

Prohlašuji, že jsem disertační práci vypracoval samostatně na základě vlastních zjištění a za pomoci uvedené literatury.

.....
V Češově dne 29.10.2007

Ob
1. 1
1. 1
1. 1
1. 1



Obsah

1.	Literární přehled.....	1
1.1.	Silážní plodiny.....	1
1.2.	Důležité zásady pro sklizeň a silážování.....	1
1.3.	Silážní aditiva.....	2
1.3.1.	CHEMICKÉ PŘÍSADY.....	4
1.3.2.	Anorganické kyseliny.....	4
1.3.3.	ZDROJE SACHARIDŮ.....	5
1.3.4.	ENZYMY.....	5
1.3.5.	BAKTERIE MLÉČNÉHO KVAŠENÍ.....	5
1.3.6.	BAKTERIE PROPIONOVÉHO KVAŠENÍ.....	7
1.4.	Bakterie mléčného kvašení.....	8
1.4.1.	BAKTERIE MLÉČNÉHO KVAŠENÍ PŘI FERMENTACI SILÁŽÍ.....	8
1.5.	Ztráty při výrobě siláže.....	11
1.5.1.	ZTRÁTY NA POLI.....	11
1.5.2.	ZTRÁTA DÝCHÁNÍM.....	12
1.5.3.	ZTRÁTY KVAŠENÍM.....	12
1.5.4.	ZTRÁTY ODTOKEM SILÁŽNÍCH ŠTÁV.....	13
1.5.5.	OXIDAČNÍ ZTRÁTY.....	13
1.6.	Zkažení siláže za přístupu vzduchu.....	13
1.6.1.	MIKROORGANISMY PŘISPÍVAJÍCÍ KE ZKAŽENÍ ZA PŘÍSTUPU VZDUCHU.....	14
1.6.2.	ZPŮSOBY MĚŘENÍ AEROBNÍ STABILITY.....	15
1.7.	Konzervační látky vytvářené v siláži.....	16
1.7.1.	BACTERIOCINY.....	16
1.7.2.	ORGANICKÉ KYSELINY.....	17
1.7.3.	FUNKCE KYSELINY OCTOVÉ V SILÁŽI.....	17
1.7.4.	KYSLIČNÍK UHLIČITÝ.....	18
1.7.5.	PEROXID VODÍKU.....	18
1.7.6.	DIACETYL.....	18
1.7.7.	REUTERIN.....	19
1.7.8.	ACETALDEHYD.....	19
1.7.9.	2,3-BUTANDIOL.....	19
1.7.10.	FUNGICIDNÍ LÁTKY.....	19
1.7.11.	INHIBIČNÍ BÍLKOVINY.....	20
1.8.	Kvalita siláže.....	20
1.8.1.	pH VE VZTAHU K SUŠINĚ.....	20
1.8.2.	ČPAVKOVÝ DUSÍK.....	21
1.8.3.	KYSELINA MÁSELNÁ.....	21
1.8.4.	KYSELINA OCTOVÁ.....	21

Obsah

2. Cíle	23
3. Materiál a metodika.....	24
3.1. SILÁŽNÍ INOKULANT	24
3.2. Pokus 1 IFA Tuhn	24
3.2.1. Charakteristika výchozího materiálu	24
3.2.2. Proces silážování	24
3.2.3. Chemický rozbor	25
3.2.4. Aerobní stabilita	25
3.3. Pokus 2 Aulendorf.....	25
3.3.1. Charakteristika výchozího materiálu	25
3.3.2. Postup pokusu.....	25
3.3.3. Krmná dávka zvířat	26
3.4. Pokus 3 Landwirtschaftszentrum Haus Riswick	26
3.4.1. Charakteristika výchozího materiálu	26
3.4.2. Postup pokusu.....	26
3.4.3. Krmná dávka zvířat	26
3.5. Pokus 4 Aulendorf II	27
3.5.1. Charakteristika výchozího materiálu	27
3.5.2. Postup pokusu.....	27
3.5.3. Stanovení hodnot	28
3.6. Pokus 5	29
3.6.1. Odběr vzorků	29
3.6.2. Zpracování výsledků	29
3.6.3. Stanovení aerobní stability – systém Völkenrode (Honig 1990).....	34
3.6.4. Vyhodnocení kvality siláží	35
4. Výsledky a diskuse.....	41
4.1. Pokus 1 IFA Tuhn	41
4.2. Pokus 2 Aulendorf.....	43
4.3. Pokus 3 Landwirtschaftszentrum Haus Riswick	44
4.4. Pokus 4 Aulendorf II	44
4.4.1. Ztráty kvašením	44
4.4.2. Kvasný proces a aerobní stabilita	45
4.4.3. Stravitelnost.....	47
4.5. Pokus 5 silážní jámy	48
4.5.1. Obsah kyseliny mléčné.....	48
4.5.2. Obsah kyseliny octové.....	48
4.5.3. Aerobní stabilita	48
4.5.4. GLM model	53
5. Závěr	55
6. Literatura.....	57
6.1. Vlastní publikace:.....	67

Obsah

7. Přílohy	69
7.1. Hodnocení obsahu kyseliny mléčné	69
7.1.1. Summary Statistics	69
7.1.2. Comparison of Means.....	69
7.1.3. Comparison of Standard Deviations.....	70
7.1.4. Comparison of Medians	70
7.2. Hodnocení obsahu kyseliny octové	73
7.2.1. Summary Statistics	73
7.2.2. Comparison of Means.....	74
7.2.3. Comparison of Standard Deviations.....	74
7.2.4. Comparison of Medians	75
7.3. Hodnocení aerobní stability celkem	77
7.3.1. Summary Statistics	77
7.3.2. Comparison of Means.....	78
7.3.3. Comparison of Standard Deviations.....	78
7.3.4. Kolmogorov-Smirnov Test.....	79
7.4. Aerobní stabilita 0 hodin	82
7.4.1. Summary Statistics	82
7.4.2. Comparison of Means.....	83
7.4.3. Comparison of Standard Deviations.....	83
7.5. Aerobní stabilita 12 hodin	87
7.5.1. Summary Statistics	87
7.5.2. Comparison of Means.....	87
7.5.3. Comparison of Standard Deviations.....	88
7.6. Aerobní stabilita po 24 hodinách.....	90
7.6.1. Summary Statistics	90
7.6.2. Comparison of Means.....	91
7.6.3. Comparison of Standard Deviations.....	92
7.7. Aerobní stabilita po 48 hodinách.....	95
7.7.1. Summary Statistics	95
7.7.2. Comparison of Means.....	95
7.7.3. Comparison of Standard Deviations.....	96
7.8. Aerobní stabilita po 72 hodinách.....	99
7.8.1. Summary Statistics	99
7.8.2. Comparison of Means.....	99
7.8.3. Comparison of Standard Deviations.....	100
7.9. Aerobní stabilita po 96 hodinách.....	103
7.9.1. Summary Statistics	103
7.9.2. Comparison of Means.....	103
7.9.3. Comparison of Standard Deviations.....	104
7.9.4. Kolmogorov-Smirnov Test.....	104

Obsah

7.10.	Výsledky hodnocení kvality siláží podle DLG systému	107
7.10.1.	Summary Statistics	107
7.10.2.	Comparison of Means.....	107
7.10.3.	Comparison of Standard Deviations.....	108
7.10.4.	Comparison of Medians	108
7.11.	GLM Model 1	112
7.11.1.	Variance Components	113
7.12.	Model 2.....	117
7.12.1.	Variance Components	118
7.13.	Model 3.....	121
7.13.1.	Variance Components	123
7.14.	Model 4.....	126
7.14.1.	Variance Components	127
7.15.	Model 5.....	130
7.15.1.	Variance Components	131
7.16.	Výsledky provozních pokusů – rozbor kvalitatívnych ukazatelů siláže	134

Seznam tabulek

Tabulka 1.1 Některé bakterie mléčného kvašení, důležité při fermentaci siláže (McDonald et al., 1991)	9
Tabulka 3.1 Výsledky analýzy výchozího seriálu pro silážování:	25
Tabulka 3.2 Výsledky rozborů řezanky silážní kukuřice:	26
Tabulka 3.3 Charakteristické vlastnosti krmné hodnoty a koeficient zkvasitelnosti silážní kukuřice	27
Tabulka 3.4 Hodnoty původní hmoty silážované kukuřice – kontrolní vzorky	32
Tabulka 3.5 Hodnoty původní hmoty silážované kukuřice – siláže konzervované Bonsilage Mais	33
Tabulka 3.6 Hodnocení kyseliny máselné v siláži	36
Tabulka 3.7 Hodnocení amoniakálního dusíku v silážích	36
Tabulka 3.8 Hodnocení pH siláží při zohlednění obsahu sušiny silážované hmoty	38
Tabulka 3.9 Hodnocení obsahu kyseliny octové v porovnání upraveného systému hodnocení	38
Tabulka 3.10 Celkové hodnocení kvality siláží podle získaných bodů za jednotlivá kritéria	40
Tabulka 3.11 Korekce hodnocení kvality siláže na základě smyslového posouzení	40
Tabulka 4.1 Parametry siláží neošetřených	42
Tabulka 4.2 Parametry siláží ošetřených Bonsilage Mais	42
Tabulka 4.3 Přehled výsledků pokusů stravitelnost	43
Tabulka 4.4 Výsledek rozborů silážované hmoty a stravitelnosti živin (n=5)	44
Tabulka 4.5 Krmná hodnota siláž po 120 dnech fermentace	45
Tabulka 4.6 Kvalita kvašení siláží po 120 dnech fermentace	46
Tabulka 4.7 Výsledky hodnocení stanovení stravitelnosti siláží	47
Tabulka 4.8 Stabilita 0 hodin, odchylky teplot od teploty místnosti	49
Tabulka 4.9 Stabilita 12 hodin, odchylky teplot od teploty místnosti	49
Tabulka 4.10 Stabilita 24 hodin, odchylky teplot od teploty místnosti	50
Tabulka 4.11 Stabilita 48 hodin, odchylky teplot od teploty místnosti	50
Tabulka 4.12 Stabilita 72 hodin, odchylky teplot od teploty místnosti	51
Tabulka 4.13 Stabilita 96 hodin, odchylky teplot od teploty místnosti	51
Tabulka 4.14 Bodové hodnocení siláží podle metodiky DLG	52
Tabulka 4.15 Zatřídění do tříd kvality podle metodiky DLG	52
Tabulka 7.1	69
Tabulka 7.2	70
Tabulka 7.3	73
Tabulka 7.4	74
Tabulka 7.5	77
Tabulka 7.6	78
Tabulka 7.7	82
Tabulka 7.8	83

Seznam tabulek

Tabulka 7.9	87
Tabulka 7.10	88
Tabulka 7.11	91
Tabulka 7.12	92
Tabulka 7.13	95
Tabulka 7.14	96
Tabulka 7.15	99
Tabulka 7.16	100
Tabulka 7.17	103
Tabulka 7.18	104
Tabulka 7.19	107
Tabulka 7.20	108
Tabulka 7.21 Analysis of Variance for A.Konzervant_k	112
Tabulka 7.22 Type III Sums of Squares	112
Tabulka 7.23 Expected Mean Squares	113
Tabulka 7.24 F-Test Denominators	113
Tabulka 7.25 Residual Analysis	114
Tabulka 7.26 95,0% confidence intervals for coefficient estimates (A.Konzervant_k)...	114
Tabulka 7.27 Analysis of Variance for A.Konzervant_	117
Tabulka 7.28 Type III Sums of Squares	117
Tabulka 7.29 Expected Mean Squares	118
Tabulka 7.30 F-Test Denominators	118
Tabulka 7.31 Residual Analysis	118
Tabulka 7.32 95,0% confidence intervals for coefficient estimates (A.Konzervant_k)....	119
Tabulka 7.33 Analysis of Variance for A.Konzervant_k	121
Tabulka 7.34 Type III Sums of Squares	122
Tabulka 7.35 Expected Mean Squares	122
Tabulka 7.36 F-Test Denominators	122
Tabulka 7.37 Residual Analysis	123
Tabulka 7.38 95,0% confidence intervals for coefficient estimates (A.Konzervant_k)....	124
Tabulka 7.39 Analysis of Variance for A.Konzervant_k	126
Tabulka 7.40 Type III Sums of Squares	126
Tabulka 7.41 Expected Mean Squares	126
Tabulka 7.42 F-Test Denominators	127
Tabulka 7.43 Residual Analysis	127
Tabulka 7.44 95,0% confidence intervals for coefficient estimates (A.Konzervant_k)..	128
Tabulka 7.45 Analysis of Variance for A.Konzervant_k	130
Tabulka 7.46 Type III Sums of Squares	130
Tabulka 7.47 Expected Mean Squares	130
Tabulka 7.48 F-Test Denominators	131
Tabulka 7.49 Residual Analysis	131

Seznam tabulek

Tabulka 7.50 95,0% confidence intervals for coefficient estimates (A.Konzervant_k)..	132
Tabulka 7.51 Kontrolní skupina	134
Tabulka 7.52 Pokusná skupina	134

Seznam grafů

Graf 1 Průměr a směrodatná odchylka vyjádřená graficky pro kontrolní skupinu	33
Graf 2 Průměr a směrodatná odchylka vyjádřená graficky pro pokusnou skupinu	34
Graf 3 Měření aerobní stability po 99 dnech fermentace: Silážní prostředek Bonsilage Mais zajistil vysokou aerobní stabilitu	43
Graf 4 Hmotnostní úbytek ztrát kvašením [%].....	45
Graf 5 Hodnocení aerobní stability	46
Graf 6	71
Graf 7	72
Graf 8	72
Graf 9	73
Graf 10	76
Graf 11	76
Graf 12	77
Graf 13	79
Graf 14	80
Graf 15	80
Graf 16	81
Graf 17	82
Graf 18	84
Graf 19	85
Graf 20	86
Graf 21	86
Graf 22	89
Graf 23	89
Graf 24	90
Graf 25	90
Graf 26	93
Graf 27	93
Graf 28	94
Graf 29	94
Graf 30	97
Graf 31	97
Graf 32	98
Graf 33	98
Graf 34	101
Graf 35	101
Graf 36	102
Graf 37	102
Graf 38	105

Seznam grafů

Graf 39	105
Graf 40	106
Graf 41	106
Graf 42	109
Graf 43	110
Graf 44	110
Graf 45	111
Graf 46	111
Graf 47	116
Graf 48	116
Graf 49	120
Graf 50	121
Graf 51	125
Graf 52	125
Graf 53	129
Graf 54	129
Graf 55	133
Graf 56	133
Graf 57 Aerobní stabilita pokus 5 – všechna měření.....	136
Graf 58 Aerobní stabilita pokus 5 – průměry skupin	137

Seznam obrázků

Obrázek 1 Anaerobní degradační cesta mléčné kyseliny na kyselinu octovou a 1,2 propandiol působením <i>L. buchneri</i> (Oude Elferink et al., 1999).....	11
Obrázek 2 Schematické znázornění jednotky pro měření teploty	35

1. Literární přehled

1.1. *Silážní plodiny*

Konzervace kvašením kyseliny mléčné je naprosto běžná metoda ošetření krmiva. Siláže v Evropě jsou nejčastěji vyráběny z trávy, kukuřice a dalších píceň, rozdíl v jednotlivých státech jsou v poměru jednotlivých plodin. Kukuřice je významná glycidová plodina, která za příznivých povětrnostních podmínek poskytuje nejvyšší výnosy živin a energie z ha plochy ze všech u nás běžně pěstovaných píceň. Vedle kukuřičných siláží z celých rostlin je v současné době věnována zvýšená pozornost také konzervaci produktů z dělené sklizně kukuřice, zvláště konzervaci mechanicky upravených palic s listy (*LKS*) a vlhkého kukuřičného zrna (*DIVIŠ*, 2002).

