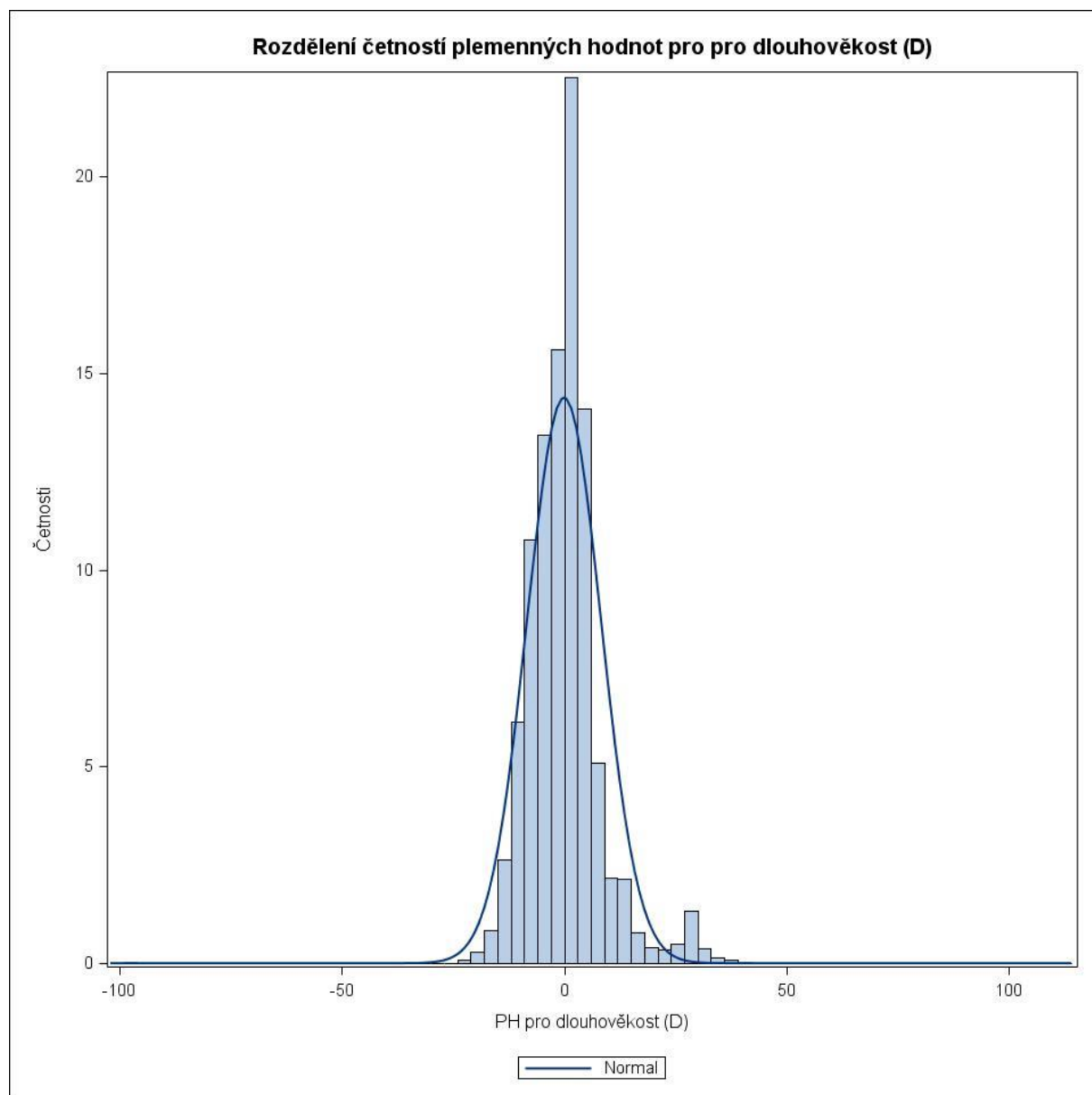
Graf 18: Rozdělení četností plemenných hodnot pro délku prvního mezidobí.



Na ose X „PH pro délku prvního mezidobí“ jsou znázorněny plemenné hodnoty pro délku prvního mezidobí, na ose Y „Frekvence“ je znázorněna frekvence případů dané hodnoty.

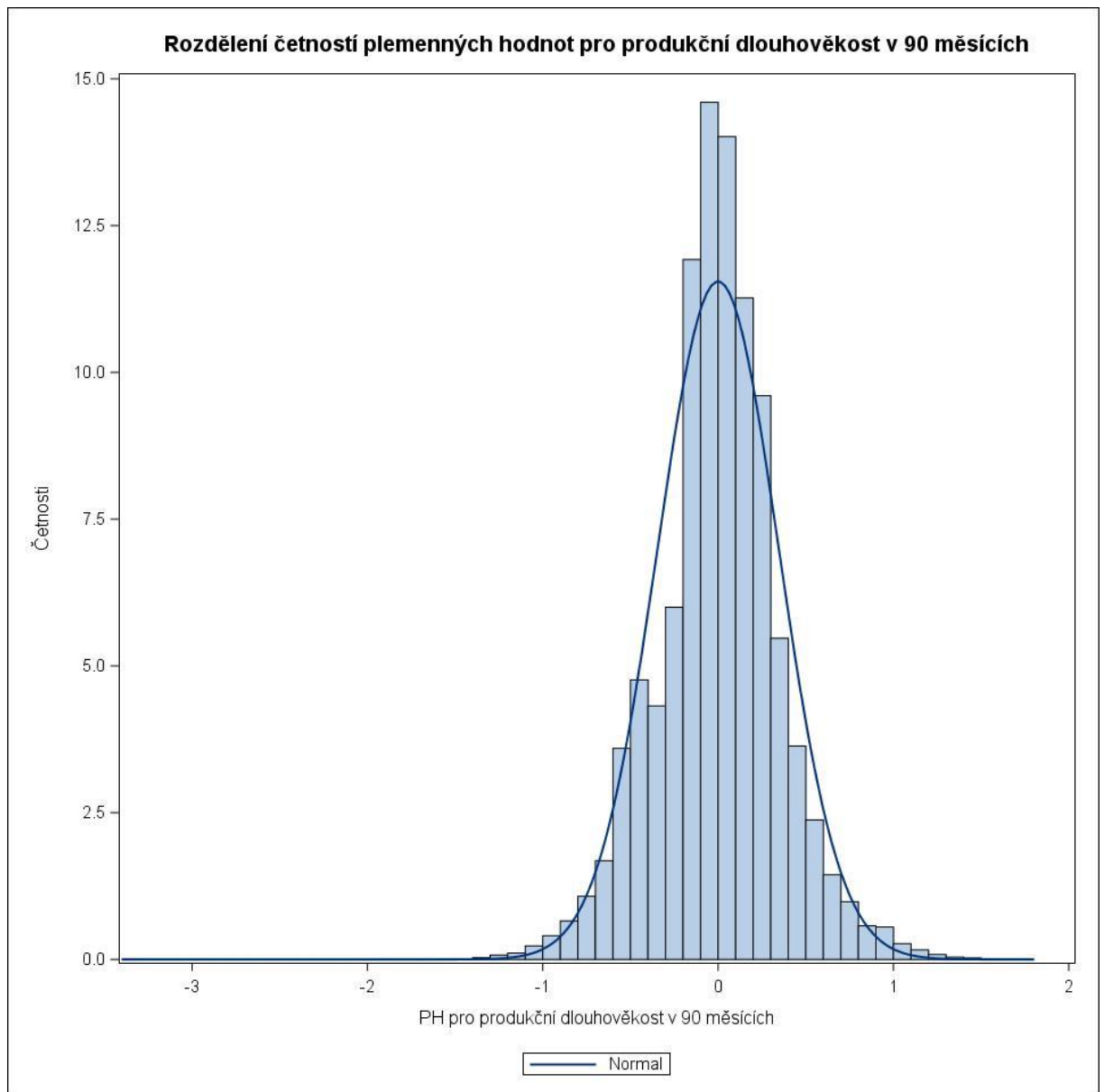
Rozdělení četností plemenných hodnot pro dlouhověkost a produkční dlouhověkost v 90 a 160 dnech je zobrazeno v grafech 20, 21 a 22. Celkový počet plemenných hodnot zahrnutých v grafech je 64 331. Hodnoty všech třech vlastností mají normální rozdělení se střední hodnotou $\mu = 0$. Směrodatné odchylky dosahovaly následujících hodnot – $\sigma = 0,56$ (D), $\sigma = 0,35$ (PD90) a $\sigma = 0,65$ (PD160).