V Rakousku bylo za rok 1994 odhadováno, že bylo silážováno 393.000 ha travních porostů, 94.000 ha kukuřice, 33.000 ha leguminóz (hlavně vojtěšky) a 1.500 ha GPS. Plocha pozemků užívaných pro výrobu sena má úbytek z asi 760.000 ha v roce 1984 na 570.000 ha v roce 1994. Celkové množství vyprodukované siláže zůstalo relativně konstantní, zatímco výroba travní siláže se zvýšila přibližně o 66 % v posledních deseti letech a nahradila nižší množství vyprodukované kukuřičná siláže. Hlavní způsobem uskladnění jsou velké balíky, průjezdné silážní jámy a také silážní věže (*Wilkinson et al.*, 1996).

1.2. *Důležité zásady pro sklizeň a silážování*

Pro farmáře je zajímavé sekat krmivo v čase kdy je ještě bohaté na sacharidy rozpustné ve vodě pro získání správného průběhu mléčného kvašení. Povětrnostní podmínky musí být vhodné pro sklizeň. Pozdní sklizeň může mít za následek příliš vysokou sušinu krmiva s následným špatným udusáním při silážování a tím vysokým obsahem vzduchu v silážní jámě. Toto může vést ke špatnému průběhu kvašení a k vysokým ztrátám.

Stroje pro seč, otáčení, nadržování, sběr a řezání musí být správně nastaveny pro zamezení znečištění zeminou. Výška strniště trav by měla být 5 až 7 cm, kdy již nezůstává žádná voda na stéble rostlin. Se stoupající obsahem popelovin z nečistot, jako je zemina, se stává vyšším riziko špatné fermentace, zvláště máselné kvašení (*McDonald et al.*, 1991; *Buchgraber*, 1998).

Krmivo by mělo mít správný obsah sušiny (stupeň zavadání, pro trávu a GPS 28 až 40 %), který v procesu silážování výrazně ovlivňuje postupem času hodně faktorů.

Vysoký obsah sušiny dává následující výhody:

- Může být snížen odtok silážních šťáv;
- ztráty živin mohou být minimalizovány;
- rozpustné sacharidy jsou v krmivu přítomny ve vyšších koncentracích;
- podmínky fermentace je výhodnější pro bakterie mléčného kvašení a horší pro Clostridia;

dalším důsledkem je vyšší příjem sušina zvířaty.

Ale současně musíme vzít v úvahu, že příliš vysoký obsah sušiny vede k špatné stlačitelnosti-udusání siláži a zvýšenému obsahu vzduchu, který může mít za následek aerobní zkázu siláži a růst plísní. Důležitý prostředek jak vyrobit v silě kompaktní hmotu je optimalizovaná délka řezání. Zvláště pro starší krmivo (travní porost) s vyšším obsahem vlákniny nebo při vyšším obsahu sušiny je doporučená délka 2 až 5 cm. Naplnění sila musí být dokončeno tak rychle jak je to jen možné, tím se vyhneme dlouhé aerobní fázi. Toto by způsobilo vyšší ztráty dýcháním a rychlé rozšíření kvasinek, koliformních a dalších mikroorganismů způsobujících zkázu. Pro zamezení pronikání vzduchu do sila je potřebné důkladné zakrytí folií z UV – odolného plastu s řádnou upevněnou chránící sítí (Buchgraber, 1998). K tomuto způsobu zakrytí je vhodné použít jako závaží například pytle s pískem.

1.3. Silážní aditiva

Aditiva mohou mít různou míru užitečnosti pro siláž. Buchgraber a Wögler (1994) poukazoval na to, že všechny důležité zásady silážování musí být vždy dodrženy. Konzervace krmiva znečištěného zeminou, příliš pozdní sklizeň nebo krmivo promočené deštěm během doby zavadání nemůže být ponechána bez použití silážního aditiva. Nicméně, obecně nemůže být kvalita sklizené píce zlepšena použitím přísad.

Efekty, které můžeme získat jsou:

snížení ztrát a zlepšené kvašení (včetně lepší aerobní stability),

- snížení zkázy působením mikroorganismy a dalšími látkami, které produkují

Literární přehled

(clostridia, kyselina máselná, kvasinky, plísně a mykotoxiny);

- zlepšený příjem krmiva zvířaty;
- zvýšení stravitelnosti siláže.

Pro ověření výše uvedených efektů bylo již provedeno mnoho pokusů.

Tabulka 1. 1: Klasifikace silážních přísad (modifikováno z Woolford, 1984)

Třída	Forma	Mechanismus působení	Příklad
Přímé okyselení	Anorganické kyseliny	Snížení pH siláže a na počátku ovlivní i změny ve složení mikroflóry	Sírné a chlorovodíkové kyseliny
	Organické kyseliny		Kyselina mravenčí, benzoová, propionová a pryskyřičné kyseliny
Inhibitor fermentace	Přímo působící desinfekční prostředky	Inhibice mikroflóry ihned při aplikaci, nebo následným působením aktivním agens	Formaldehyd
	Nepřímo působící desinfekční prostředky		Hexamine
Stimulanty fermentace	Živiny	Podpora fermentace přidáním zkvasitelných živin	Melasa, sacharóza
	Enzymy	Využití rezerv – obsahu cukrů ze zkvasitelných substrátu, které by jinak nebyly využity.	Celulolytické, amylolytické enzymy, xylanázy
	Mikrobiální kultury	Zvýšení dominance účinných kmenů bakterií	Homofermentativní a heterofermentativní bakterie mléčného kvašení, bakterie propionového kvašení
Specifické antimikrobiální směsi	Antibiotika Syntetické antimikrobiální látky Jiné antimikrobiální látky	Přímé potlačení růstu původců zkázy fermentace	Bacitracin, streptomycin bronopol Chlorid sodný, Nitrát sodný
Živiny*	Energie	Zlepšení živinové hodnoty siláže	Obilný škrob
	Dusík, minerály		Močovina, uhličitán vápenatý

*některé zde uvedené přísady mohou také být klasifikovány jak stimulanty kvašení

1.3.1. CHEMICKÉ PŘÍSADY

Velmi běžná silážní aditiva jsou kyseliny nebo jejich soli, které velmi rychle snižují pH krmiva. Koutný a Buchgraber (1994) popisují vhodnost použití pro tyto přísady při podmínkách, které zhoršují normální schopnost fermentace siláže:

- Plodiny s vysokým obsahem bílkovin (vysoká pufrací kapacita) která jsou obtížně silážovatelné: jetel červený, vojtěška, ječmen, fazole, žito a vikev setá;
- špatně zavadlé krmivo s obsahem sušiny pod 28 % sušiny;
- když je vegetační stupeň příliš pokročilý (příliš pozdní sklizeň);
- velmi hrubý materiál s vysokým obsahem sušiny (zavadlá siláž víc než 40 % sušiny); je obtížné dobře provést udusání nebo
- siláž má sklon k aerobnímu zkažení (zvláště na jaře a v létě).

V Rakousku bylo, jak uvádí Wilkinson et al. (1996), asi 5 % kukuřice a asi 7 % travních siláží ošetřeno chemickými přísadami.

1.3.2. Anorganické kyseliny

Anorganické kyseliny jako chlorovodíková, sírová nebo kyselina fosforečná nemá žádné specifické antimikrobiální vlastnosti a může působit jenom jako okyselující agens (Woolford, 1984). Použití anorganických kyselin jako silážních aditiv pokleslo kvůli problémům spojeným se zacházením s nimi a zdravotními aspekty.

1.3.2.1. Organické kyseliny a soli

Mastné kyseliny s krátkým řetězcem mají antimykotickou aktivitu, a tak zabraňují kvasinkám a plísním v jejich aerobním projevu (Moon, 1983). Na rozdíl od anorganických kyselin mají soli těchto kyselin specifické antimikrobiální vlastnosti. Nedisociované kyseliny jsou lipofilní a mohou proniknout buněčnou membránou. Ve vnitrobuněčném pH, například 6, se kyseliny oddělí znovu; více kyseliny se rozptýlí a Δ pH mezi vnějším a vnitřním prostředím bude nakonec stejné. Tak, nedisociované organické kyseliny pracují aktivně v hodnotách pH kolem nebo na spodních hranicích jejich pK hodnot. Mléčná kyselina je silnější kyselina (pK 3,86) než kyselina octová (pK 4,75) nebo kyselina máselná (pK 4,82), která účinkuje i ve velmi nízkém pH = 3,5 (Davidson a Hoover, 1993; Gilliland, 1985; De Vuyst a Vandamme, 1994). Lindgren (1991) popisuje také, že kyselina octová má v pH intervalu mezi 4 a 4,6 dva až čtyřikrát více kyseliny v nedisociovaném

stavu. Domnívá se, že množství kyseliny octové v nedisociovaném stavu by mohlo být dokonce vyšší (5,6 a 7,7 krát více než u kyseliny mléčné). Toto by mělo vysvětlovat její silnější inhibiční efekt proti kvasinkám a plísním. Nedisociovaná kyselina mravenčí nalezená v pokusu Lindgrena měla ještě více snižující aktivitu kvasinek a plísní. Kyselina propionová byla použita v experimentu Kung et al. (1996). Množství aplikované kyseliny propionové korelovalo s aerobní stabilitou siláží ($r^2=0,9$). Ale v tom můžeme také vidět některé záporné aspekty pro použití organických kyselin pro silážování. Henderson (1991) se zmiňuje, že například přidání kyseliny mravenčí omezí aktivitu bakterií mléčného kvašení. Následek toho je vyšší obsah vodorozpustných sacharidů což může vést ve vytváření etanolu kvasinkami, které mohou přežít také v kyselém prostředí. Také Britt et al. (1975) našel nižší množství kyseliny mléčné v silážích ošetřených organickými kyselinami, které ukazuje snížené kvašení snížením mikrobiální aktivity mléčných bakterií.

1.3.3. ZDROJE SACHARIDŮ

Gross a Riebe (1974) popisuje nezbytnost přidávání zkvasitelných sacharidů pro záruku lepší přítomnosti sacharidů pro produkci kyseliny mléčné bakteriemi mléčného kvašení. Tím může být předcházeno rozvoji mikroorganismů způsobujících zkázu. Hlavní zdroje jsou cukr (sacharóza) nebo melasa (Buchgraber; 1998). Další možná forma pro dodání sacharidů hlavně do hmoty s vysokým obsahem sušiny je použít syrovátku. Takto lze navýšit obsah laktózy a také snížit obsah sušiny a zvýhodnit růst bakterií mléčného kvašení. Nicméně, způsob aplikace výše zmiňovaných zdrojů není zcela běžný a je spojen zejména s technologickými problémy při aplikaci (nutnost velkých nádrží přímo na poli, velké dávkované množství).

1.3.4. ENZYMY

Enzymy narušující buněčnou stěnu jsou přidávány pro uvolňování vodorozpustných sacharidů během fermentačního procesu, pro lepší zásobení bakterií větším množstvím přirozeného substrátu. Henderson et al. (1991) sledoval významný rozklad hemicelulózy při nízké sušině trávy. Arabinóza a xylóza jsou uvolněny z arabinoxylylázami a glukóza z glukánázami z částí hemicelulózy. Použití enzymů však není vždy jednoznačné, vždy výrazně zvyšuje cenu silážního inokulantu. Výsledný efekt je nejistý.

1.3.5. BAKTERIE MLÉČNÉHO KVAŠENÍ

Další možnost omezení růstu nevhodných mikroorganismů během silážování je inokulace

silážované píče takovou mikroflórou, která posílí žádoucí epifytní mikroflóru, což má pozitivní účinek na výsledek konzervace. Věřilo se, že hlavně homofermentativní bakterie mléčného kvašení (některé druhy z druhů rodů *Lactobacillus*, *Streptococcus* *Streptococcus* a *Pediococcus*) jsou schopné snížením pH zabránit zkáze siláže působením ostatních mikroorganismů. Kritéria, která by měl mít ideální silážní inokulant uvedl Seale (1986). Tato kritéria byla několikrát přeformulována, ale následující hlavní rysy jako obecné považuje Rees (1997):

1. Rychlý růst a úspěšná konkurence s přirozenou mikroflórou.
2. Homofermentativní kvašení cukrů a rychlá produkce kyseliny mléčné.
3. Tolerance kyselého prostředí (pro pH kolem 4).
4. Kvašení širokého okruhu sacharidů.
5. Žádná produkce nezkvasitelného dextranu ze sacharózy.
6. Žádná produkce manitu z fruktózy.
7. Žádná degradace organických kyselin.
8. Růst nebo přinejmenším přežití v teplotách až 50°C.
9. Dobrý růst na zavadlé rostlinné hmotě s nízkou sušinou.
10. Musí být možnost aplikace v práškové nebo granulované formě, a tato forma musí být stabilní během skladování inokulantu.

Seale a Henderson (1984) ověřovali také směs heterofermentativních bakterií mléčného kvašení (*Lactobacillus brevis*, *Lactobacillus buchneri*, *Leuconostoc dextranicum* a *Leuconostoc mesenteroides*) v porovnání s *L. plantarum*. Našli hlavní výhodu *L. plantarum* proti původním epifytickým bakteriím nebo proti heterofermentativní bakteriím mléčného kvašení a tou je jeho schopnost vyvolat rychlý pokles pH, docílit nízkého obsahu amoniakálního dusíku a nízkého obsahu kyseliny octové.

Startérova kultura (inokulant) se obvykle aplikuje do silážované hmoty v granulátové nebo tekuté formě (naředěný a rozpuštěný ve vodě). Obecně se u pícnin aplikují inokulanty při sběru a řezání hmoty, u kukuřičné siláže z celé rostliny se inokulace provádí při sečení a řezání. Správné a rovnoměrné rozdělení (distribuce) inokulantu v silážované hmotě má vysoký význam pro dosažení maximálního účinku.

Pohled na aplikaci biologických přísad v Rakousku 1994: přibližně 10 % kukuřičné siláže

je ošetřeno biologickými přísadami (Wilkinson, 1996). Oproti tomu je odhadováno v ČR v roce 2006 ošetření 55 % kukuřičných siláží.