Graf 19: Rozdělení četností plemenných hodnot pro dlouhověkost.



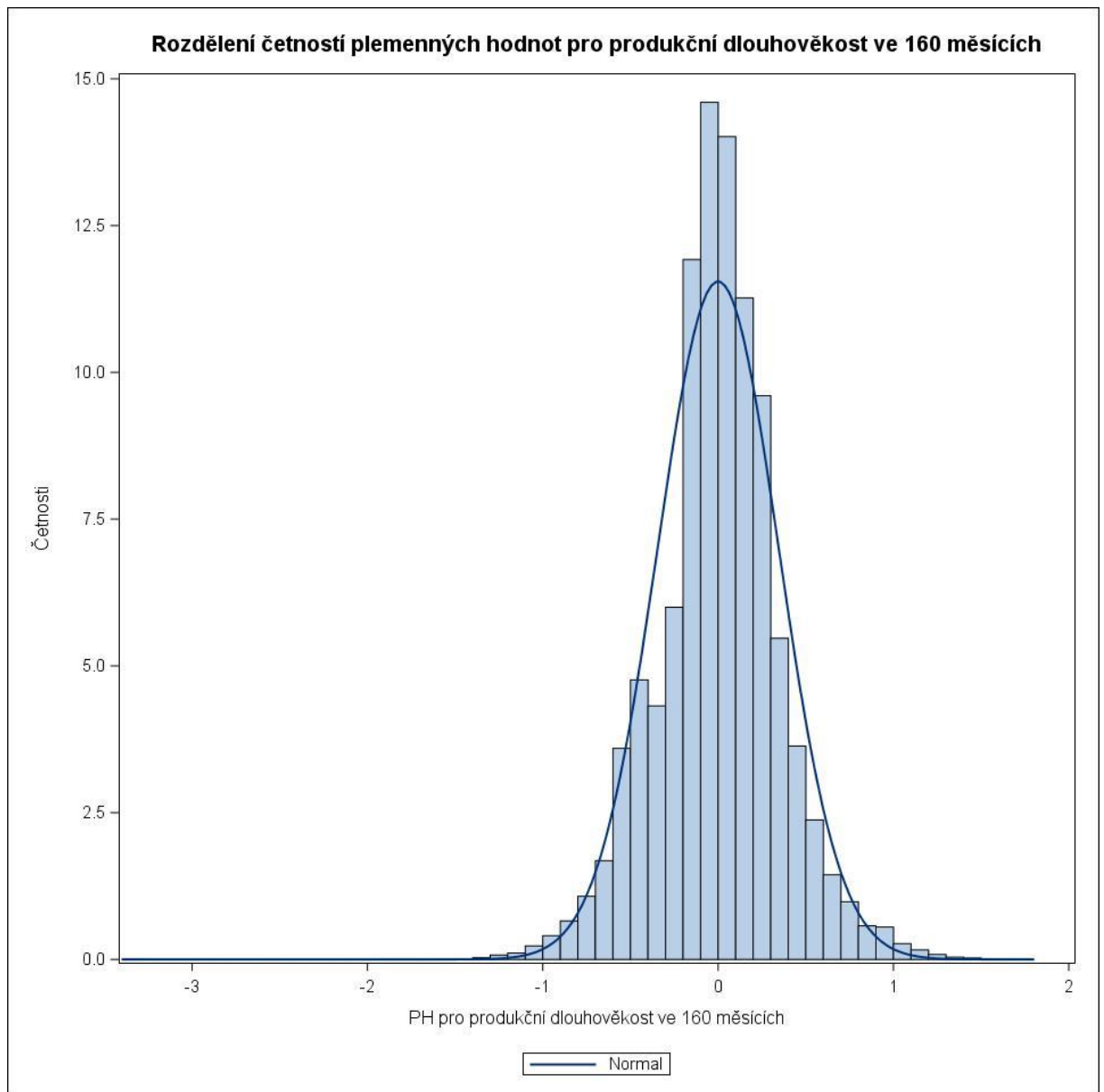
Na ose X „PH pro dlouhověkost“ jsou znázorněny plemenné hodnoty pro dlouhověkost, na ose Y „Frekvence“ je znázorněna frekvence případů dané hodnoty.

Graf 20: Rozdělení četností plemenných hodnot pro produkční dlouhověkost v 90 měsících.



Na ose X „PH pro produkční dlouhověkost v 90 měsících“ jsou znázorněny plemenné hodnoty pro produkční dlouhověkost v 90 měsících, na ose Y „Frekvence“ je znázorněna frekvence případů dané hodnoty.

Graf 21: Rozdělení četností plemenných hodnot pro produkční dlouhověkost ve 160 měsících.



Na ose X „PH pro produkční dlouhověkost ve 160 měsících“ jsou znázorněny plemenné hodnoty pro produkční dlouhověkost ve 160 měsících, na ose Y „Frekvence“ je znázorněna frekvence případů dané hodnoty.

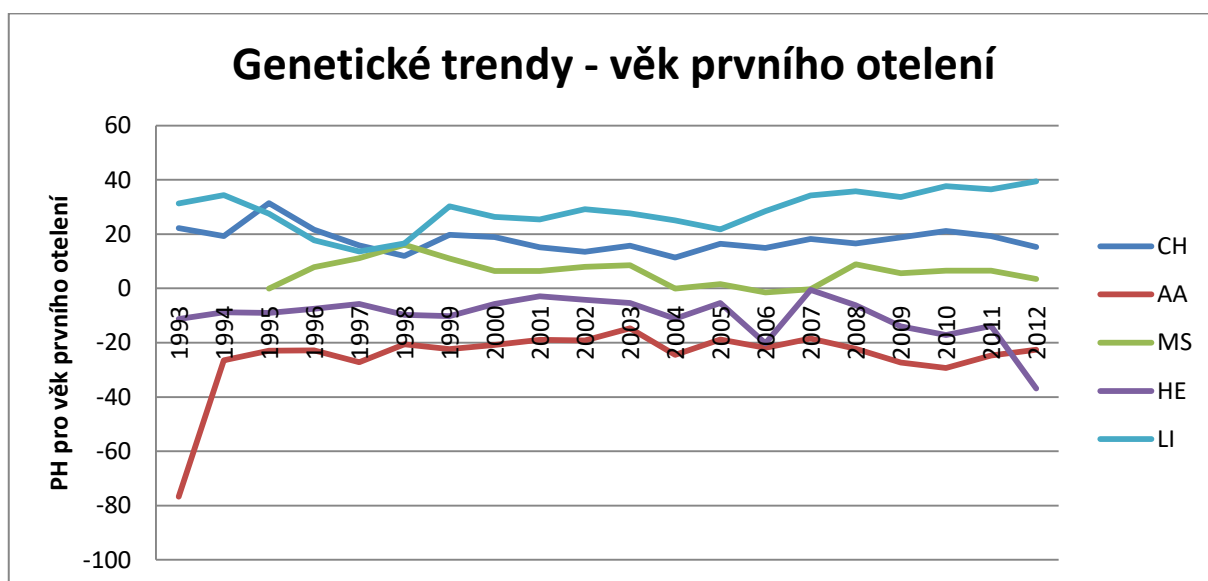
5.6 Genetické trendy

K analýze genetické úrovně jednotlivých znaků reprodukce byly použity tzv. genetické trendy. Ty slouží k porovnání genetické úrovně zvířat narozených v jednotlivých letech za sledované období. Vzhledem k tomu, že znaky reprodukce jsou do velké míry ovlivněny prostředím, nemusí genetický trend vždy doprovázet zvýšení fenotypové úrovně vybraného znaku. Genetický trend byl vytvořen z průměrných plemenných hodnot zvířat narozených mezi lety 1987 – 2011. Rozmezí roků narození bylo omezeno tak, aby se v každém roce nacházel dostatečný počet pozorování. Toto opatření bylo přijato proto, aby nedostatečný počet pozorování (např. méně než 20% hodnot roku předchozího, nebo počet pozorování $n < 5$) nezkroutil výsledný graf genetického trendu. Pro většinu plemen (vyjma hereford) bylo vzhledem k pozdějšímu importu plemen možné vytvořit genetické trendy až od roku 1993.

5.6.1 Věk při prvním otelení

Na grafu č. 23 je znázorněn genetický trend věku prvního otelení dle roku narození plemenic mezi lety 1993–2012 pro 5 nejčetnějších plemen databáze KUMP (CH, AA, MS, HE, LI). Při pohledu na jednotlivá plemena vidíme, že podobné hodnoty napříč roky si drží plemena charolais a aberdeen angus. Mírně rostoucí plemenná hodnota za zvolené časové období byla zjištěna u plemene limousine. Naopak postupně klesající tendenci mají plemenné hodnoty pro plemena masný simentál a hereford. Plemenné hodnoty pro plemeno hereford byly dlouho na stejné úrovni, avšak zvířata narozená po roce 2009 začala vykazovat klesající tendenci plemenných hodnot pro věk prvního otelení.

Graf 22: Genetický trend – věk při prvním otelení pro 5 nejčtenějších plemen databáze

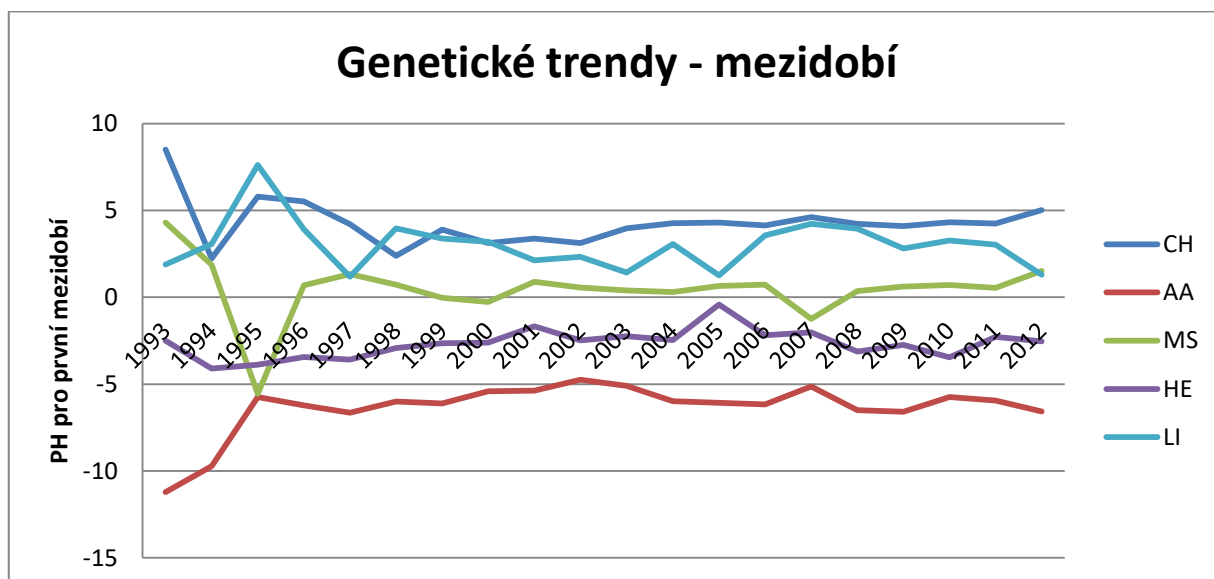


Na ose X jsou znázorněny jednotlivé roky narození hodnocených plemenic. Vzhledem k dostatečnému počtu případů byly zahrnuty pouze hodnoty z období od 1993 do 2012 a to pro plemena charolais (CH), aberdeen angus (AA), masný simentál (MS), hereford (HE), limousine (LI). Na ose Y „PH pro věk prvního otelení“ je znázorněna odchylka průměrné plemenné hodnoty pro věk prvního otelení ve dnech za konkrétní rok narození plemenic.

5.6.2 Mezidobí

Graf č. 24 zobrazuje genetický trend prvního mezidobí pro 5 nejčtenější plemen databáze KUMP (CH, AA, MS, HE, LI) v průběhu let 1993 – 2012. Průměrné plemenné hodnoty plemenic vybraných plemen vykazují často kolísavé hodnoty. Nicméně, můžeme je interpretovat tak, že průměrné PH pro charolais jsou stejné, avšak je patrná mírně stoupající tendence. Předpoklad delšího mezidobí je však spojen s ekonomickou zátěží. Genetický trend mezidobí plemen masný simentál a aberdeen angus se drží víceméně na podobné úrovni. Kolísavý trend byl zaznamenán u plemen hereford a limousine. U plemene hereford je během let 1994 až 2005 patrná mírně vzestupná tendence, kterou po tomto roce vystřídal zase mírné snižování hodnot. Genetický trend plemene limousine je velmi kolísavý, ale vykazuje zřejmě spíše rostoucí tendenci.

Graf 23: Genetický trend – první mezidobí pro 5 nejčtenějších plemen databáze



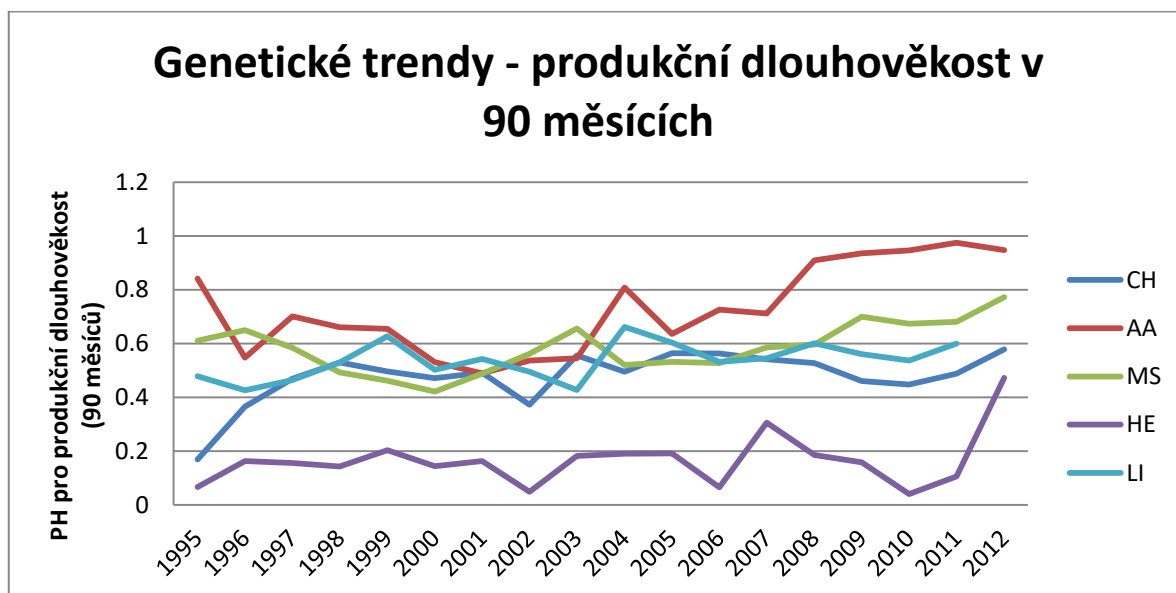
CH – charolais, AA – aberdeen angus, MS – masný simentál, HE – hereford, LI – limousine

Na ose X jsou znázorněny jednotlivé roky narození hodnocených plemenic plemen charolais (CH), aberdeen angus (AA), masný simentál (MS), hereford (HE) a limousine (LI). Pro sestavení genetických trendů byly použity hodnoty za roky 1993 až 2012. Osa Y „PH pro první mezidobí“ znázorňuje odchylku průměrné plemenné hodnoty pro mezidobí ve dnech za konkrétní rok narození plemenic.