1.3.6. BAKTERIE PROPIONOVÉHO KVAŠENÍ

Jako životní požadavky bakterií propionového kvašení jsou uváděny například nízké pH, anaerobní prostředí. Další vlastností propionbakterií je schopnost kvasit cukry stejně jako organické kyseliny. Hlavní produkt tohoto těchto mikroorganismů, kyselina propionová, je získaný z kvašení malého množství mléčné kyseliny a mělo by zlepšit aerobní stabilitu siláže (Pahlow, 1991). Také Woolford (1984) signalizoval, že by bylo dobré mít silážní inokulanty s bakteriemi propionového kvašení kvůli navýšení množství kyseliny propionové pro zlepšení aerobní stability siláže. Honig (1991) mohl prezentovat experimenty se slibnými výsledky při používání inokulantu obsahujícího bakterie propionového kvašení v kombinaci s bakteriemi mléčného kvašení. Již po 30 dnech fermentace byla dosažena aerobní stabilita 9 dnů. V několika pracích byly propionové bakterie použity jako silážní inokulanty. Flores-Galarza et al. (1985) dokončili několik experimentů s přidavkem *Propionibacterium shermanii* a *L. plantarum* pro konzervaci kukuřice o vysokého vlhkosti. Konstatovali, že vzorky inokulované *P. shermanii* vykazovaly konečné vysoké počty bakterie mléčného kvašení po 60 dnech fermentace. Zdá se, že *Propionibacteria* vytváří příznivé podmínky pro růst normální flóry. Také některé patentované silážní inokulanty jsou tvořeny směsí bakterií pro získání kyseliny propionové, mléčné a octové v silážované hmotě. Například tvrzení týkající se *Propionibacterium* (např. *jensenii*), stejně jako *Acetobacter* (např. *pasteurianus*), *Lactobacillus* (např. *plantarum*) a *Pediococcus* (např. *P. pentosaceus*) shrnul Ward (1995) ve svém patentu. Weinberg a Ashbell (1993) předpokládají, že kombinace heterofermentativních bakterií společně s bakteriemi propionového kvašení v silážním inokulantu může způsobit zvýšení aerobní stability siláže. Nicméně, v roce 1995 Weinberg et al. (1995) odhalili v některých experimentech s prosem a kukuřičnou siláží ošetřenou *Propionibacterium shermanii* že byly dosaženy pouze okrajové účinky na aerobní stabilitu. Jejich vysvětlení k těmto nálezům bylo, že *Propionibacterium shermanii* nesnáší kyselé prostředí v siláži. Toto je také důvod, proč není na trhu žádný silážní inokulant s *Propionibacterium shermanii*.

1.4. Bakterie mléčného kvašení

1.4.1. BAKTERIE MLÉČNÉHO KVAŠENÍ PŘI FERMENTACI SILÁŽÍ

Role bakterií mléčného kvašení na rostlinách není úplně vysvětlená (McDonald et al., 1991). Protože bakterie mléčného kvašení byly nalezeny ve vyšších počtech na porušených částech rostlin, bylo proto navrhováno, že mohou chránit rostliny před patogenními mikroorganismy tvorbou antagonistických sloučenin, jako jsou kyseliny, bakteriociny a specifické agens proti houbám.

Nejběžnější bakterie mléčného kvašení jsou uvedeny v tabulce (Tabulka 1.1). Bakterie jsou rozděleny podle jejich tvaru (tyčinky a koky) a podle jejich fermentačního metabolismu (homofermentativní a heterofermentativní). Rozlišení je proto založené částečně na stavebních a zčásti na biochemických základech. Stanier et al. (1993) popisuje rozdělení spherical buněk bakterií mléčného kvašení do kmenových skupin. *Pediococcus* vytváří skupiny čtyř buněk – homofermentativních. *Streptococcus* a *Leuconostoc* náleží k jedné skupině, vyrábějící řetězy z buněk; nejdříve jsou homofermentativní, pozdější heterofermentativní. Autor udává také dělení pro rody *Lactobacillus*, tyčinkových bakterií mléčné kvašení, do třech podrodů. Heterofermentativní (podrod *Betabacterium*) bakterie kvasí výlučně jednoduché cukry fosfátovou cestou, a vždy tvoří racemickou kyselinu mléčnou. Homofermentativní bakterie jsou zařazeny ve dvou podrodech, *Thermobacterium* a *Streptobacterium*. Oba rozkládají sacharidy pouze přes Embden – Meyerhof cestu, a nezpracovávají žádný jednoduchý cukr ani kyselinu glukonovou. Specifická charakteristika pro *thermobacteria* je, jak signalizuje jejich jméno, jejich vysoká teplotní minima a maxima. U *Streptobacterium* jsou hexózy podobně disimilovány výlučně skrz Embden – Meyerhof cestu, ale tyto organismy obsahují oxidační enzymy jednoduchého cukru pro využití prostřednictvím fosfátové cesty, která umožní tomuto podrodu rozložit kyselinu glukonovou a jednoduché cukry pomocí tohoto mechanismu. Podle toho, jsou částečně homofermentativního, na rozdíl od výhradně homofermentativního podrodu *Thermobacterium*.

1.4.1.1. *Lactobacillus buchneri* a jeho známé efekty

Obecně se předpokládá že heterofermentativní bakterii mléčného kvašení (*L. buchneri*, *L. brevis*) v siláži nemají pozitivní nebo mají dokonce negativní účinek. Müller et al. (1991) popsal přirozenou flóru siláže, kterou použil v pokusu. Flóra obsahovala malá množství

Literární přehled

epifytických bakterií mléčného kvašení, které se skládaly hlavně z heterofermentativních druhů, které by stěží byly schopny produkovat dostatečné množství kyseliny mléčné pro získání správně konzervované siláže. Bucher (1970) považoval heterofermentativní betabacteria dokonce za organismy způsobující budoucí zkažení siláže, protože zahájí druhotné kvašení mléčné kyseliny na kyselinu octovou. K tomu je více literárních zdrojů (Camacho et al., 1991; Dellaglio et al., 1986; Bucher, 1970; Beck, 1972 a 1975; Daeschel et al., 1987; Farrow et al., 1986; Sharpe, 1981 a Seale a Henderson, 1984) o použití a výskytu *L. buchneri* v silážích nebo zkvašené zelenině.

Tabulka 1.1 Některé bakterie mléčného kvašení, důležité při fermentaci siláže (McDonald et al., 1991)

Rod	Kvašení glukózy	Morfologie	Laktát	Druh
<i>Lactobacillus</i>	Homofermentativní	Tyčinky	DL	<i>L. acidophilus</i>
			L(+)	<i>L. casei</i>
			D(L)	<i>L. coryniformis</i>
			DL	<i>L. curvatus</i>
			DL	<i>L. plantarum</i>
			L(+)	<i>L. salivarius</i>
	Heterofermentativní	Tyčinky	DL	<i>L. brevis</i>
			DL	<i>L. buchneri</i>
			DL	<i>L. fermentum</i>
			DL	<i>L. viridescens</i>
<i>Pediococcus</i>	Homofermentativní	Tyčinky	DL	<i>P. acidilactici</i>
			DL	<i>P. damnosus (cerevisiae)</i>
			DL	<i>P. pentosaceus</i>
<i>Enterococcus</i>	Homofermentativní	Koky	L(+)	<i>E. faecalis</i>
			L(+)	<i>E. faecium</i>
<i>Lactococcus</i>	Homofermentativní	Koky	L(+)	<i>L. lactis</i>
<i>Streptococcus</i>	Homofermentativní	Koky	L(+)	<i>L. bovis</i>
<i>Leuconostoc</i>	Heterofermentativní	Koky	D(-)	<i>L. mesenteroides</i>

Například Camacho et al. (1991) použili mezi dalšími rázy také *L. buchneri* NRRL B-1837 pro fermentaci lupiny. Cílem bylo redukovat glykosidy a kyselinu fytinovou v tomto druhu luštěniny.

Je dobře známé, že se *L. buchneri* přirozeně vyskytuje se v silážích a na rostlinách (Daeschel et al., 1987; Beck et al., 1987). Bucher (1970) izoloval 2124 druhů bakterií mléčného kvašení ze siláží, z tohoto počtu se *L. buchneri* vyskytoval 707krát. Dále také popsal že heterofermentativní betabacteria byly největší skupinou bakterií mléčného kvašení, vyskytujících se v silážích. Peterson a Fred (1919) předpokládali, že kyselina

octová je vytvořená druhotnou oxidací kyseliny mléčné heterofermentativními bakteriemi mléčného kvašení. Bucher (1970) také potvrdil, že *betabacteria* a *pediococci* mají schopnost metabolizovat laktát na acetát a CO₂. Elektronový transport by měl být umožněný flavinovým systémem. U *betabacterií* to může být potlačeno arzenitanem. Optimální pH bylo popsáno 5,5, ale tato reakce může také probíhat v pH 4,0 při zachování energické rovnováhy. Určité množství acetátu brání disimilaci laktátu, ale nezabrání kvašení glukózy za přístupu vzduchu. Fermentace druhů *L. brevis*, *L. buchneri* a *Pediococcus spp.* je v silážích s vysokým obsahem cukrů popisována jako normální, ale v silážích s nízkým obsahem cukru je popisována fermentace mléčné kyseliny těmito druhy. Tak je zajištěna jejich stálá přítomnost v siláži. Také Beck T. (1975) popisuje schopnost heterofermentativních *Betabacteria* a homofermentativních *Pediococcus* produkovat kyselinu octovou z mléčné kyseliny v micro-aerophilních podmínkách v pozdější fázi fermentace siláže. Toto množství kyseliny octové se jeví dostačující k tomu, aby zabránilo růstu kvasinek. Pro maximální produkci kyseliny octové z kyseliny mléčné je požadovaný parciální tlak kyslíku mezi 50 a 100Torry.

Beck (1972) napsal, že v kvalitně zakonzervovaných silážích, převládal *L. plantarum* a *L. curvatus* první 4 dny fermentace siláže, následně získaly převahu *L. brevis* a *L. buchneri*. Také Garzia a Giovanna (1984) našli v 23 vzorcích siláže od italských farmářů 40 druhů *Lactobacillus* a 33 bylo heterofermentativních koků mléčného kvašení. Mezi druhy *Lactobacillus* byl nejvíce častý *L. buchneri*, následovaný *L. brevis* a homofermentativní *L. plantarum*. McDonald (1981) uvedl také heterofermentativní *L. buchneri* jako tyčinkové bakterie izolované ze siláže. Též Farrow et al. (1986), Dellaglio et al. (1986) a Sharpe (1981) izolovali nebo popsali *L. buchneri* ze siláže.

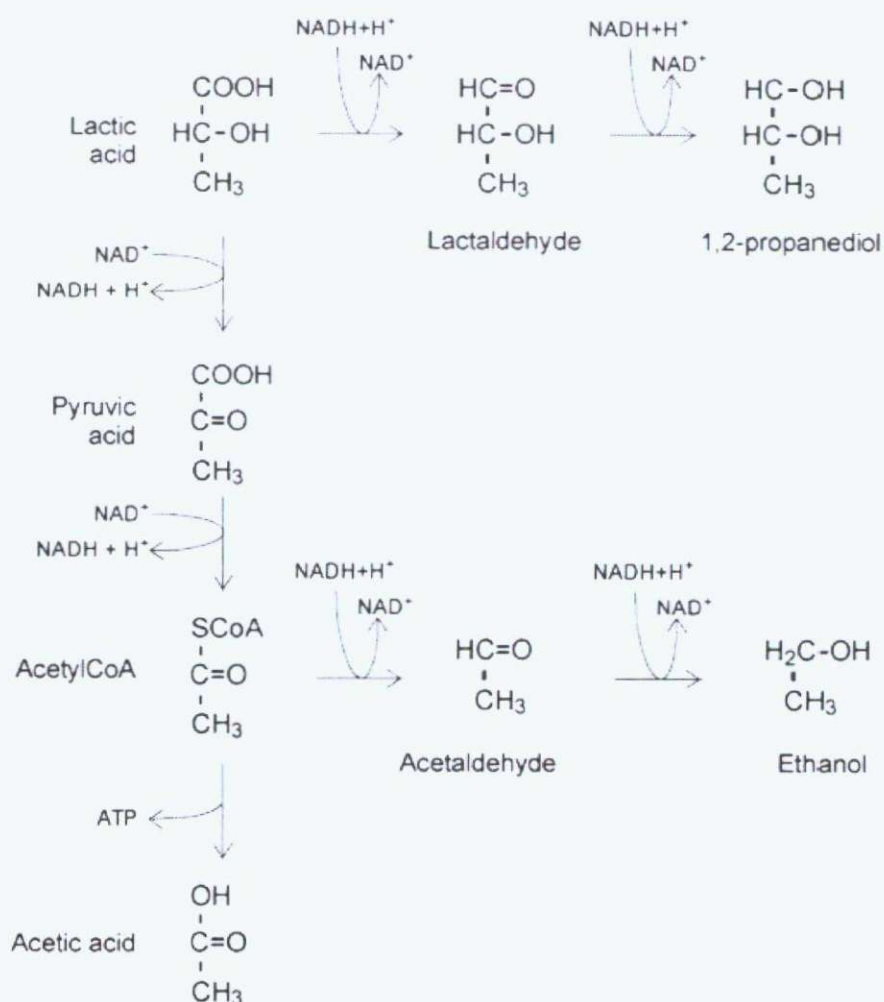
V roce 1996, Weinberg a Muck navrhoval, že *L. buchneri* by měl být obsažen v silážních inokulantech. *L. buchneri* byl testován v kukuřičné siláži pro zlepšení aerobní stability fermentací mléčné kyseliny na kyselinu octovou za přítomnosti kyslíku (Muck, nepublikované údaje). Při tomto mechanismu, by byla jedna třetina obsahu mléčné kyseliny v sušině spotřebována a ztracena ve formě CO₂. Nicméně, malá ztráta 1 až 2 % obsahu v sušině může být snadno kompenzována. Mnohem větší ztráty způsobují aerobní mikroorganismy. Dále popisuje, že rod izolovaný z vojtešky byl aktivní v pozdních fázích zrání siláže. V článku od Cookea (1995), o práci Mucka, byl také popisován potenciál *L. buchneri* pro zabránění růstu kvasinek a plísní.

Oude Elferink et al. (1999) navrhuje anaerobní degradační cestu kyseliny mléčné na

kyselinu octovou a 1,2 propandiol pro *L. buchneri* (

Obrázek 1). Podobně také dva patenty vztahující se k *L. buchneri* a jeho použití při zpracování píce a pro zvýšení aerobní stability siláži (Mann a Spoelstra et. al, 1996; Hendrick et al., 2000).

Obrázek 1 Anaerobní degradační cesta mléčné kyseliny na kyselinu octovou a 1,2 propandiol působením *L. buchneri* (Oude Elferink et al., 1999)



1.5. Ztráty při výrobě siláže

1.5.1. ZTRÁTY NA POLI

Ztráty na poli jsou způsobeny dýcháním sklizených rostlin a fyzikálními faktory (délka řezanky, vylouhování deštěm, stupeň porušení rostliny) a rychlostí sběru zavadlé hmoty

např. výběrem sklízecí rezačky. Rozsah těchto ztrát může být malý, méně než 1 nebo 2 % sušiny hmoty při jednodenním zavadání. Rozhodující je prodloužená doba zavadání a to má za následek značnou ztrátu sušiny, při 8 dnech zavadání až 10 % (Woolford, 1984).

1.5.2. ZTRÁTA DÝCHÁNÍM

V silážní jámě převládá aerobní mikroflóra i v případě, že silo je zavřené a obsah kyslíku snížený, dýchání aerobních mikroorganismů a rostlin však ještě pokračuje. Tento proces zahrnuje rozklad cukrů na kysličník uhličitý a vodu, toto vede ke ztrátám dýcháním, které mohou přetrvávat až do velmi nízkého obsahu kyslíku (Woolford, 1984). Zmenšení ztrát dýcháním může být dosaženo rychlým naplněním a okamžitým uzavřením silážní jámy za dodržení optimální velikosti částic silážované hmoty (Buchgraber, 1998).

1.5.3. ZTRÁTY KVAŠENÍM

Část organické hmoty se ztratí v počáteční fázi silážního procesu dýcháním rostlin, dále během uskladnění siláže. Ztráty dále vznikají aktivitou mikroorganismů-vznikem kysličníku uhličitého a dalších produktů fermentace (Knabe et al., 1986). Aktuální ztráty kvašením jsou určeny dostupnými živinami a odpovědnými organismy (McDonald et al., 1991). Hodnota ztrát kvašením při optimální tvorbě kyseliny mléčné je velmi nízká a to mezi 2 až 6 % sušiny. Důvodem pro větší ztráty jsou heterofermentativní bakterie – produkce kysličníku uhličitého (Woolford, 1984). McDonald et al. (1991) na rozdíl od toho popisuje, že při kvašení kyseliny mléčné by byly energetické ztráty nulové, zatímco ztráty sušiny se mohou pohybovat v rozsahu od 0 do 33 %. Pro homofermentativní bakterie mléčného kvašení jsou ztráty nižší než pro heterofermentativní, které mohou také tvořit kysličník uhličitý v případě, že jsou cukry fermentovány na kyselinu mléčnou, kyselinu octovou, manit, vodu a energii. Hlavní ztráty vyplývají z činnosti bakterií mléčného kvašení, clostridií, enterobacterií a kvasinek a je možno je kvalifikovat množstvím vyprodukovaného plynu.

Clostridie nebo enterobacteria ovlivňují nejen negativně kvalitu siláží (například vytváření kyseliny máselné) ale také ztráty energie a sušiny, která jsou daleko vyšší než v případě kvašení mléčných bakterií. Laktóza nebo hexóza jsou kvašeny s rozsáhlou produkcí kysličníku uhličitého a vodíku. Další dekarboxylace a deaminace aminokyselin těmito bakteriemi přispívá ke snížení kvality a množství krmiva. Kvasinky přímo podporují vyšší ztráty kvašení, kvašením za vzniku etanolu a tím spojenou tvorbu carbondioxidu (McDonald et al., 1991).

1.5.4. ZTRÁTY ODTOKEM SILÁŽNÍCH ŠTÁV

Obsah sušiny je nejdůležitější faktor mající vliv na produkci silážních šťáv. V případě velmi mokré sklizně mohou být ztráty sušiny odtokem silážních šťáv vyšší než 10 %. Z plodin s obsahem sušiny mezi 250 a 350 g/kg krmiva jsou ztráty odtokem silážních minimální. Také forma silážního sila může přispět k vyšším ztrátám, je pravděpodobné, že ve vysokých silážních věžích bude vyšší tlak, který bude zvyšovat odtok silážních šťáv (McDonald et al., 1991). Davies et al. (1999) hodnotili vzájemný vztah sušiny a odtoku silážních šťáv v případě travní siláže ve velkých kulatých balících. Obsah sušiny přes 240 g/kg byl navržen pro minimalizaci nebezpečí znečištění povrchových vod. Problém životního prostředí v souvislosti s odtokem silážních šťáv ze siláží byl diskutován Kuntzel (1991). Další způsob jak se vyhnout vyššímu odtoku silážních šťáv ze silážní jámy je zvýšení sušiny silážované píče začleněním suchého materiálu do sklizeného materiálu. Pro tento účel mohou být použité různé obilné šroty nebo sláma (Woolford, 1984).

1.5.5. OXIDAČNÍ ZTRÁTY

Tento druh ztrát je způsoben kyslíkem, který zůstane „uvězněný“ v silážované hmotě během plnění sila. Prodloužení oxidace rostlin vede k vytvoření nepoživatelného odpadu, vznikajícím aktivitou aerobní bakterií, kvasinek a plísní (McDonald et al.; 1991).

1.6. Zkažení siláže za přístupu vzduchu

V minulosti byly startérové kultury vyvíjeny podle výše uvedených 10 kritérií. Přece však se stále častěji objevoval naléhavý požadavek na vyšší aerobní stabilitu siláže, protože ztráty vznikající důsledkem aerobní nestability krmiva jsou velmi vysoké a například u kukuřičných siláží mohou dosahovat až 30 % silážované hmoty. O'Kiely popsal 3 hlavní faktory ovlivňující aerobní zkažení po otevření sila, která jsou:

- 1) management odběru siláže,
- 2) počasí
- 3) charakteristika siláže

Aerobní proces zkažení vznikne aktivitou aerobních mikroorganismů. Faktory, které přímo ovlivní vývoj takových organismů jako je vzduch, živiny a teplota jsou důležité pro aerobní stabilitu siláže (Woolford, 1984).

Aerobní zkažení siláže je charakterizované rychlým zvýšením počtu kvasinek a plísní,

flóry, která fermentuje mléčnou kyselinu a těkavé kyseliny, má za následek zvýšení teploty a pH (Moon et al., 1980). Po ukončení fermentace je silo otevřeno, siláž je vystavená aerobním podmínkám, které podporují její zkažení (Ohyama et al. 1975). Indikátory pro tento proces zkažení jsou rostoucí teplota a pH, ztráty sušiny, snížení stravitelnosti živin, růst plísně na povrchu a krmivo je odmítáno zvířaty. Weinberg et al. (1993) zkoumal několik homofermentativních bakterií mléčného kvašení pro jejich využití k podpoře aerobní stability v silážním inokulantu. Takto inokulované siláže inklinovaly ke zkažení dokonce rychleji než kontrolní siláž. Vysoký obsah zbytkových vodorozpustných cukrů a mléčné kyseliny současně s nedostatkem těkavých mastných kyselin je spojen se zkažením za přístupu vzduchu. Aerobní zkáza byla připsána hlavně vysoké aktivitě kvasinek.

1.6.1. MIKROORGANISMY PŘISPÍVAJÍCÍ KE ZKAŽENÍ ZA PŘÍSTUPU VZDUCHU

Kvasinky hrají hlavní roli ve aerobní zkáze siláže. McDonald et al. (1991) popisuje dva typy kvasinek, první – žijící na zemi, které raději kvasí sacharidy (*Torulopsis*) a druhou – žijící na vrcholech rostlin se slabou kapacitou kvašení cukrů, ale vysokou respirační kapacitou pro mléčnou kyselinu z druhů *Hansula*, *Pichia*, *Candida* a *Saccharomyces*. Během silážování a následujícího aerobního vývoje flóry byly kvasinky zkoumané Middelhovenem a Baalenem (1988) v siláži z celé rostliny kukuřice. Čerstvý rostlinný materiál infikovali několika druhy kvasinek v množství až $10^5 \cdot g^{-1}$ hmoty. Několik rodů *Candida ingeniosa*, *Cryptococcus laurentii*, *Sporobolomyces roseus* a *Sporidiobolus salmonicolor* bylo izolováno autory z kukuřičné rostliny. Tyto rody nesnášejí nebo nedovedou využít kyselinu octovou při pH 4,0 na rozdíl od mléčné kyseliny nebo etanolu který je využit mnoha druhy. Po 2 dnech fermentace se úplně změnilo spektrum izolovaných kvasinek. Nyní našli druhy jako *Candida holmii* a *C. milleri*. Tento výsledek vysvětlují tím, že během kvašení počet převládajících kvasinek dosáhne maxima po asi 2 až 14 dnech a jejich počty jsou následně po 4 měsících stonásobně redukovány v důsledku nepříznivých životních podmínek. Významnější úlohu v aerobní zkáze hraje vedle *C. holmii* také *C. milleri* a *C. lambica*. V diplomové práci Hilla (1989) je popsána zkáza zrna obilnin s vysokým obsahem vlhkosti. V první řadě byla způsobena plísněmi, které se množí i v anaerobních uskladňovacích podmínkách v silech. Druhy *Candida guilliermondii*, *Candida pelliculosa*, *Hansemula anomala*, *Penicillium* spp. a *Aspergillus* spp. jsou vzpomínány mezi těmi plísněmi, které je často odpovědné za zkažení siláže z celého zrna.

Některé plísně izolované z plesnivých siláží byly identifikovány Nout et al. (1993). Nejčastěji byly nalezeny druhy *Penicillium roqueforti*, *Mucor spp.*, *Neurospora spp.*, *Aspergillus fumigatus* a *Geotrichum candidum*. Z několika vzorků kukuřičné siláže, které byly zamořeny *P. roqueforti*, autoři nemohli zjistit přítomnost jeho nejvíce toxického metabolitu PR-toxinu, ale konstatovali pravděpodobný velmi těsný vztah k tvorbě tohoto toxinu. *A. fumigatus* může produkovat v čistých kulturách různorodé mykotoxiny včetně *fumigaclavines*, *fumitoxins*, *fumitremorgens*, *gliotoxin* a *verruculogen*. McDonald (1981) popisuje, že podmínky spojené s dobře zakonzervovanou siláží, to je nízké pH a anaerobní prostředí, jsou nepříznivé pro růst plísní. Proto jsou plísně obecně více běžné na oblastech siláže, jako jsou boky a povrch, které jsou vystaveny přístupu vzduchu.

V několika publikacích se hovoří o tom, že při hodnocení vlivů na aerobní zkázu siláže musí být brány do úvahy také bakterie. Jak uvádí (Woolford, 1984 a 1990) jsou bakterie octového kvašení odpovědné za aerobní zkažení v kukuřičné siláži a v dalších druzích siláží s výjimkou travních.

Primární faktor pro určení aerobní stability siláže je spektrum a množství organických kyselin, které obsahuje. Siláž s nízkou kvalitou ale s velkým množstvím těkavých mastných kyselin, bude na vzduchu stabilní, zatímco vysoce kvalitní siláž nikoli. S touto situací se často setkávají výrobci siláží. Naštěstí není toto pravidlo jednoznačné, a někdy správně konzervovaná siláž zůstane stabilní na vzduchu, z důvodů které jsou však aktuálně neznámé. Například, O'Kiely (1989) soudí, že tuto stabilitu můžeme připsat malým množstvím neidentifikovaných chemických sloučenin tvořených uvnitř siláže.

Pro tyto případy bylo navrženo několik matematických modelů (Muck a O'Kiely 1992; Courtin a Spoelstra; Ruxton a Gibson 1993) pro předpoklad aerobní stability siláže.

1.6.2. ZPŮSOBY MĚŘENÍ AEROBNÍ STABILITY

1.6.2.1. Měření teploty

Jsou používány různé způsoby pro určování náchylnosti siláže ke zkažení. Nejběžnější metoda je měření zvýšení teplot způsobené mikrobiální aktivitou mikroorganismů podle Honiga (1990). Celkový teplotní výkon produkovaný aerobními dýchajícími organismy je nejlepší indikace aerobní zkázy. Aerobní stabilita může být stanovena měřením času, ve kterém vyšetřovaná siláž dosáhla určité stálé zvýšení teploty nad okolní teplotou. Pro dosažení správných hodnot jsou měřené vzorky udržovány v izolovaných, tepelně neprostupných polystyrénových boxech.

1.6.2.2. Měření produkce CO₂

Další účinnou metodou pro určení aerobní stability je měření produkce CO₂. Toto se může provádět na přesných laboratorních váhách, zachycováním CO₂ v hydroxidu sodném s následnou titrací kyselinou solnou na konci experimentu (Crawshaw et al., 1980; Ashbell, 1991; Weinberg et al., 1993).

1.7. Konzervační látky vytvářené v siláži

Velmi dobrý přehled o antibakteriálních substancích produkovaných bakteriemi mléčného kvašení v silážích byl publikován Lindgrenem a Clevströmem (1978a a b). Další prací k tématu antimikrobiální substance produkované bakteriemi mléčného kvašení pro použití jako ochranných prostředků při výrobě potravin je práce Daeschela (1989).

1.7.1. BACTERIOCINY

Cantillon et al. (1995) napsal, že bakterie mléčného kvašení mohou vytvořit některé látky s antimikrobiálními efekty - další organické kyseliny, diacetyl, peroxid vodíku a bacteriociny.

Posledně zmíněná látka představuje skupinu bílkovinných sloučenin, která působí proti řadě, obvykle grampozitivních bakterií. Z potravin a rostlin jsou izolovány bakterie mléčného kvašení, které produkují inhibitory proti patogenní bakteriím a bakteriím způsobujícím zkázu potravin nebo siláží (*Pseudomonas*, *Listeria*, *Clostridia*, *Bacillus* a *S. aureus*). Tyto inhibitory jsou hlavně proteiny, produkované bakteriemi – bacteriociny.

Bacteriociny, jsou proteiny s aktivitou zabíjející bakterie jiných podruhů ze stejných druhů. Dobře známý je nisin, protein produkovaný bakteriemi *Lactococcus lactis* subsp. *lactis*. Další bacteriocin produkovaný *Lactobacilli* rázy včetně *diplococcin*, *lacticin*, *lactococcina*, *lantaricina*, *pediocina* nebo *lactostrepticina* (De Vuyst a Vandamme, 1994; Gonzalez et al., 1994; Kelly et al., 1996; Jimenez Diaz et al. 1993; Piard a Desmazeaud, 1991b).

Filipoppov (1978) popsal také, že používal bacteriocin z *L. buchneri* pro typizace bacteriocinu.

Barford et al. (1995) izoloval různé druhy ze siláže k testu na produkci bacteriocinu a citlivost.

Mezi těmito byl také uveden *L. buchneri*.

Nicméně, nejvíce bacteriocinu působí pouze proti blízce příbuznému druhu (Klaenhammer, 1988), některé z nich jsou spojeny s kažením potravin a nemocemi ze zkažených potravin (Hurst, 1981; Lindgren, 1990). Goulhen et al. (1999) prokázal, že některé bacteriociny také snižovaly aktivitu patogenních a nežádoucích bakterií jako *Listeria*, *Staphylococcus* a rody *Clostridium*.

Fenlon et al. (1993) popsal použití bacterocinu vytvářeného bakteriemi mléčného kvašení (*Pediococcus acidilacti*) v siláži kontaminované listeriem. Callewaert et al. (1996) píše o použití bacteriocinů jak biologické ochrany technologických postupů výroby potravin a krmiv ve formě in vitro a in situ. Produkci bacteriocinu je možné stimulovat podmínkami životního prostředí buněk, například může být navozena nepříznivými růstovými podmínkami, takzvané příčiny stresu.

Lindgren a Clevström (1978b) popisuje také antibakteriální aktivitu bakterií mléčného kvašení v rostlinných silážích, indonéských kvašených jídlech a inokulantech. Izolovali ze siláží a indonéských kvašených jídel baktericidní makromolekuly se širším rozsahem aktivity než je obvykle udávána pro bacteriociny.

1.7.2. ORGANICKÉ KYSELINY

Lindgren a Dobrogosz (1990), Piard a Desmazeaud (1991a) potvrdili, že kyselina octová je více inhibiční než kyselina mléčná, zvláště proti kvasinkám a plísním. Rooke (1991) napsal, že zvláště heterofermentativní bakterie mléčného kvašení jsou odpovědné za fermentaci kyseliny mléčné na kyselinu octovou a další substráty. To znamená, že se tímto procesem zvětší antimikrobiální potenciál v siláži. Bucher (1970) popisuje, že siláže s pH mezi 4,0-4,5 a obsahem více než 0,7 % kyseliny octové nebo 0,2 – 0,3 % kyseliny máselné, byly stabilní za přístupu vzduchu. Také nižší hodnoty kyseliny máselné (0,1 %) v kombinaci s kyselinou octovou (0,4 %) vedou k aerobně stabilní siláži. Vzorky krmiva, které mělo nejvyšší hodnotu acetátu (1,09 % v pH 4,42) bylo v síle stabilní i při očkování kvasinkami. Počet přidaných kvasinek citlivých na acetát klesal v 2 – 6 dekádách působením toxického účinku kyseliny octové. Přidáním kyseliny octové (1,05 %) k nestabilní siláži (neobsahovala téměř žádný acetát a butyrát) byla dosažena dobrá stabilita této siláže.