5.6.3 Produkční dlouhověkost

V grafech č. 25 a 26 jsou znázorněny genetické trendy produkční dlouhověkosti v 90 a 160 měsících pro 5 nejčtenějších plemen databáze (CH, AA, MS, HE, LI). Pro tvorbu genetických trendů byly použity průměrné plemenné hodnoty plemenic narozených v letech 1995 až 2012. Vývoj genetických trendů je podobný pro oba typy produkční dlouhověkosti (90/160 měsíců). Při pohledu na genetické trendy produkční dlouhověkosti v 90 měsících jednotlivých plemen (graf. 25) je vidět, že největšího genetického pokroku dosáhlo plemeno aberdeen angus. Dlouhověkost je u aberdeen anguse jedním z plemenných znaků a tím je u něj zřejmě kladen větší důraz na selekci dlouhověkých zvířat. Rostoucí tendence je patrná od roku 2001, kdy se během následujících 10 let průměrný počet otelení do 90 měsíců zvedl o 0,5 telete. Mírnější nárůst počtu otelení za 90 měsíců byl viditelný u plemen charolais a masný simentál. Nárůst počtu otelení do 90 měsíců byl u těchto plemen od roku 2008 asi o 0,1 – 0,2 otelení. Přibližně stejná úroveň vlastností je vidět u plemen hereford a limousine. U plemene limousine je patrný ještě mírný nárůst hodnoty o 0,2 otelení v porovnání s úrovní v roce 1996.

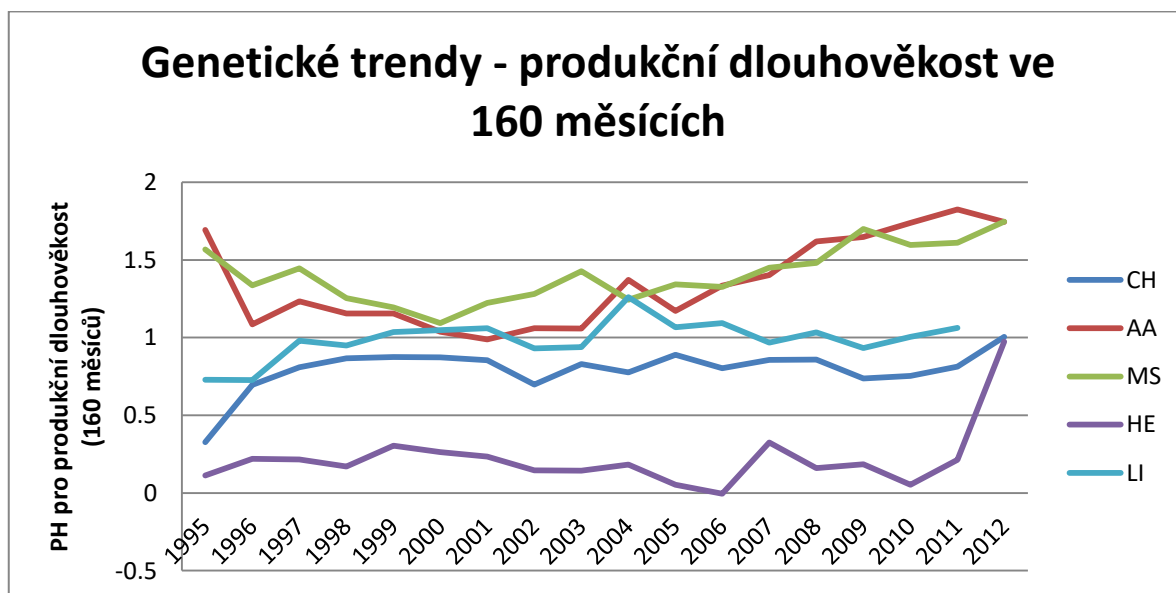
Graf 24: Genetický trend – produkční dlouhověkost v 90 měsících pro 5 nejčtenějších plemen databáze



Na ose X jsou znázorněny jednotlivé roky narození (1995 – 2012) hodnocených plemenic plemen charolais (CH), aberdeen angus (AA), masný simentál (MS), hereford (HE) a limousine (LI). Na ose Y „PH pro produkční dlouhověkost v 90 měsících“ je znázorněna odchylka průměrné plemenné hodnoty pro produkční dlouhověkost vyjádřenou v počtech otelení.

Genetické trendy produkční dlouhověkosti ve 160 měsících mají pro jednotlivá plemena podobný průběh. Rostoucí genetický trend vlastnosti byl zaznamenán u plemene aberdeen angus, kde oproti roku 2001 došlo v roce 2011 ke zvýšení úrovně vlastnosti přibližně o 0,7 otelení. Další plemeno, u kterého byl patrný růst genetického trendu, byl masný simentál. K nárůstu genetického trendu docházelo od roku 2000 a nárůst hodnoty byl o více než 0,5 otelení oproti úrovni roku 2000. Genetický trend ostatních plemen (CH, HE, LI) vykazoval přibližně stejné hodnoty (s menšími výkyvy) po celé sledované období.

Graf 25: Genetický trend – produkční dlouhověkost ve 160 měsících pro 5 nejčetnějších plemen databáze



Na ose X jsou znázorněny jednotlivé roky narození (1995 – 2012) hodnocených plemenic plemen charolais (CH), aberdeen angus (AA), masný simentál (MS), hereford (HE) a limousine (LI). Na ose Y „PH pro produkční dlouhověkost ve 160 měsících“ je znázorněna odchylka průměrné plemenné hodnoty pro produkční dlouhověkost vyjádřenou v počtech otelení.

6 ZÁVĚR

Práce vychází z hypotézy, že u masných plemen skotu chovaných v ČR existuje genetická variabilita plodnosti využitelná k jejímu genetickému zlepšení. Cílem práce bylo určit vhodné vlastnosti, které lze využít jako ukazatele mateřské plodnosti masného skotu, vytvořit vhodnou modelovou rovnici a odhadnout genetické parametry, tj. genetické a prostředkové variance, korelace a koeficienty dědivosti. Navazujícím cílem byla předpověď plemenných hodnot pro zvolené užitkové vlastnosti pomocí lineárního animal modelu za pomoci programu BLUPF90. Pro analýzu databáze a následné genetické hodnocení plodnosti byla použita databáze kontroly užitkovosti masných plemen. Tato databáze obsahovala údaje o 369 530 jedincích skotu masných plemen a jejich kříženců. Pro hodnocení dlouhověkosti byla ještě navíc použita databáze ústřední evidence skotu. Použitá data pocházela z let 1991-2014. Pomocí programu SAS byla provedena úprava databáze a její očištění. Pro odhad genetických parametrů byly hodnoty vlastností plodnosti očištěny na následující rozmezí hodnot – věk při prvním otelení (500–1600 dnů), první mezidobí (290–630 dnů). Procedurou GLM/SAS byla testována významnost jednotlivých efektů a na základě výsledků byly sestaveny vhodné modelové rovnice pro jednotlivé reprodukční vlastnosti. Genetické parametry byly odhadnuty programem AIREMLF90 pomocí jednoznakových, dvouznakových nebo víceznakových modelů. Předpověď plemenných hodnot byla provedena programem BLUPF90.

Výsledky dizertační práce lze shrnout v následujících bodech:

- Jako ukazatele plodnosti byly vybrány vlastnosti věk při prvním otelení, první mezidobí, dlouhověkost a produkční dlouhověkost.
- Při tvorbě rodokmenu byly vytvořeny tzv. skupiny neznámých předků pro zahrnutí plemene do předpovědi plemenných hodnot. Skupiny neznámých předků byly definovány jako skupina jedinců neznámého původu známého plemene.
- Byly vypočítány pravděpodobnosti přežitelnosti z jednoho otelení do otelení následujícího u celé populace a populace charolais a aberdeen angus. Zjištěné pravděpodobnosti následně sloužily k předpovědi dlouhověkosti u cenzorovaných dat. Cenzorovaná data tvořila 37,27 % všech dat v databázi.