1.7.3. FUNKCE KYSELINY OCTOVÉ V SILÁŽI

O'Kiely (1989) popisuje, že dobře zfermentované siláže s vysokou úrovní

homofermentativního kvašení jsou více náchylné k aerobnímu zkažení, než siláže které prošly špatným procesem fermentace. Pozornost si zasluhuje to, že špatně konzervované siláže, na kterých demonstroval své nálezy, obsahovaly vyšší množství kyseliny octové. Podobné výsledky získal Lisker et al. (1987). Relativní stabilitě siláže přispělo vysoké množství kyseliny octové (ale ne kyseliny máselné) a nízké pH.

1.7.4. KYSLIČNÍK UHLIČITÝ

Nekonzistentní vliv kysličníku uhličitého na počty kvasinek konstatuje Muck et al. (1992). Změny v populaci bakterií mléčného kvašení, bakterií octového kvašení, enterobacterií, spor Bacillus a plísní jsou jen mírně ovlivňovány úrovní kysličníku uhličitého. Také Bucher (1970) píše, že po dvou až pěti dnech fermentace je 50 % plynu v siláži tvořeno CO₂. Také to nazývá „konzervace kysličníkem uhličitým“, která stimuluje činnost bakterií mléčného kvašení.

1.7.5. PEROXID VODÍKU

H₂O₂ může být tvořen bakteriemi mléčného kvašení v přítomnosti kyslíku během činnosti flavoproteiných oxidáz nebo NADH peroxidáz (Lindgren a Dobrogosz, 1990; De Vuyst a Vandamme, 1994). Konečné produkty jsou pozměněné, acetát je obvykle významnější konečný produkt nalezený za těchto podmínek. Aerobní růst bakterií mléčného kvašení tak vede k utváření tří hlavních derivátů z kyslíku: H₂O₂, O₂ a OH⁻, které jsou vektory z „toxicity kyslíku“. Jsou rozeznávány dva typy mechanismu jejich působení, jeden je bakteriostatický účinek a druhý baktericidní (Piard a Desmazeaud, 1991a).

1.7.6. DIACETYL

Tato látka je produkována všemi druhy bakterií mléčného kvašení, včetně lactobacilů (Kandler 1983). Jeho antimikrobiální aktivita byla popisovaná Jay (1982). Psal, že je efektivnější proti gramnegativním bakteriím, kvasinkám a plísním než proti grampozitivním bakteriím. Navrhl jeho využití ve výrobních postupech při výrobě potravin a v zemědělství, jako aseptický prostředek pro povrchy a pracovní pomůcky. Množství diacetylu produkovaného *L. diacetylactis* je velmi malé, proto je malá šance že při mléčných fermentacích je pouze jeho působení baktericidní, ale může pracovat synergicky s ostatními faktory (Gilliland, 1985).

1.7.7. REUTERIN

Pozorování *L. reuteri* ukazují, že tento kmen se zdá být unikátní ve svých metabolických schopnostech. (Talarico et al. 1988) udává, že *L. reuteri* vytváří látku se širokým antimikrobiálním spektrem a látka označil jako reuterin. Tato látka byla indetifikována jako vyrovnaná směs hydratovaných monomerních a cyklických dimerických forem β -hydroxypropionaldehydu (Talarico a Dobrogosz, 1989). Vzniká během anaerobního metabolismu glycerinu. Na rozdíl od *L. brevis* a *L. buchneri*, *L. reuteri* má dva koenzymy B₁₂-dependent dehydratases, každý s různými příbuznými rysy pro koenzym B₁₂ (Talarico a Dobrogosz, 1990). I když *L. reuteri* je také schopný dále redukovat 3-hydroxypropionaldehyde na 1,3 propandiol, bylo pozorováno, že tento rod může hromadit a produkovat 3-hydroxypropionaldehyd. Reuterin může působit jako inhibitor pro gramnegativní a grampozitivní bakterie, kvasinky, houby a protozoa, a proto je navrhován jako přirozená ochrana potravin (De Vuyst a Vandamme, 1994; Lindgren a Dobrogosz, 1990).

1.7.8. ACETALDEHYD

Tvorba acetaldehydu probíhá v některých mléčných výrobcích a významně v jogurtu, kde to je nejdůležitější vonná složka. Jeho tvorba nastává v průběhu metabolismu sacharidů aktivitou heterofermentativních bakterií mléčného kvašení. Množství 10–100 ppm dokáže potlačit některé patogeny (*E. coli*, *Salmonella typhimurium*, *S. aureus*). Tyto údaje byly srovnávány s úrovní 25 ppm vzniklého v jogurtu (De Vuyst a Vandamme, 1994; Piard a Desmazeaud, 1991 a).

1.7.9. 2,3-BUTANDIOL

Muck a O'Kiely (1992) udává v nestabilních silážích nižší množství 2,3-butandiolu než v jiných silážích. Tato substance může být produkována různými mikroorganismy: bakteriemi mléčného kvašení, enterobacteriemi, a bacily (McDonald, 1981). Dále uvedl, že faktory působící aerobní stabilitu mohou být produkovány mikroorganismy během procesu fermentace.

1.7.10. FUNGICIDNÍ LÁTKY

De Vuyst a Vandamme (1994) popisují různé fungicidní látky produkované bakteriemi mléčného kvašení. Také patent Vandenberghe a Kunka (1989) zahrnuje fungicidní produkt z druhů *Pediococcus*. Uváděný výrobek je směs obsahující valin a kyselinu mléčnou a má

molekulární hmotnost menší než 500 daltonů. Produkt je zvláště užitečný při zpomalení růstu plísní v potravinách a dalších materiálech. Rees (1997) psal svou dizertační práci ve spolupráci s firmou Ecosyl Products Ltd. na vývoji nového silážního fungicidu. Ve své práci využíval zejména *L. plantarum*.

Haikara et al. (1994a a b) zkoumali *L. plantarum* VTT – E-78076 který produkuje látku aktivní proti *Fusarium sp.* Niku Paavola (1996) charakterizoval některé látky produkované *L. plantarum* VTT - E - 78076, které byly aktivní proti *Fusarium avenacerum* a bakteriím *Pantoea agglomerans* (kyselina benzoová, cyclo(glycyl L-leucyl), methylhydantoin a mevalonolaceton).

1.7.11. INHIBIČNÍ BÍLKOVINY

Tyto proteiny, tvořené například *L. acidophilus* ukázaly velmi široké spektrum aktivity, ovlivňující také gramnegativní druhy a nejsou opravdovým bacteriocinem, ale spíše antibiotickým peptidem (Axelsson, 1990; De Vuyst a Vandamme, 1994).

1.8. Kvalita siláže

Biochemické změny během silážování jsou následek činnosti mikroorganismů schopných anaerobního růstu, jako bakterie mléčného kvašení, enterobacteria, clostridia, *Bacillus spp.* a kvasinky. Čím je nižší sušina silážované píce, tím více rozsáhlá je očekávaná fermentace. Změny vyskytující se během fermentačního procesu, které způsobují bakterie mléčného kvašení, jsou nejdůležitější pro ovlivnění kvality konečného produktu (Henderson, 1991). Podle některých kritérií je možno určit kvalitu siláže. Weissbach a Honig (1992) vytvořili systém hodnocení kvality siláže 100 bodovým systémem. Také v Rakousku je používáno hodnocení siláží převzaté od DLG (Deutsche Landwirtschaftliche Gesellschaft). Systém DLG je používán pro hodnocení kvality celé píce a siláží (travní, luskovinové, GPS a kukuřice, cukrovarské řízky).

Faktory, které jsou zahrnuty do systému hodnocení:

1.8.1. pH VE VZTAHU K SUŠINĚ

To je důležitá hodnota pro okyselení siláže (Gross a Riebe, 1974). Ve správně zkvašené siláži, bude mít produkce mléčné kyseliny za následek pH 4. Tato hodnota je postačující pro tlumení většiny nepříjemných a potenciálně nebezpečných organismů při současném dodržení anaerobní prostředí. Je možno rozeznávat mezi dvěma mechanismy potlačení

růstu při snižování pH. V určitém směru je to přímý účinek vodíkových iontů ale hlavní je, pro silné snížení metabolické aktivity nežádoucí mikroflóry, aktivní toxický účinek organických kyselin (Rees, 1997). Ve schématu hodnocení kvality je tento faktor hodnocen 25 body. Omezující podmínkou pro intenzitu kvašení je obsah sušiny, proto je pro hodnocení hodnoty pH brán současně do úvahy i obsah sušiny siláže.

1.8.2. ČPAVKOVÝ DUSÍK

Hodnota amoniakální dusíku nad 10 % z celkového množství dusíku má za následek snížení bodů v hodnocení kvality. Celkový počet bodů pro tento parametr je 25. Množství čpavkového dusíku, pokud se týká TKN (celkový Kjeldahl dusík) dává informaci o stupni degradace bílkovin deaminací činností mikroorganismů jako clostridia a heterofermentativní bakterie mléčného kvašení. Z toho důvodu jsou nejvyšší hodnoty amoniakálního dusíku obvykle spojeny se zvýšeným pH, vyšším obsahem kyseliny máselné a případně s vyšším obsahem kyseliny octové. Gross a Riebe (1974) popsal vliv obsahu sušiny na tvorbu amoniakálního dusíku. Sušší plodiny měly za následek nižší degradaci bílkovin, a proto také nižší množství z amoniakálního N. Popsali také, že tvorba čpavkového N vede k energetické ztrátě v siláži a může docházet k tvorbě látek, které způsobují poruchy trávení zvířat nebo mají dokonce toxické účinky. Hodnota čpavkového dusíku pro dobře konzervované siláže by se měla pohybovat okolo 5 % z celkového obsahu N, v silážích, kde se kvasný proces tzv. „zvrhl“ může dosahovat až 30 % (Holzer, 2003)

1.8.3. KYSELINA MÁSELNÁ

Obsah kyseliny máselné je hodnocen 50 body, z toho vyplývá, že má velký vliv na celkové hodnocení kvality. Nízký příjem sušiny může souviset se ztrátou chutnosti, která může být způsobena hromaděním konečných produktů z fermentačního metabolismu. Příliš vysoké hodnoty mléčné případně octové kyseliny snižují příjem krmiva. Kyselina máselná může způsobit podobné efekty (Lindgren, 1991).

1.8.4. KYSELINA OCTOVÁ

V roce 1997 byly v tomto parametru provedeny korekce z DLG systému hodnocení (Weisbach a Honig, 1997). Byly zde zohledněny nové poznatky upřesňující význam obsahu kyseliny octové pro kvalitu siláže. Hodnota nad 3,5 % v sušině má za následek vyhodnocení se zápornými body. Vysoké hodnoty jsou považovány za důvod pro snížení

Literární přehled

spontánního příjmu sušiny krmiva zvířaty. Celkové hodnocení je dáno součtem bodů za všech faktorů uvedených výše. Dále je možno na základě smyslové posouzení udělit další záporné body.

2. Cíle

Problém zahřívání siláže je stále aktuální diskutovanou otázkou. Velkou úlohu má v této problematice management výroby siláží a v neposlední řadě ovlivnění fermentace siláže použitím vhodného silážního inokulantu. Proto vystupuje stále více do popředí výběr silážních inokulantů.

V minulosti byly hlavní cíle produkovat siláže s nízkými obsah kyseliny máselné a kyseliny octové pro zajištění dobré kvality. K tomu byly používány různé systémy hodnocení kvality siláží např. ČSN 467092, nebo systém hodnocení DLG. Nízký nebo žádný obsah těchto kyselin byl odvozován podle příjmu sušiny krmiva zvířaty a předpokládalo se, že dobře konzervované krmivo musí vykazovat pouze homofermentativní spektrum bakterií mléčného kvašení. Je známo, že kyselina octová a kyselina máselná přispívají lepší aerobní stabilitě, siláže jsou následně méně náchylné k zkáze v aerobních podmínkách. Nicméně je nutné se vyhnout tvorbě kyselině máselné v siláži. Proto jsou vybírány heterofermentativní bakterie mléčného kvašení aby přinesly jistou úroveň kyseliny octové současně s tvorbou mléčné kyseliny. Kombinace obou kyselin má prokazatelně synergický účinek v inhibici mikroorganismů způsobujících zkázu.

Cílem této práce bylo ověřit účinnost biologických inokulantů, složených z homo-a heterofermentativních kmenů bakterií mléčného kvašení, na aerobní stabilitu kukuřičných siláží.

3. Materiál a metodika

3.1. SILÁŽNÍ INOKULANT

Pro potřeby experimentu byl použit silážní inokulant BONSILAGE MAIS (výrobce Lactosan Starterkulturen, Kapfenberg, Rakousko). Složení inokulantu je podle údajů výrobce *Lactobacillus plantarum* DSM 12836, *Pediococcus pentosaceus* DSM 12834, *Lactobacillus buchneri* DSM 12856. Byla použita jak forma granulátová, tak i vodorozpustná.

Jelikož mi byla panem Dr. Walterem Kramerem při zadání tématu mé disertačné práce nabídnuta účast na některých experimentech, které firma Lactosan Starterkulturen prováděla při testování účinku konzervantu Bonsilage Mais, uvádím zde ty experimenty, kterých jsem se účastnil v rámci mých stáží ve vývojovém zařízení firmy SCHAUMANN Lactosan, nebo při zpracovávání výsledků z těchto pokusů.

3.2. Pokus 1 IFA Tulln

3.2.1. Charakteristika výchozího materiálu

Celá plodina kukuřice byla sklizená na farmě v Dolním Rakousku taženou řezačkou na kukuřici, pro zkušební laboratoř. Hmota byla poměrně suchá s obsahem sušiny 46.0 g/100 g krmiva. Hodnota pH píce před silážováním bylo pH 5,6. Efekt Bonsilage Mais byl sledován podle zde uvedených podmínek

3.2.2. Proces silážování

Celá plodina kukuřice použitá v tomto experimentu byla ze standardního silážního porostu na farmě v Dolním Rakousku. Řezanka celé kukuřice byla odebrána pro pokus do laboratoře. Silážní pokus byl uskutečněn v IFA – Tulln v oddělení Environmental Biotechnology. První byla silážována neošetřená kontrola.

Bonsilage Mais granulát byl aplikován podle doporučení výrobce (0,25 kg na t čerstvé hmoty). Poté byla ošetřená píce naplněná do PVC věder s kapacitou 6,5 litrů. K tomu, aby možno vzduchotěsně uzavřít laboratorní sila byl do věder vložen plastický sáček. Pro dostatečné stlačení řezanky kukuřice byl použit tlak 8 baru. Po naplnění vědra byl plastický sáček těsně uzavřen. Nakonec bylo vědro uzavřeno víčkem. Pro každý kontrolní

den (11, 25, 70 a 99) byla vědra připravená dvojmo, kontrola a ošetřená siláž.

3.2.3. Chemický rozbor

Obsah cukrů a množství organických kyselin byl stanoven z vodního extraktu siláže (1:5) HPLC (HP 1100, Merck sloupci Polyspher OA KC a RI detektor -HP 1047). Obsah NH₃ z celkového N byl stanoven destilací (Vapodest Gerhardt). Sušina byla určena váhovým rozdílem po 24 h sušení při 105°C. Pro stanovení pH vzorků byla silážní píče homogenizována, 20 g tohoto materiálu bylo smícháno s 80 ml destilované vody. Měření bylo dokončené po 30 minutách.

3.2.4. Aerobní stabilita

Stanovení aerobní stability bylo podle metody Honig (1986). Principem je určit teplotní zvýšení vzorků siláže vystavené vlivu ovzduší. Pro toto měření jsou vzorky umístěny do izolovaných nádob se snímačem teplot.

Teplotní data jsou zaznamenána registrační jednotkou v časové ose. Čas dokud se teplota vzorků nezvýší o 2°C nad pokojovou teplotou je definovaný jako aerobní stabilita.

3.3. Pokus 2 Aulendorf

3.3.1. Charakteristika výchozího materiálu

Řezanka z celé kukuřice, 33,7% sušiny, další parametry jsou uvedeny v tabulce (Tabulka 3.1).

Tabulka 3.1 Výsledky analýzy výchozího seriálu pro silážování:

n	sušina %	NL %suš.	Vláknina % suš.	Popel % suš.	NEL MJ/kg suš.	WSC %suš.	BC g LA	S/BC	FC*	Škrob % suš.	Elos T %
3	33,73	7,12	21,17		6,48	5,07	1,90	2,67	55,08	34,19	71,12

*LA ... kyselina mléčná; BC ... pufrovací kapacita, S ... obsah cukru; DM ... sušina, *FC (fermentační kapacita) = DM + 8 x S/BC; FC > 45 ... lehce fermentovatelný substrát*

3.3.2. Postup pokusu

Siláž v experimentálních silech s kapacitou 120 l, 4 opakování, doba uskladnění 120 dnů, sila otevřena po 99 dnech. Stanovení stravitelnosti in vivo (podle metodiky DLG pro testování efektu přísad siláže na stravitelnosti. Test proveden se 4 skopci plemeno merino. Přípravné období 11 dnů, testovací období 10 dnů.

3.3.3. Krmná dávka zvířat

Krmnena byla pouze záchovná dávka ve složení 3000 g sušiny z kukuřičné siláže a 20 g močoviny na zvíře a den. Krmení a sběr výkalů bylo prováděno dvakrát za den.

3.4. Pokus 3 Landwirtschaftszentrum Haus Riswick

3.4.1. Charakteristika výchozího materiálu

Řezanka z celé rostliny kukuřice, odrůda Romano, sklízeno při 60% sušiny zrna, další parametry jsou uvedeny v tabulce (Tabulka 3.2).

Tabulka 3.2 Výsledky rozborů řezanky silážní kukuřice:

Hodnota		Kontrola	Bonsilage Mais
Sušina	g/kg	330	325
Popel	g/kg	39	36
Dusíkaté látky	g/kg	66	75
Vláknina (XF)	g/kg	193	198
Škrob	g/kg	249	232
Počet bakterií mléčného kvašení (LAB)	CFU/g	2.000.000.000	2.400.000.000
Nitráty	mg/kg	<5	<5
Kvasinky spotřebovávající kys. mléčnou	CFU/g	< 1000	< 1000
Pufrovací kapacita (BC)	g kys. mléčné/kg	28	27

3.4.2. Postup pokusu

Siláž v pokusných silech (barely s kapacitou 90 kg) ve čtyřech opakováních. Doba uskladnění 125 dnů.

Stanovení stravitelnosti in vivo podle metodiky DLG pro testování efektu silážních inokulantů na stravitelnost živin.

Test s 5 skopci. Přípravné období 14 dnů, testovací období 7 dnů.

3.4.3. Krmná dávka zvířat

Krmna pouze záchovná dávka ve složení 2600 g sušiny kukuřičné siláže a 150 g extrahovaného sojového šrotu na zvíře a den, přídavek speciálního minerálního krmiva Millaphos Z.

3.5. Pokus 4 Aulendorf II

3.5.1. Charakteristika výchozího materiálu

Silážní kukuřice s 33,7 % sušiny celé rostliny, velmi dobrý koeficient zkvasitelnosti VK > 45 (Tabulka 3.3). Parametry základních živin jakož i obsah škrobu a stravitelnost (ElosT) se pohybovala v době sklizně v typickém rámci pro silážní kukuřici.

Tabulka 3.3 Charakteristické vlastnosti krmné hodnoty a koeficient zkvasitelnosti silážní kukuřice

n	Sušina %	NL % suš.	Vláknina % suš.	Popel % suš.	NEL MJ/kg TM	Wlk % suš.	PK gMS	Z/PK	VK*	Škrob % suš.	ElosT %
3	33,73	7,12	21,17	3,64	6,48	5,07	1,90	2,67	55,08	34,19	71,21

* $VK = TM + 8 \times Z/PK$, ElosT (enzymlösliche organische Substanz in der Trockenmasse) enzymaticky rozpustné organické látky ze sušiny

3.5.2. Postup pokusu

Silážní kukuřice byla prostřednictvím tažené řezačky (2 řádkové) sklizena a potom v dobře vyčištěném míchacím krmném voze smíchána a uložena na dvě hromady po 400 kilech na silážní plachtu pod střechu.

Následovalo rozprostření silážované hmoty na plachtu a pokropení polovinou potřebné dávky silážního prostředku. Potom bylo provedeno důkladné promíchání, znovu rozprostření a aplikace druhé poloviny dávky silážního prostředku.

Po důkladném zamíchání byly naplněny čtyři sudy z umělé hmoty s kapacitou 120 litrů, poté hermeticky uzavřeny a při teplotě okolního prostředí uskladněny.

Sudy byly zpočátku týdně, potom měsíčně váženy.

Při vyskladnění po 120 dnech bylo ze sudů prostřednictvím vzorkovače (vrtáním) odebrány vzorky pro rozbor (krmná hodnota, kvalita silážního procesu, aerobní stabilita).

Po odebrání vzorků byly jednotlivé sudy na navrtaných místech bezprostředně doplněny CO₂ a opět neprodyšně uzavřeny. Sudy byly při odběru vzorků asi 10 minut otevřeny.

Pro hodnocení stavitelnosti byly použity tři sudy. Siláž byla navážena podle potřebného množství, zabalena a zmrazena. Postupně byly zkrmovány jednotlivé dávky.

Stanovení aerobní stability probíhalo nejméně 10 dnů pomocí pravidelného měření teploty (Temperaturlogger 175- 3, Fa. Testo) podle metody HONIG (1986). Siláž byla ze sudů

přemístěna do měřicích nádob s teplotními sondami.

3.5.3. Stanovení hodnot

Stanovení sušiny původní hmoty podle metodiky VDLUFA, u siláže korektura podle WEISSBACH (1994).

Obsah energie: výpočet ze stanovených živin

Vodorozpustné cukry metoda VDLUFA

Pufrační kapacita: WEISSBACH 1992 (g kyseliny mléčné do pH 4,0)

Škrob a ElosT pomocí NIRS.

Kvasné kyseliny prostřednictvím HPLC podle SIEGFRIED et al. 1984

Stravitelnost podle DLG metodiky pro stanovení efektů silážního prostředí na stravitelnost siláže, a podle „Určení stravitelnosti živin pro přežvýkavce, J. Anim. Physiol. a. Anim. Nutr. 65: 229- 234 (1991).

3.5.3.1. Pokusná zvířata:

4 skopci, denní dávka 3000 g sušiny kukuřičné siláže a 20 g močovina na zvíře a den. Přípravně období 11 dnů, testovací období 10 dnů. Krmení dvakrát denně, sběr výkalů také.

Aerobní stabilita: na základě HONIG (1986).

3.5.3.2. Výpočet kvasných ztrát:

Při pravidelném vážení zjištěné, absolutní ztráty byly přepočteny podle následující rovnice v relativních ztrátách kvašením:

$$\text{Kvasné ztráty (\%)} = \frac{\text{ztráta absolutní (g krmiva)} \times \text{faktor } 1,41}{\text{hmotnost při naskladnění (g krmiva)}} \times 100$$

Zvážené absolutních ztráty byly násobeny faktorem 1,41, což odpovídá anaerobní kvasné formy 1 g CO₂ ztrátě 1,41 g cukrů (Gross a Riebe, 1974).

3.5.3.3. Statistické výpočty

Statistické hodnocení výsledky bylo provedeno pomocí programu SAS (Statistical Analysis System) procedurou ANOVA pro vlivy ošetřování.

Pro test na významnost byla použita následující hranice:

F test pro rozptyl:

*hladina významnosti 5 % = **

*hladina významnosti 1 % = ***

t testu pro jednotlivé hodnoty:

hladina významnosti 5 %

hladina významnosti 1 %

3.6. Pokus 5

3.6.1. Odběr vzorků

V rámci pokusu bylo zakonzervováno celkem 16 kukuřičných siláží přímo v zemědělských podnicích, silážním inokulantem BONSILAGE MAIS. Aplikace inokulantu podle prováděna podle doporučení dodavatele ihned při sklizni na sklízecích řezačkách. Pro účely experimentu bylo použito jako kontrola 6 vzorů kukuřičné siláže bez aplikace inokulantu. Silážování probíhalo na šesti místech Moravy a Vysočiny.

Při zavážení kukuřice do silážních žlabů byly odebírány vzorky. Z deseti vozů přivázejících kukuřičnou řezanku, bylo odebráno 20 kg materiálu. Tento materiál byl rozložen na silážní folii a důkladně promíchán. Následně byl rozdělen na polovinu. Z každé poloviny bylo odebráno 10 kg řezanky. Oba odběry byly důkladně promíchány a bylo odebráno 5 kg řezanky, které byly použity pro rozboru vstupního materiálu. Po 8 týdnech po uzavření silážních jam byly odebrány pomocí vrtné soupravy reprezentativní vzorky, vždy v množství 30 kg.

Vzorky ze silážních jam byly odebírány v šesti skupinách, vždy jedna neošetřená kontrola a siláže ošetřené výše zmiňovaných inokulantem.

3.6.2. Zpracování výsledků

Vyhodnocování výsledků a zpracování dat probíhalo pomocí programu Statgraphics Centurion XV, verze 15.2.05. Pro posouzení vlivu konzervantu na stabilitu siláže byla použita metoda dvoucestní ANOVA (Two-Sample Comparison).

Dále jsem se pokusil stanovit pomocí metody GLM (General Linear Model) model pro hodnocení rozdílu mezi kontrolní a pokusnou skupinou. Postupným testováním

jednotlivých proměnných a případných interakcí mezi nimi jsem hledal nejsilnější model, vyjádřený pomocí R^2 – koeficientem determinace.

Obsahy základních živin jsou uvedeny v tabulkách pro kontrolní (Tabulka 3.4) a pokusnou (Tabulka 3.5) skupinu, graficky jsou vyjádřeny v grafech taktéž pro kontrolní (

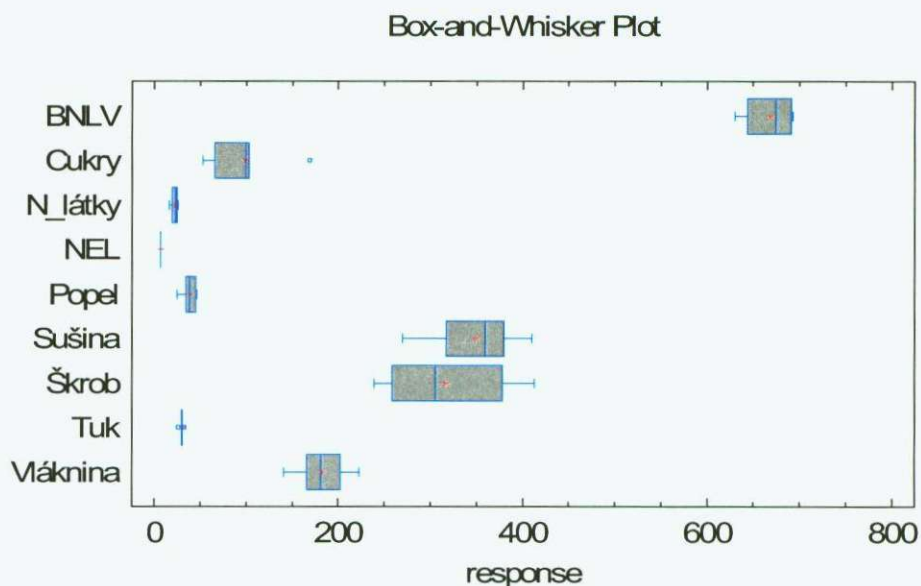
Graf 1) a pokusnou (

Graf 2) skupinu.

Tabulka 3.4 Hodnoty původní hmoty silážované kukuřice – kontrolní vzorky

	Počet	Průměr	Směr. odchylka	Koef. variance	Min.	Max.	Rozsah	Šikmost	Špičatost
BNLV	6	668,067	26,1582	3,91551%	630,1	693,1	63,0	-0,61787	-0,78013
Cukry	6	98,1167	40,0782	40,8475%	53,1	168,3	115,2	1,02777	0,873314
NL	6	21,9333	3,83127	17,4678%	16,1	26,1	10,0	-0,676974	-0,477659
NEL	6	6,46667	0,196638	3,0408%	6,2	6,7	0,5	-0,254274	-0,91409
Popel	6	38,0	7,87909	20,7344%	24,9	46,0	21,1	-0,824039	0,223815
Sušina	6	349,333	49,7742	14,2483%	270,0	410,0	140,0	-0,662119	0,029365 4
Škrob	6	316,733	67,6609	21,3621%	239,3	413,4	174,1	0,446792	-0,636569
Tuk	6	29,5833	2,28247	7,71539%	25,6	32,6	7,0	-0,883446	1,19905
Vláknina	6	182,517	28,8707	15,8181%	140,7	223,0	82,3	-0,0468168	-0,109002
Total	54	190,083	212,216	111,644%	6,2	693,1	686,9	3,64582	0,659824

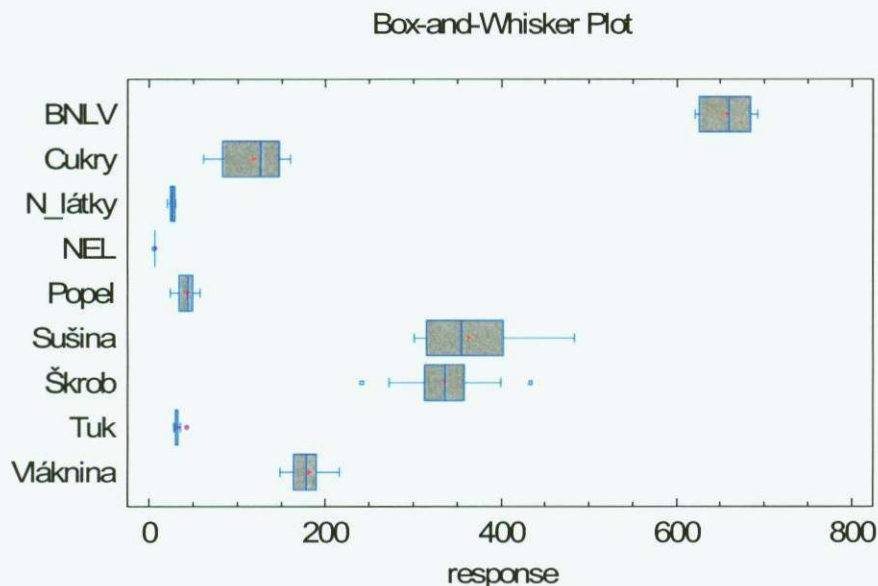
Graf 1 Průměr a směrodatná odchylka vyjádřená graficky pro kontrolní skupinu



Tabulka 3.5 Hodnoty původní hmoty silážované kukuřice – siláže konzervované Bonsilage Mais

	Počet	Průměr	Směr. odchylka	Koef. variance	Min.	Max.	Rozsah	Šikmost	Špičatost
BNLV	15	656,56	27,4294	4,175%	620,4	692,5	72,1	-0,142096	-1,34831
Cukry	15	117,253	35,0512	29,89%	61,3	160,2	98,9	-0,797353	-0,872063
N_látky	15	25,8067	2,784	10,79%	19,9	29,9	10,0	-0,656858	-0,248238
NEL	15	6,42	0,280815	4,37%	5,6	6,7	1,1	-2,84445	3,6802
Popel	15	41,72	9,58482	22,97%	24,0	57,4	33,4	-0,0829	-0,462749
Sušina	15	362,533	55,8427	15,40%	301,0	484,0	183,0	1,31112	-0,113103
Škrob	15	334,833	47,8075	14,28%	240,7	433,8	193,1	0,130007	0,570345
Tuk	15	31,5867	3,67382	11,63%	27,9	42,4	14,5	3,16155	3,82361
Vlákna	15	181,147	21,4205	11,83%	148,3	216,0	67,7	0,819617	-0,494642
Total	135	195,318	208,595	106,79%	5,6	692,5	686,9	5,25595	0,296769

Graf 2 Průměr a směrodatná odchylka vyjádřená graficky pro pokusnou skupinu



3.6.3. Stanovení aerobní stability – systém Völkenrode (Honig 1990)

3.6.3.1. PRINCIP

Pro určení aerobní stability siláží, byla použita upravená metoda podle Honiga (1990). Je založena na monitorování teploty, která stoupá zvýšenou mikrobiální aktivitou vzorků, které jsou vystaveny přístupu vzduchu.