- Na základě analýzy přežitelnosti krav byly vybrány tzv. kritické body v životě krav projevující se zvýšenou brakací. Jako nejkritičtější oblasti byly zvoleny hodnoty kolem 90 a 160 měsíců věku krav.
- Pro každou užitkovou vlastnost bylo testováno několik modelových rovnic.
- Pomocí procedury GLM a MIXED v SAS 9.4 byly s ohledem na statistickou významnost a biologickou podstatu vlastnosti vybrány efekty do modelových rovnic. Do modelové rovnice pro věk při prvním otelení byly použity následující efekty: rok otelení krávy, chov prvního otelení krávy, věk matky, heterozní efekt plemence a náhodné efekty stádo-rok-období narození a jedince. Modelová rovnice pro první mezidobí obsahovala efekt rok otelení krávy, věk prvního otelení ve dnech lineárně a kvadraticky, heterozní efekt plemence, obtížnost prvního telení, měsíc prvního telení a náhodné efekty stádo-rok-období prvního otelení a jedince. Vybraná modelová rovnice pro dlouhověkost obsahovala rok posledního otelení, věk prvního otelení lineárně a kvadraticky, heterozní efekt plemence a její matky, průměrná obtížnost telení a náhodné efekty stádo-rok-období posledního otelení a jedince. Ve všech výše zmíněných modelových rovnicích byla zahrnuta také náhodná chyba (reziduum).
- Na základě vybraných modelových rovnic byly odhadnuty genetické parametry jednoznakovými modely pro věk při prvním otelení, první mezidobí a dlouhověkost, pro produkční dlouhověkost byly zvoleny dvouznakové modely pro kombinace produkční dlouhověkost v 78 a 150 měsících a produkční dlouhověkost v 90 a 160 měsících.
- Odhadnuté koeficienty dědivosti byly nízké. Koeficient dědivosti jednotlivých vlastností vybraných modelových rovnic byl 0,126 (věk prvního otelení), 0,076 (první mezidobí), 0,035 (dlouhověkost), 0,085 a 0,047 (produkční dlouhověkost v 78 a 150 měsících), 0,071 a 0,047 (produkční dlouhověkost v 90 a 160 měsících).
- Pomocí tříznakového modelu byly spočítány genetické korelace mezi věkem prvního otelení, prvním mezidobím a dlouhověkostí. Čtyřznakovým modelem byly spočítány genetické korelace mezi věkem prvního otelení, prvním mezidobím a produkční dlouhověkostí v 78 a 150 měsících a 90 a 160 měsících.
- Genetické korelace mezi vlastnostmi vykazují následující tendence: mezi věkem prvního otelení a mezidobím byla nalezena nižší až střední pozitivní genetická

korelace, mezi věkem prvního otelení a dlouhověkostí/produkční dlouhověkostí byla zjištěna nízká negativní korelace a mezi mezidobím a dlouhověkostí/produkční dlouhověkostí byla zjištěna střední až vyšší negativní genetická korelace.

- Pomocí programu BLUPF90 byly předpovězeny a analyzovány plemenné hodnoty pro vybrané vlastnosti reprodukce pomocí jednoznakových (věk prvního otelení, první mezidobí, dlouhověkost) nebo dvouznakových modelů (produkční dlouhověkost).

7 Doporučení pro praktické šlechtění

Plodnost zvířat je tvořena komplexem reprodukčních a zdravotních ukazatelů zvířat. Jedná se o komplex vlastností s nízkou dědivostí, a tak jedinou efektivní možností selekce je selekce na základě plemenných hodnot, neboť vliv prostředí je u těchto vlastností natolik významný, že efektivní selekce pouze na základě fenotypových údajů není možná. V České republice prozatím nebyl vyvinut systém pro genetické hodnocení plodnosti. Tato práce přináší zásadní poznatky v této oblasti. Byly stanoveny genetické parametry populace masného skotu v ČR za roky 1995-2014 pro věk při prvním otelení, první mezidobí, dlouhověkost a produkční dlouhověkost, což byla podmínka k tomu, aby byla umožněna předpověď plemenných hodnot pro tyto vlastnosti. Zahrnutí a využití plemenných hodnot reprodukčních vlastností při šlechtění masného skotu v ČR by přispělo k rychlejšímu a efektivnějšímu dosažení šlechtitelských cílů reprodukčních ukazatelů jednotlivých plemen. Využití předpovědi plemenných hodnot by bylo významné zejména u mezidobí, kde je jeho prodloužení spojeno s výraznými ekonomickými ztrátami. Plemenné hodnoty získané na základě genetického hodnocení umožní vytvářet žebříčky zvířat dle jejich genetického potenciálu pro danou reprodukční vlastnost. Znalost genetického potenciálu zvířat přispěje také k efektivitě selekce nebo k lepší tvorbě připárovacích plánů. Pro praktické šlechtění na znaky reprodukce doporučuji využití genomické selekce, neboť její největší přínos je právě u nízké dědivých vlastností, které lze hodnotit ve vyšším věku. Její zavedení by vedlo zejména ke zvýšení spolehlivosti předpovědi plemenných hodnot, což by umožnilo časnější selekci následující generace a rychlejší dosažení šlechtitelských cílů.

8 Doporučení pro další výzkum

Reprodukce hospodářských zvířat je aktuálním tématem, a to zejména kvůli návaznosti na další produkční systémy a její spojitosti se zdravotními ukazateli. Zejména u dlouhověkosti je významná propojenost se zdravotním stavem zvířat a doporučuji podrobnější výzkum faktorů ovlivňujících tyto dvě propojené vlastnosti, aby bylo možné zlepšit genetickou odolnost zvířat šlechtěním přímo, ne pouze jen na základě selekce na dlouhověkost. Zahrnutí funkčních znaků (kvalita paznehtů, odolnost proti klimatickým podmínkám prostředí, konverze krmiva, správné utváření vemene, atd.) do kontroly užitkovosti považuji za nezbytné, neboť selekce na tyto znaky přispěje ke zvýšení dlouhověkosti a podpoří dobré genetické založení znaků reprodukce. Doporučuji rovněž zahrnutí dalších ukazatelů reprodukce, jako jsou např. obvod šourku, zabřezávání, nástup říje a další.

Zaměření výzkumu by mělo reagovat na poznatky a zkušenosti, které budou získány vyhodnocením výsledků v ČR nedávno zahájeného genomického hodnocení. Jak již bylo zmíněno, genomický přístup je přínosný zejména pro vlastnosti s nízkou dědivostí, např. reprodukční nebo zdravotní ukazatele, a pro vlastnosti, které lze hodnotit ve vyšším věku. Problémem nízké dědivých vlastností je například to, že plemenné hodnoty dosáhnou vyšší spolehlivosti až spolu se zvyšujícím se množstvím údajů (vlastní užitkovost zvířete, užitkovost potomků, rodičů, sourozenců). U reprodukčních ukazatelů je nárůst informací pomalý, zejména u dlouhověkosti. V době kdy dosáhne PH vysoké spolehlivosti, je kráva často stará, tudíž její využití ve šlechtění je limitováno. Zahrnutím SNP údajů dojde již u mladého zvířete k výraznému zvýšení spolehlivosti pouze na základě známé genomické příbuznosti. Další výhodou genomické selekce je možnost časného odhadu PH i u býků. Můžeme potom s vyšší spolehlivostí stanovovat genomickou plemennou hodnotu pro samčí i samičí reprodukční ukazatele i bez záznamů o vlastní užitkovosti dcer, jako je věk při prvním otelení, mezidobí, počet otelení. Organizované genotypování populace masného skotu bylo Českým svazem chovatelů masného skotu zahájeno v roce 2019 a výsledky této disertační práce lze v budoucnu přímo využít pro vytvoření systému genomického hodnocení znaků mateřské plodnosti.

9 SEZNAM ZKRATEK

Zkratka	Vysvětlení	Anglický název
AIC	Akaikovo informační kritérium	Akaike Information criterion
AIREML	Program pro odhad genetických parametrů	Average Information Restricted Maximum Likelihood
ASREML	Program pro odhad genetických parametrů	AS Restricted Maximum Likelihood
BLUP	Metoda předpovědi plemenných hodnot	Best Linear Unbiased Prediction
BLUP-AM	Metoda předpovědi plemenných hodnot	Best Linear Unbiased Prediction Animal Model
CD	Datum otelení	Calving Date
CtD	Dny do otelení	Days to calving
ČSCHMS	Český svaz chovatelů masného skotu	Czech Beef Breeders Association
D	Dlouhověkost	Longevity, Lifespan
DNA	Deoxyribonukleotidová kyselina	Deoxyribonucleic Acid
EC	Očekávaný počet otelení	Expected number of calvings
GLM/SAS	Procedura v programu SAS (obecný lineární model)	General Linear Model
ICAR	Mezinárodní organizace zaměřená na sběr dat hospodářských zvířat	International Committee for Animal Recording
JUT	Jatečně upravené tělo	Carcass
KU	Kontrola užitkovosti	Performance record database
KUMP	Kontrola užitkovosti masných plemen	Performance record database of beef cattle
MEZ	Mezidobí	Calving Interval
MIXED SAS	Procedura v programu SAS (smíšený lineární model)	Mixed Linear Model
MTDFREML	Program pro odhad genetických parametrů	Multiple Trait Derivative Free REstricted Maximum Likelihood
NC	Počet otelení	Number of calvings
OPB	Odchovny plemenných býků	Bull Test Station
PD	Produkční dlouhověkost	Production longevity
PH	Plemenná hodnota	Breeding value
REML	Metoda odhadu genetických parametrů	Restricted Maximum Likelihood
REML VCE	Metoda odhadu genetických parametrů	Restricted Maximum Likelihood Variance Components Estimation
SAS	Software na statistické zpracování a úpravu dat	Statistical Analytical Software
SEUROP	Systém klasifikace jatečně upravených těl	SEUROP classification system
SRO	Sdružený efekt stádo-rok-období	Herd-Year-Season Effect
TPM	Tržní produkce mléka	Milk price
VPO	Věk při prvním otelení	Age at first calving

9.1 Zkratky plemen

Zkratka	Plemeno
Mléčná	Dojená plemena skotu
ČESTR	Český strakatý skot
MS	Masný simentál
BM	Belgické modrobílé
HI	Highland
W	Galloway
GS	Gascone
HE	Hereford
AA	Aberdeen angus
CH	Charolais
LI	Limousine
BA	Blonde d'Aquitaine
PI	Piemontese
SA	Salers

10 PŘEHLED POUŽITÉ LITERATURY

Åby, B. A., Vangen, O., Sehested, E., Aass, L. (2010): The economic importance of fertility in beef cattle breeding. In: Book of Abstracts of the 61st Annual Meeting of EAAP, Heraklion, Greece, Wageningen Academic Publishers. ISBN:978-90-8686-152-1.

Bormann, J. M., Wilson, D. E. (2010): Calving day and age at first calving in Angus heifers. *Journal of Animal Science*, 88:1947-1956.

Bourdon, R. M., Brinks, J. S. (1983): Calving date versus calving interval as a reproductive measure in beef cattle. *Journal of Animal Science*. 57: 1412-1417.

Brigham, B. W., Speidel, S. E., Enns, R. M., Garrick, D. J. (2007): Stayability to alternate ages. *Proc. Western Section, American Society of Animal Science*. 58: 27-30.

Brotherstone, S., Veerkamp, R. F., Hill, W. G. (1997): Genetic parameters for a simple predictor of lifespan of Holstein-Friesian dairy cattle and its relationship to production. *Animal Science*. (65): 31-37.

BrzÁková, M., SvitÁková, A., VeselÁ, Z. (2016): Estimation of genetic parameters for age at first calving in Charolais and Aberdeen Angus. *Proc. XXVIIth Genetic Days*, Nitra, Slovak Republic.

Cammack, K. M., Thomas, M. G., Enns, R. M. (2009): Review: Reproductive Traits and Their Heritabilities in Beef Cattle. *The Professional Animal Scientist*. 25: 517-528.

Crump, R. E., Wray, N. R., Thompson, R., Simm, G. (1997): Assigning pedigree beef performance records to contemporary groups taking into account of within-herds calving patterns. *Animal Science*. 65: 193-198.

Cushman, R. A., Allan, M. F., Kuehn, L. A. (2008): Characterization of biological types of cattle: indicator traits of fertility in beef cows. *Revista Brasileira de Zootecnia*. 37: 116-121.

ČSCHMS, Metodika popisu a hodnocení zevnějšku masných plemen skotu [online]. 2016_a [cit. 2019-02-05]. Dostupné z: http://www.cschms.cz/DOC_LEGISLATIVA_svaz/119_Metodika_popisu_a_hodnoceni_zevnejsku.pdf

ČSCHMS, Šlechtitelské program plemen masného skotu [online]. 2016_b [cit. 2019–02–05]. Dostupné z: http://www.cschms.cz/index.php?page=sle_program

ČSCHMS, Základní charakteristika plemene Charolais [online]. 2016_c [cit. 2019–02–05]. Dostupné z: http://www.cschms.cz/index.php?page=pl_info&plid=8

ČSCHMS, Metodika kontroly užítkovosti skotu bez tržní produkce mléka [online]. 2018 [cit. 2019–02–05]. Dostupné z: http://www.cschms.cz/DOC_LEGISLATIVA_svaz/149_Metodika_KUMP.pdf

Geary, T. M. (2003): Management of young cows for maximum reproductive performance. Proc. 35th Beef Improvement Federation Annual Meeting, Lexington, KY.

Gilmour, A. R., Cullis, B. R., Welham, S. J., Thompson, R. (2000): ASREML Reference Manual. NSW Agriculture, Orange Agric. Inst. Orange, Australia.

Gilmour, A. R., Gogel, B. J., Cullis, B.R., Welham, S.J., Thompson, R. (2002): ASReml User Guide release 1.0. VSN International Ltd., Hemel Hempstead, U.K.

Goyache, F., Gutiérrez, J. P. (2001): Heritability of reproductive traits in Asturiana de los Valles beef cattle breed. Archiv für Tierzucht. 44: 489–496.

Groeneveld, E. (1998): VCE4 Version 4.2.5. User's Guide and Reference Manual. Marience, Germany.

Gutiérrez, J.P., Alvarez, I., Fernández, I., Royo, L.J., Díez, J., Goyache, F. (2002): Genetic relationships between calving date, calving interval, age at first calving and type traits in beef cattle. Livestock Production Science, 78, 215–222.

Haskell, M. J., Simm, G., Turner, S. P. (2014): Genetic selection for temperament traits in dairy and beef cattle. Frontiers in Genetics, 5, 368: 1–18.

Hickey, J. M., Keane, M. G., Kenny, D. A., Cromie, A. R., Veerkamp, R. F. (2007): Genetic parameters for EUROP carcass traits within different groups of cattle in Ireland. Journal of Animal Science. 85: 314–321.

ICAR. ČSCHMS [online]. 2019 [cit. 2019–15–05]. Dostupné z: <https://www.cschms.cz/plemenarska-prace/ku-kontrola-uzitkovosti/icar/>

Jakubec, V., Bezdíček, J., Louda, F. (2010): Selekce–inbríding–hybridizace. Agrovýzkum Rapotín. ISBN 978–80–87144–22–0.

Jakubec, V., Golda, J., Říha, J. (1998). Šlechtění masných plemen skotu. VÚCHS Rapotín, 177s.

Jakubec, V., Louda, F., Bezdíček, J. (2012): Šlechtění a management genetických zdrojů zvířat. Rapotín: Agrovýzkum. ISBN 978–80–87592–10–6.

Jakubec, V., Říha, J., Golda J., Majzlík, I. (1999): Odhad plemenné hodnoty hospodářských zvířat. VÚCHS Rapotín, 175 s.

Johnston, D. J. (2014): Genetic improvement of reproduction in beef cattle. In: Proc. World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, Vancouver, Canada, vol. Species Breeding: Beef cattle, 246.

Jungwirth, V. (2016): Vyhodnocení reprodukce u populace masného plemene Aberdeen Angus [online]. České Budějovice, 2016. Dostupné z: www.cschms.cz/novinka_download.php?id=1896. Bakalářská práce. Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích, Zemědělská fakulta. Vedoucí práce Jarmila Voříšková.

Kassab, M. S. (1995): Factors affecting some performance traits in Friesian cattle. Alexandria Journal of Agricultural Research. 40(1): 65–76.

Koots, K. R., Gibson, J. P., Wilton, J. W. (1994): Analyses of published genetic parameters estimates for beef production traits. 1. Heritability. Animal Breeding Abstracts. 62: 309–338.

Krupová, Z., Vráblík, M., Krupa, E., Svitáková, A., Krutina, T., Příbyl, J. (2017): Ekonomika chovu plemene aberdeen angus. Zpravodaj ČSCHMS, roč. 24, č. 4, s. 40–41.