3.6.3.2. VYBAVENÍ

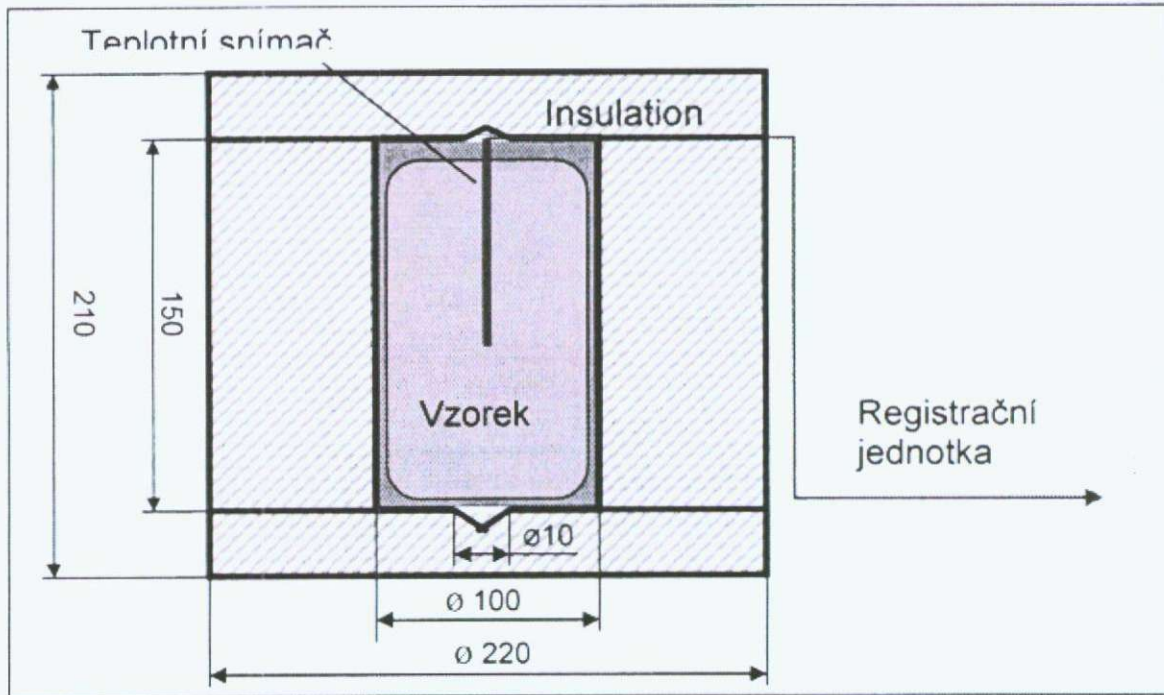
Boxy o průměru 100 mm, výšce 150 mm a šířka spodku 10 mm, jsou izolovány polystyrenem, 60 mm na stěnách a 30 mm na spodku a víku. Spodní část a víko má 10 až 15 mm ve středu hlubokou rýhu pro lepší cirkulaci vzduchu. Snímače teploty (KTY 1000, odolné teploměry). Zvláštní program pro počítačovou registraci teplot ze senzorů každých 10 minut.

3.6.3.3. POSTUP

Pro stanovení bylo vždy 100 g sušiny silážované hmoty vloženo do boxu s průměrem 95 mm a výškou 150 mm. Do středu vzorků byly umístěny snímače teploty a celá jednotka byla uzavřena izolační vnější vrstvou 60 mm polystyrenu na stěnách a z 30 mm na dně a vrchu. Schéma této jednotky je uvedeno na obrázku (Obrázek 2). Teplota byla snímána

každé 3 hodiny počítačovým programem. Z hodnot každého dne byla vypočtena průměrná hodnota. Pokojová teplota byla vzata jako referenční teplota (cca 20°C) a odečtena od teplot siláží. Měření pokračovalo nejméně 5 dnů. Víčko a spodní částí vrstva boxu má ve středu rýhu 10 mm pro umožnění vstupu vzduchu.

Obrázek 2 Schematické znázornění jednotky pro měření teploty



3.6.3.4. VYHODNOCENÍ

Doba, po kterou je siláž stabilní, je dána dobou, dokud registrační jednotka neukáže zvýšení teploty měřeného vzorku o 2°C nad okolní teplotou.

3.6.4. Vyhodnocení kvality siláží

Pro určení kvality zkoumaných siláží byl použit DLG systém hodnocení (Weissbach a Honig, 1992). Některé nové aspekty tohoto hodnotícího systému upřesnil také Pahlow a Weissbach (1999). Musí být zjištěno několik chemických parametrů a ohodnoceno body. V tabulkách (Tabulka 3.6 až Tabulka 3.11) jsou uvedeny způsoby hodnocení.

3.6.4.1. KYSELINA MÁSELNÁ

Množství kyseliny máselné (souhrn i-máselné kyseliny, isovalerové kyseliny, n-valerové kyseliny a n-kyseliny kapronové) má velký efekt na kvalitu siláže. Je to indikátor pro

zamoření klostridiami. Přítomnost jakékoli z těchto substancí sníží příjem krmiva zvířaty. Body, které je možno dosáhnout za toto kritérium jsou uvedeny v tabulce (Tabulka 3.6). 50 bodů mohou dostat jen siláže, kde je obsah kyseliny máselné pod 0,3 %.

Tabulka 3.6 Hodnocení kyseliny máselné v siláži

Obsah kyseliny máselné v % hmoty	Body
0...0,3	50
> 0,3...0,4	45
> 0,4...0,5	40
> 0,5...0,7	35
> 0,7...1,0	30
> 1,0...1,4	25
> 1,4...1,9	20
> 1,9...2,6	15
> 2,6...3,6	10
> 3,6...5,0	5
> 5,0	0

**Pro obsah kyseliny máselné je použit součet i-butyric acid, iso-valeric acid, n-valeric acid a n-caproic acid*

3.6.4.2. AMONIAKÁLNÍ DUSÍK

Další důležitý parametr je obsah amoniakálního dusíku. Jen hodnoty pod 10 % z celkového množství dusíku je hodnoceno 25 body. Schéma hodnocení amoniakálního dusíku je uvedené v tabulce (Tabulka 3.7).

Tabulka 3.7 Hodnocení amoniakálního dusíku v silážích

Obsah amoniakálního dusíku v % z celkového N	Body
10	25
> 10...14	20
>14...18	15

3.6.4.3. HODNOTA pH

Pro vyhodnocení hodnoty pH musí být použit také obsah sušiny siláže. Hodnoty v tabulce (

Tabulka 3.8) ukazují, že siláže s vyšším obsahem sušiny jsou obtížněji zkvasitelné a nedosahují tak nízkých hodnot pH.

Tabulka 3.8 Hodnocení pH siláží při zohlednění obsahu sušiny silážované hmoty

Zatřídění pH podle sušiny v % silážované hmoty				Body
...20	> 20...30	> 30...45	> 45	
...4,1	...4,3	...4,5	...4,7	25
> 4,1...4,3	> 4,3...4,5	> 4,5...4,7	> 4,7...4,9	20
> 4,3...4,5	> 4,5...4,7	> 4,7...4,9	> 4,9...5,1	15
> 4,5...4,6	> 4,7...4,8	> 4,9...5,0	> 5,1...5,2	10
> 4,6...4,7	> 4,8...4,9	> 5,0...5,1	> 5,2...5,3	5
> 4,7...4,8	> 4,1...4,3	> 5,1...5,2	> 5,3...5,4	0
> 4,8...5,0	> 4,1...4,3	> 5,2...5,4	> 5,4...5,6	- 5
> 5,0...5,2	> 4,1...4,3	> 5,4...5,6	> 5,6...5,8	- 10
> 5,2...5,4	> 4,1...4,3	> 5,6...5,8	> 5,8...6,0	- 15
> 5,4...5,6	> 4,1...4,3	> 5,8...6,0	> 6,0...6,2	- 20
> 5,6...5,8	> 4,1...4,3	> 6,0...6,2	> 6,2...6,4	- 25
> 5,8	> 6,0	> 6,2	> 6,4	- 30

3.6.4.4. KYSELINA OCTOVÁ

Za obsah kyseliny octové může siláž získat jen záporné body. V tabulce (Tabulka 3.9) můžeme vidět, že pouze při obsahu 2,0 a 3,0 % v sušině nejsou použity záporné body hodnocení Weissbach a Pahlowz 1997. Při hodnocení DLG od Weissbach z roku 1992 nemá nízký obsah kyseliny octové za následek snížení bodové hodnoty.

Tabulka 3.9 Hodnocení obsahu kyseliny octové v porovnání upraveného systému hodnocení

Obsah kyseliny octové v %	Body (1992)	Body (1997)
>8,5	-30	-30
>7,5...8,5	-25	-25
>6,5...7,5	-20	-20
>5,5...6,5	-15	-15
>4,5...5,5	-10	-10
>3,5...4,5	-5	-5
2,0...3,5	0	0
<2,0...1,5	0	-5
<1,5...1,0	0	-10
<1,0...0,5	0	-15
<0,5	0	-20

*Pro celkový obsah kyseliny octové je použit součet s kyselinou propionovou

3.6.4.5. KATEGORIE KVALITY

Z celkového součtu bodů z jednotlivých kvalitativních znaků je provedeno celkové vyhodnocení podle tabulky (

Tabulka 3.10).

Tabulka 3.10 Celkové hodnocení kvality siláží podle získaných bodů za jednotlivá kritéria

Celkem bodů	Kvalita fermentace	
	Třída	Hodnocení
91 ... 100	1	Výborná
71 ... 90	2	Dobrá
51 ... 70	3	Je potřeba zlepšit
31 ... 50	4	Špatná
... 30	5	Velmi špatná

3.6.4.6. DALŠÍ ASPEKTY PRO HODNOCENÍ KVALITY

Pro hodnocení kvality se používají ještě další kritéria. Tato kritéria jsou hodnocena smyslovým testem. To by nám mělo dát informaci o pokračujícím kažení siláže (například kdy siláž je zamořena plísněmi nebo bakteriemi). Pokud je siláž zahřátá činností mikroorganismů je potřeba korigovat hodnocení siláže odečtením bodů, i když nebyly ještě provedeny chemické rozборы. Hodnocená kritéria a body jsou uvedeny v tabulce (Tabulka 3.11).

Tabulka 3.11 Korekce hodnocení kvality siláže na základě smyslového posouzení

Kažení siláže	Nedostatky ve vzhledu a vůni	Body	Maximální dosažená třída kvality
Zahřívání	Vůně po karamelu nebo a změna barvy	-20	
Plísně	Plesnivý zápach nebo viditelné jednotlivé kolonie plísní	-30	3
Silně zaplísňené	Maximálně 10 % vzorku je zničeno plísněmi nebo mikrobiální aktivitou	-50	4
Velmi plesnivé nebo silný bakteriální rozklad	Více než 10 % vzorku je zničeno plísněmi nebo silnou mikrobiální aktivitou	Nezkrmitelné	

4. Výsledky a diskuse

4.1. Pokus 1 IFA Tuln

Výsledky chemického rozboru kontrolní siláže a siláže ošetřené Bonsilage Mais jsou uvedeny v tabulkách (Tabulka 4.1a Tabulka 4.2).

Siláž ošetřená Bonsilage Mais obsahuje vyšší množství kyseliny octové. 1,2 propandiol, což je jasný indikátor aktivity *Lactobacillus buchneri*, stejně tak konstatuje i Hendrick et al., (2000), byl stanoven jen v silážích ošetřených Bonsilage Mais. Obsah kyseliny mléčné v silážích ošetřených Bonsilage Mais je mírně nižší. Hodnoty pH jsou také nižší v silážích ošetřených Bonsilage Mais. Nižší množství etanolu a amoniakálního dusíku byl stanoven v silážích ošetřených Bonsilage Mais. Ztráty hmotnosti během celé doby kvašení bylo nižší v siláži ošetřené Bonsilage Mais.

Vyšší obsah kyseliny octové je odpovědný za lepší aerobní stabilitu. Na grafu (Graf 3) je znázorněn průběh měření aerobní stability po 99 dnech kvašení. Aerobní stabilita byla mnohem vyšší v silážích ošetřených Bonsilage Mais. Zvýšení teploty kontrolní siláže dosahovalo 7 °C nad pokojovou teplotou. Měřená aerobní stabilita kontrolní siláže byla nízká (28 h). V ošetřené siláži byl teplotní rozdíl k teplotě okolí nižší během celého měření. Po 87 hodinách v ošetřené siláži byl teplotní rozdíl proti pokojové teplotě 2 °C (mezní teplota pro aerobní stabilitu) překročen jen velmi krátce. Později teplota sestoupila znovu pod mez 2 °C. Až po 235 hodinách se teplota zvýšila nad 2°C . Toto signalizuje, že mikrobiální aktivita způsobená činností kvasinek a plísní byla mnohem nižší v ošetřené siláži v porovnání s kontrolou.