Kvapilík, J., Bucek, P., Kučera, J. (2018): Ročenka Chov skotu v České republice [online]. Praha: Českomoravská společnost chovatelů, 2018, 91 s. Dostupné z: <https://www.cmsch.cz/plemenarska-prace/ku-kontrola-uzitkovosti/rocenky/rocenky-chovu-skotu/>

- Lamond, D. R., Henricks, D. M., Hill, J. R., Dickey, J. F. (1972): Breed Differences in Plasma Progesterone Concentration in the Bovine during Proestrus¹. *Biology of reproduction*. 5: 258–261.
- MacGregor, R. G., Casey, N. H. (1999): Evaluation of calving interval and calving date as measures of reproductive performance in a beef herd. *Livestock Production Science*. 57: 181–191.
- MacNeil, M. D., Newman, S., Enns, R. M., Stewart–Smith, J. (1994): Relative economic values for Canadian beef production using specialized sire and dam lines. *Canadian Journal of Animal Science*. 411–417.
- Magana, J. G., Segura, J. C. (1997): Heritability and factors affecting growth traits and age at first calving of zebu beef heifers in South-Eastern Mexico. *Tropical Animal Health and Production*. 29: 185.
- Maiwashe, A., Nephawe, K. A., Theron, H. E. (2009): Analysis of stayability in South African Angus cattle using a threshold model. *South African Journal Of Animal Science*. 39:55–60.
- Martinez, G. E., Koch, R. M., Cundiff, L. V., Gregory, K. E., Kachman, S. D., Van Vleck, L. D. (2004): Number of calves born, number of calves weaned, and cumulative weaning weight as measures of lifetime production for Hereford cows. *Journal of Animal Science*. 82, 1903–1911.
- Martínez–Vélázquez, G., Gregory, K. E., Bennet, G. L., Van Vleck, L. D. (2003): Genetic relationship between scrotal circumference and female reproductive traits. *Journal of Animal Science*. 81: 395–401.
- Mialon, M. M., Renand, G., Krauss, D., Ménessier, F. (2000): Genetic variability of the length of postpartum anoestrus in Charolais cows and its relationship with age at puberty. *Genetic Selection Evolution*. 32(4): 403–414.
- Misztal I., Tsuruta S., Strabel T., Auvray B., Druet T., Lee D. (2002): BLUPF90 and related programs (BGF90). In: Proc. 7th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production. Montpellier, France, Session 28, 1–2.

Mrode, R. A. 2014. Linear models for the prediction of animal breeding values. 3rd ed. Boston, MA: CABI, 2013. ISBN 978–1–84593–981–6.

Neves, H. H. R., Carneiro, R., Queiroz, S. A. (2012): Genetic parameters for an alternative criterion to improve productive longevity of Nelore cows. *Journal of Animal Science*. 90: 4209–4216.

Newman, S., Morris, C. A., Baker, R. L., Nicoll, G. B. (1992): Genetic improvement of beef cattle in New Zealand: Breeding objectives. *Livestock Production Science*. 32: 111–130.

Nogalski, Z., Piwczyński, D. (2012): Association of length of pregnancy with other reproductive traits in dairy cattle. *Asian–Australas Journal of Animal Science*. 25(1): 22–27.

Nunez–Dominiquez, R., Cundiff, L. V., Dickerson, G. E., Gregory, K. E., Koch, R. M. (1991): Lifetime production of beef heifers calving first at two versus three years of age. *Journal of Animal Science*. 69: 3467.

Olori, V. E., Pool, M. H., Calus, M. P. L., Cromie, A. R., Veerkamp, R. F. (2003): Joint evaluation of survival and fertility in dairy cattle with a linear model. *Interbull bulletin* 30, 20–24. Beltsville, Maryland, USA.

Pool, M. H., Olori, V. E., Cromie, A. R., Wickham, B. W., Veerkamp, R. F. (2005): The one cow survival and fertility evaluation for Irish dairy and beef cattle. In: *Proc. Interbull meeting UPPSALA, Sweden, June*.

Příbyl, J., Krejčová, H., Příbylová, J., Mísztal, I., Bohmanová, J., Štípková, M. (2007): Trajectory of body weight of performance tested dual–purpose bulls. *Czech Journal of Animal Science*, 52 (10): 315–324.

Příbyl, J., Mísztal, I., Příbylová, J., Šeba, K. (2003): Multiplebreed, Multiple–traits evaluation of beef cattle in the Czech Republic. *Czech Journal of Animal Science*. 48: 519–532.

Příbylová, J., Příbyl, J. (2001): Spolehlivost plemenné hodnoty pro mléčnou užitkovost. *Náš chov*. 12: 24–25.

Rogers, P. L., Gaskins, C. T., Johnson, K. A., MacNeil, M. D. (2004): Evaluating longevity of composite beef females using survival analysis techniques. *Journal of Animal Science*. 82:860.

Roughsedge, T., Amer, P.R., Thompson, R., Simm, G. (2005): Genetic parameters for a maternal breeding goal in beef production. *Journal of Animal Science*. 83: 2319–2329.

Rust, T., Groeneveld, E. (2001): Variance component estimation on female fertility traits in beef cattle. *South African Journal Of Animal Science*. 31, 131–141.

Říha, J. (2002): Využití diferencí mezi masnými plemeny k efektivní populaci. Rapotín: Asociace chovatelů masných plemen. ISBN 80–903143–0–9.

Říha, J. (2004): Reprodukce v procesu šlechtění skotu: Reproduction in cattle improvement systém. Rapotín: Asociace chovatelů masných plemen. ISBN 80–903143–5–x.

Sanders, J. (2012): Productive Longevity in Beef Cows. 44th Beef Improvement Federation Research Symposium & Annual Meeting, Houston, Texas, USA. 33–37. <http://www.bifconference.com/bif2012/proceedings-pdf/04sanders2.pdf>

Short, R. E., Bellows, R. A., Staigmiller, R. B., Berardinelli, J. G., Custer, E. E. (1990): Physiological mechanisms controlling anestrus and infertility in postpartum beef cattle. *Journal of Animal Science*. 68:799–816.

Schmitz, F., Everett, R.W., Quaas, R. L. (1991): Herd–Year–Season Clustering. *Journal of Dairy Science*. 74: 629–636.

Singh, M., Tomar, S. P. S., Singh, R.V., Manglik, V. P. (1996): Studies on genetic and non- genetic factors influencing reproduction parameters in crossbred cows. *Indian Journal of Animal Research*. 30, 65–69.

Situační a výhledová zpráva skot-hovězí maso. Praha: Ministerstvo zemědělství ČR v Agrospoji, 2018. ISBN 978-80-7434-507-4. ISSN 1211-7692.

Snelling, W. M., Golden, B. L., Bourdon, R. M. (1995): Within–herd genetic analysis of stayability of beef females. *Journal of Animal Science*. 73:993.

Svitáková, A., Schmidová, J., Pešek, P., Novotná, A. (2014): Recent development in cattle, pig, sheep and horse breeding – a review. *Acta Veterinaria Brno*. 83: 327–340.

Svitáková, A., Brzáková, M. (2016): Předpověď plemenných hodnot pro vyhodnocení vlastností polního testu u masných plemen skotu. Výzkumný ústav živočišné výroby. ISBN 978–80–7403–150–2.

Szábo, F., Dákay, I., Márton, D., Bene, S., Kiss, B., Zsuppán, Z. (2006): The age at first calving and the longevity. *Archiv für Tierzucht, Dummerstorf* 49: 5, 417–425.

Šeba, K. (2015): Věk při 1. otelení u plemene Aberdeen Angus. Seminář ČSCHMS, Skalský Dvůr, Česká Republika.

Van der Westhuizen, R. R., Schoemann, S. J., Jordaan, G. F., Van Wyk, J. B. (2001): Heritability estimates derived from threshold analyses for reproduction and stayability traits in beef cattle herd. *South African Journal of Animal Science*. 31: 25–32.

Venot, E., Schneider, P., Miller, S., Aignel, M., Barbat, M., Ducrocq, V., Phocas, F. (2013): New french genetic evaluations of fertility and productive life of beef cows. *INTERBULL BULETIN*. 42: 211–216.

Vesela, Z., Příbyl, J., Šafus, P., Vostrý, L., Seba, K., Stolc, L. 2005. Breeding values for type traits in beef cattle in Czech Republic. *Czech Journal of Animal Science*, 50 (9): 385–393

Veselá, Z., Vostrý, L., Svitáková, A. (2013): Genetic analysis of female fertility traits in beef cattle in the Czech Republic. *INTERBULL BULLETIN*. 47: 172–175.

Veselá, Z., Vostrý, L., Šafus, P. (2011): Linear and linear–threshold model for genetic parameters for SEUROP carcass traits in Czech beef cattle. *Czech Journal of Animal Science*. 9: 414–426.

Vostrý L., Veselá Z., Příbyl J. 2012. Genetic Parameters for Growth of Young Beef Bulls. *Archiv fur Tierzucht*, 55: 245–254.

Vráblík, M. (2017): Klíčové momenty ekonomické úspěšnosti masných stád. Český svaz chovatelů masného skotu, seminář Hotel Tři věžičky 19.1.2017. Dostupné z <http://www.jchovatel.cz/file.php?nid=15986&oid=5866394>

Werth, L.A., Azzam, S.M., Kinder, J.E. (1996): Calving Intervals in Beef Cows at 2, 3, and 4 Years of Age When Breeding Is Not Restricted After Calving. *Journal of Animal Science*. 74: 593–596.

Wolfová, M., Wolf, R., Zahrádková, J., Příbyl, J., Daňo, J., Kica, J. (2004): Main sources of the economic efficiency of beef cattle production systems. *Czech Journal of Animal Science*. 49: 357–372.

Zahrádková, R., Šárová, R., Bureš, D., Vostrý, L., Veselá, Z., Teslík, V., Kvapilík, J., Špinko, M., Bartoň, L., Stehulová, I. (2009): *Masný skot: od A do Z*. Praha: Český svaz chovatelů masného skotu, ISBN 978–80–254–4229–6.

11 Přílohy

Tab. 50: Číselník pohlaví (Svitáková & Brzáková, 2016)

značka	skupina	název pohlaví
MN	01	mrtvě narozené tele
b	02	býček
bU	03	býček úhyn do 48 hod
bb	04	býček–druhé tele b
be	05	býček ET
bj	06	býček–druhé tele j
bm	07	býček mrtvě narozený
j	08	jalovice
jU	09	jalovice úhyn do 48
jb	10	jalovice–druh.tele b
je	11	jalovice–ET
jj	12	jalovice–dvojčata
jm	13	jalovice mrtvě nar.
x	14	zmetání
me	14	mrtve ET
bbb	15	býček–trojčata
bbj	16	býček–trojčata
bjb	17	býček–trojčata
bjj	18	býček–trojčata
jbb	19	jalovička–trojčata
jbj	20	jalovička–trojčata
jjb	21	jalovička–trojčata
jjj	22	jalovička–trojčata

Tab. 51: Číselník plemen (Svitáková & Brzáková, 2016)

Od	Do	Skupina	Popis plemene
<i>A</i>	<i>A100</i>	1	mléčná plem.
<i>H</i>	<i>H100</i>	1	mléčná plem.
<i>J</i>	<i>J100</i>	1	mléčná plem.
<i>V</i>	<i>V100</i>	1	mléčná plem.
<i>F</i>	<i>F100</i>	1	mléčná plem. (ZXX)
<i>M</i>	<i>M100</i>	1	mléčná plem.
<i>X</i>	<i>X100</i>	1	mléčná plem.
<i>C</i>	<i>C 49ZZZZ</i>	2	CESTR DO 49
<i>C 50</i>	<i>C 74ZZZZ</i>	3	CESTR 50-74
<i>I 50</i>	<i>I 50C24Z</i>	3	CESTR 50-74
<i>C 75</i>	<i>C 87ZZZZ</i>	4	CESTR 75-87
<i>I 50C25</i>	<i>I 50C37Z</i>	4	CESTR 75-87
<i>I 50C38</i>	<i>I 50C50</i>	5	CESTR 88-100
<i>I 75</i>	<i>I100</i>	5	CESTR 88-100
<i>C 88</i>	<i>C100</i>	5	CESTR 88-100
<i>S 25</i>	<i>S 25C24Z</i>	6	MS DO 49
<i>S 25C25</i>	<i>S 25C49Z</i>	7	MS 50-74
<i>S 25C50</i>	<i>S 25C62Z</i>	8	MS 75-87
<i>S 25C63</i>	<i>S 25C75</i>	9	MS 88-100
<i>S 26</i>	<i>S 49ZZZZ</i>	10	MS 26-49
<i>S 50</i>	<i>S 74ZZZZ</i>	11	MS 50-74
<i>S 75</i>	<i>S 87ZZZZ</i>	12	MS 75-87
<i>S 88</i>	<i>S100</i>	13	MS 88-100
<i>C100M</i>	<i>C100M</i>	13	MS 88-100
<i>B 50</i>	<i>B 74ZZZZ</i>	14	BM 50-74
<i>B 75</i>	<i>B 87ZZZZ</i>	15	BM 75-88
<i>B 88</i>	<i>B100</i>	16	BM 87-100
<i>E 50</i>	<i>E 74ZZZZ</i>	17	HI 50-74
<i>E 75</i>	<i>E 87ZZZZ</i>	18	HI 75-87
<i>E 88</i>	<i>E100</i>	19	HI 88-100
<i>W 50</i>	<i>W 74ZZZZ</i>	20	W 50-74
<i>W 75</i>	<i>W 87ZZZZ</i>	21	W 75-87
<i>W 88</i>	<i>W100</i>	22	W 88-100
<i>K 50</i>	<i>K 74ZZZZ</i>	23	GS 50-74
<i>K 75</i>	<i>K 87ZZZZ</i>	24	GS 75-87
<i>K 88</i>	<i>K100</i>	25	GS 88-100
<i>U</i>	<i>U 49ZZZZ</i>	26	HE DO 49
<i>U 50</i>	<i>U 74ZZZZ</i>	27	HE 50-74
<i>U 75</i>	<i>U 87ZZZZ</i>	28	HE 75-87
<i>U 88</i>	<i>U100</i>	29	HE 88-100
<i>G</i>	<i>G 49ZZZZ</i>	30	AA DO 49
<i>G 50</i>	<i>G 74ZZZZ</i>	31	AA 50-74
<i>G 75</i>	<i>G 87ZZZZ</i>	32	AA 75-87
<i>G 88</i>	<i>G100ZZZZ</i>	33	AA 88-100
<i>T</i>	<i>T 49ZZZZ</i>	34	CH DO 49

<i>T 50</i>	<i>T 74ZZZZ</i>	35	CH 50-74
<i>T 75</i>	<i>T 87ZZZZ</i>	36	CH 75-87
<i>T 88</i>	<i>T100</i>	37	CH 88-100
<i>Y</i>	<i>Y 49ZZZZ</i>	38	LI DO 49
<i>Y 50</i>	<i>Y 74ZZZZ</i>	39	LI 50-74
<i>Y 75</i>	<i>Y 87ZZZZ</i>	40	LI 75-87
<i>Y 88</i>	<i>Y100</i>	41	LI 88-100
<i>Q 50</i>	<i>Q 74ZZZZ</i>	42	BA 50-74
<i>Q 75</i>	<i>Q 87ZZZZ</i>	43	BA 75-87
<i>Q 88</i>	<i>Q100</i>	44	BA 88-100
<i>P 50</i>	<i>P 74ZZZZ</i>	45	PI 50-74
<i>P 75</i>	<i>P 87ZZZZ</i>	46	PI 75-87
<i>P 88</i>	<i>P100</i>	47	PI 88-100
<i>Z 50</i>	<i>Z 74ZZZZ</i>	48	SA 50-74
<i>Z 75</i>	<i>Z 87ZZZZ</i>	49	SA 75-87
<i>Z 88</i>	<i>Z100</i>	50	SA 88-100
<i>L</i>	<i>L100</i>	51	Česká červinka
<i>UU (u)</i>	<i>UU100</i>	52	Aubrac
<i>PP (p)</i>	<i>PP100</i>	53	Parthenais
<i>DD (a)</i>	<i>DD100</i>	54	Andorský hnědý
<i>TT (t)</i>	<i>TT100</i>	55	Texas longhorn
<i>SS (h)</i>	<i>SS100</i>	56	Shorthorn
<i>BB (b)</i>	<i>BB100</i>	57	Bazadais
<i>MM (r)</i>	<i>MM100</i>	58	Rouge des Pres
<i>VV (v)</i>	<i>VV100</i>	59	Vosgiene
<i>WW</i>	<i>WW100</i>	60	Wagyu
<i>EE</i>	<i>EE100</i>	61	Dexter
<i>PG</i>	<i>PG100</i>	62	Pinzgavský skot