Tabulka 4.1 Parametry siláží neošetřených

Kontrola	Doba fermentace (d)				
	0	11	25	70	99
g/100g sušiny					
Glukóza	2.93	0.06	0.12	0.15	0.16
Fruktóza	3.14	0.00	0.00	0.00	0.00
Kyselina mléčná	0.00	4.14	4.73	4.97	4.54
Kyselina octová	0.00	0.90	1.20	1.23	0.94
1,2-Propandiol	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Etanol	0.00	1.40	0.90	1.32	1.05
Kyselina máselná	0.00	0.00	0.00	0.01	0.02
NH ₃ -N	0.02	0.04	0.06	0.09	0.09
sušina (% v KR)	46.0	39.3	40.3	39.4	40.4
pH	5.60	3.89	3.80	3.89	3.93
Hmotnostní ztráty (% v KR)	n.d.	1.10	0.81	1.24	1.25

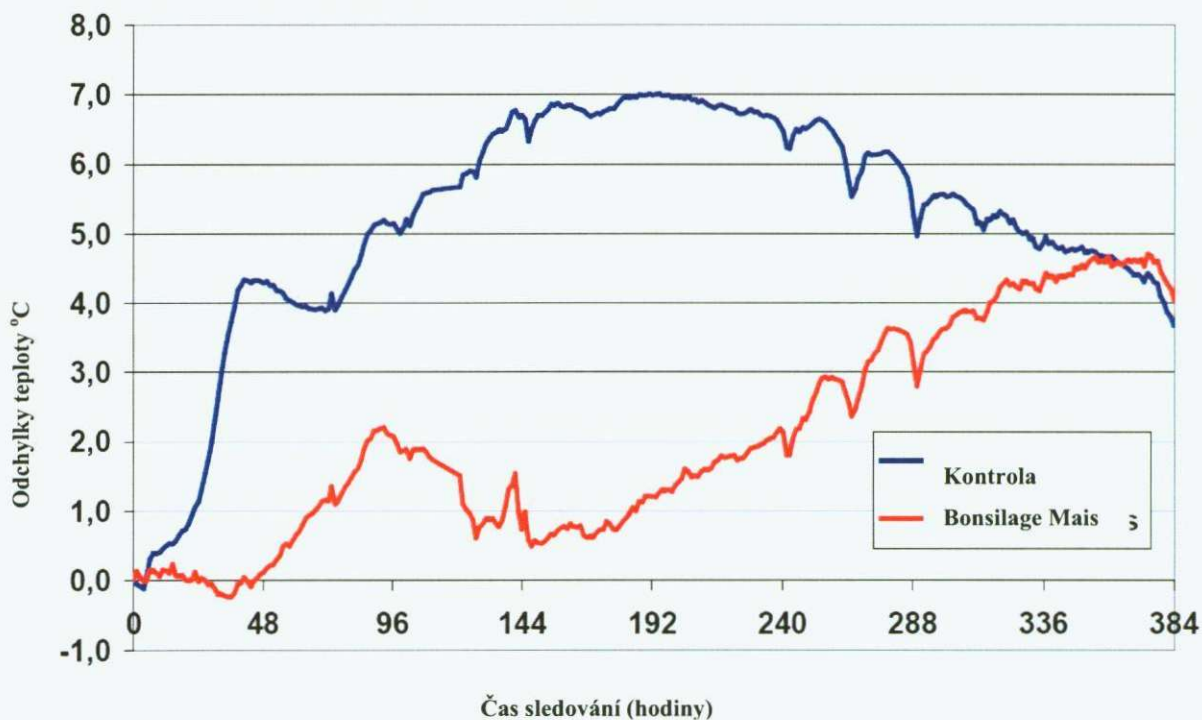
KR = čerstvá hmota; d = dny; n. d. = nestanoveno

Tabulka 4.2 Parametry siláží ošetřených Bonsilage Mais

Bonsilage Mais	Doba fermentace (d)				
	0	11	25	70	99
g/100g sušiny					
Glukóza	2.93	0.06	0.07	0.06	0.07
Fruktóza	3.14	0.00	0.00	0.00	0.00
Kyselina mléčná	0.00	3.82	4.58	4.37	4.31
Kyselina octová	0.00	0.96	1.24	2.14	2.51
1,2-Propandiol	0.00	0.00	0.00	0.46	0.45
Etanol	0.00	1.05	0.67	0.80	0.78
Kyselina máselná	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01
NH ₃ -N	0.02	0.04	0.05	0.07	0.08
sušina (% v KR)	46.0	41.5	41.6	40.9	41.4
pH	5.60	3.87	3.77	3.82	3.85
Hmotnostní ztráty (% v KR)	n.d.	0.96	0.70	1.10	1.01

KR = čerstvá hmota; d = dny; n. d. = nestanoveno

Graf 3 Měření aerobní stability po 99 dnech fermentace: Silážní prostředek Bonsilage Mais zajistil vysokou aerobní stabilitu



4.2. Pokus 2 Aulendorf

Výsledky z pokusu, ve kterém byl testován vliv silážního inokulantu Bonsilage Mais na stravitelnost jednotlivých živin jsou shrnuty v tabulce (Tabulka 4.3).

Tabulka 4.3 Přehled výsledků pokusů stravitelnost

Hodnoty	dD	dOS	dXP	DXL	dXF	dXX	ME	NEL	
	Stravitelnost v %						MJ/kg suš.		
Bonsilage Mais	77.9	78.8	49.2	88.5	67.0 ^a	84.9	11.63	7.14	
Směrodatná odchylka	1.3	1.1	4.3	1.1	1.7	1.5	0.15	0.12	
Kontrola	74.5	75.4	45.4	83.3	61.2 ^b	82.3	11.12	6.76	
Směrodatná odchylka	2.6	2.4	4.1	4.2	3.6	2.3	0.36	0.27	
Hladina významnosti	P<	0.09	0.07	0.32	0.09	0.05	0.15	0.06	0.06

DD = stravitelnost sušiny
DXP = stravitelnost NL
DXL = stravitelnost tuku
DXF = stravitelnost vlákniny
DXX = stravitelnost BNLV
DOM = stravitelnost organické hmoty
ME = metabolizovaná energie
NEL = Netto energie laktace

Posouzením rozdílů mezi kontrolou a pokusem lze konstatovat, že u všech sledovaných parametrů došlo ke zvýšení stravitelnosti. Ovšem signifikantní rozdíl na hladině významnosti $<0,05$ lze konstatovat pouze u stravitelnosti vlákniny.

4.3. Pokus 3 Landwirtschaftszentrum Haus Riswick

Výsledky skupin kontrolní a pokusné jsou uvedeny v tabulce (Tabulka 4.4). Ve stejné tabulce jsou také uvedeny výsledky stanovení stravitelnosti in-vivo.

Tabulka 4.4 Výsledek rozborů silážované hmoty a stravitelnosti živin ($n=5$)

Hodnota		Kontrola	Bonsilage Mais	Hladina významnosti
sušina	g/kg	313	318	
popel	g/kg	34	29	
NL	g/kg	71	76	
Vláknina	g/kg	188	189	
Tuk	g/kg	36	39	
Organický zbytek	g/kg	742	743	
Škrob	g/kg	371	292	
ADF	g/kg	214	216	
NDF	g/kg	380	377	
NFC	g/kg	479	479	
Vytvořený plyn	ml/200 mg	58,1	55,6	
ELOS	%	71,3	67,3	
Stravitelnost %				
Str. org. hmoty		79,5 ± 1,6	80,4 ± 1,3	0,34
Str. tuku		84,7 ± 2,3	88,4 ± 1,5	0,13
Str. vlákniny		72,7 ± 2,8	72,8 ± 2,7	0,78
Str. organického zbytku		81,0 ± 1,4	81,9 ± 1,0	0,83
NEL	MJ/kg suš.	7,27 ± 0,18^a	7,44 ± 0,14^b	0,04

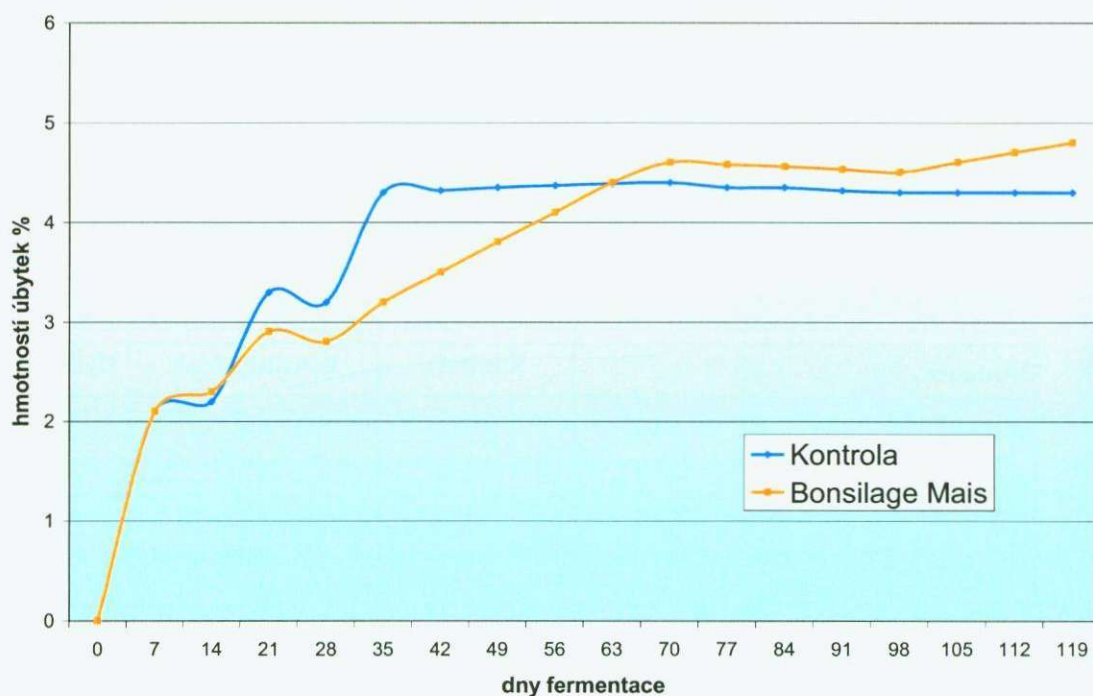
Statisticky průkazný rozdíl byl stanoven pouze u obsahu NEL a to na hladině významnosti $P < 0,05$.

4.4. Pokus 4 Aulendorf II

4.4.1. Ztráty kvašením

Po čtyřech měsících fermentace byly kvasné ztráty těsně na úrovni 5 %. Nebyly prokázány statisticky významné rozdíly neošetřenou a ošetřenou variantou.

Graf 4 Hmotnostní úbytek ztrát kvašením [%]



Použití Bonsilage Mais se neprojevilo signifikantně na krmnou hodnotu kukuřičná siláže (Tabulka 4.5).

Tabulka 4.5 Krmná hodnota siláž po 120 dnech fermentace

Varianta	n	Sušina %	NL %	Vláknina % v suš.	Popel	NEL MJ/kg suš.
Kontrola	4	33,72	7,12	19,07	3,96	6,53
Bonsilage Mais	4	33,87	7,07	19,40	3,69	6,51
P<0,05		n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.

n.s. = není signifikantní

4.4.2. Kvasný proces a aerobní stabilita

Siláže ošetřené Bonsilage Mais měly po 120 dnech fermentace proti kontrole signifikantní vyšší obsah kyseliny mléčné a kyseliny propionové a také vyšší obsah etanolu (Tabulka 4.6). Naproti tomu byly hodnota pH a obsah kyseliny octové signifikantně nižší. Pokud jde o poměr NH_3 z celkového obsahu N jakož i obsah propandiolu a zbytkových cukrů nebyly zde rozdíly oproti kontrolní siláži.

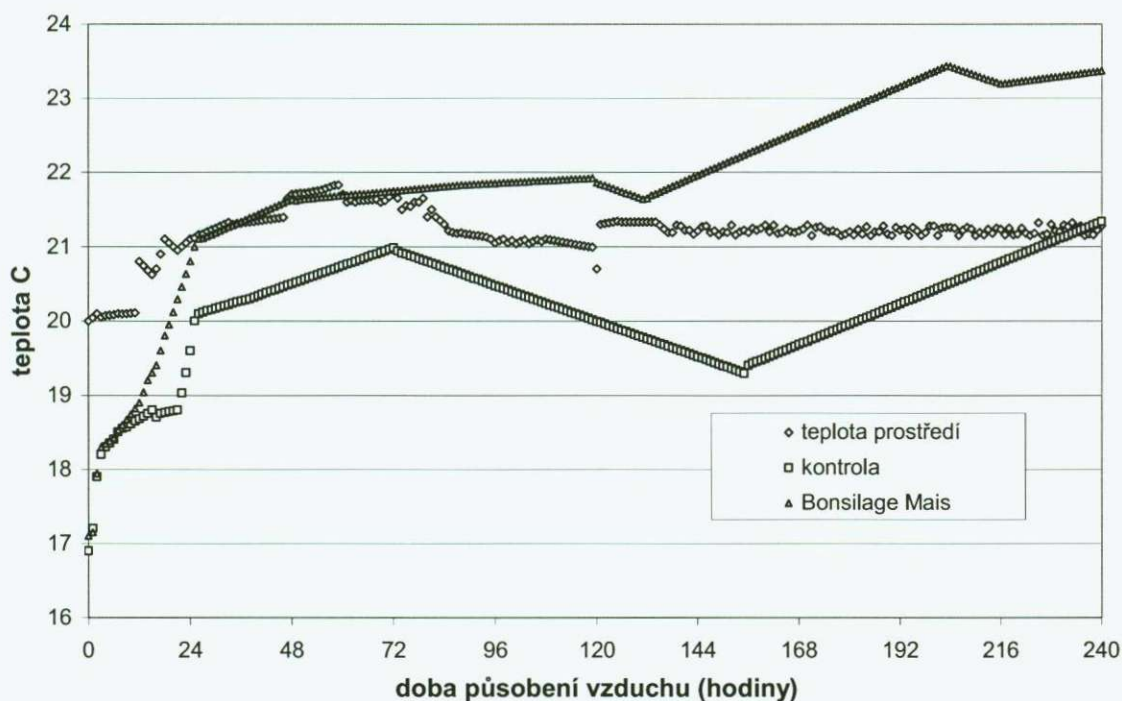
Z výsledků vyplývá, že fermentace v siláži ošetřené Bonsilage Mais probíhala spíše

homofermentativní než heterofermentativní formou, což neodpovídá zjištění Mann a Spoelstra et. al, (1996), pokud je použit v silážním inokulantu *Lactobacillus buchneri*. Toto se projevilo také v aerobní stabilitě po vyskladnění (Graf 5). Jak kontrola tak také i ošetřená kukuřičná siláž byly přes 6 dnů (144 hodin) aerobně stabilní. Potom stoupala teplota v kukuřičné siláži ošetřené Bonsilage Mais, i když jen pomalu a na nízké úrovni. Kontrolní siláž zůstala přes 10 dnů bez ohřevu.

Tabulka 4.6 Kvalita kvašení siláží po 120 dnech fermentace

Varianta	n	pH	Kys. mléčná % v suš.	Kys. octová % v suš.	Kys. propionová % v suš.	NH ₃ -N %	Propan-diol %	Etanol % i. TMk	WIK
Kontrola	4	4,00	4,50	2,88	0,04	9,61	0,030	0,92	1,38
Bonsilage Mais	4	3,91	5,25	2,23	0,08	9,24	0,015	1,24	1,26
Hladina významnosti		0,037	0,274	0,264	0,066	n.s.	n.s.	0,273	n.s.

Graf 5 Hodnocení aerobní stability



4.4.3. Stravitelnost

Byly provedeny dva pokusy stravitelnosti se čtyřmi ovci, kde byl testován účinek silážního prostředku **Bonsilage Mais** na stravitelnost živin.

Zkoušky byly provedeny podle směrnic společnosti Emahrungsphysiologie (J. Anim. Physiol, a. Anim. Nutr. 65: 229 234, 1995) a podle DLG směrnice ke zkoušce efektů silážního prostředku na stravitelnost siláže.

Výsledky jsou zobrazeny v tabulce (Tabulka 4.7) včetně statistických výpočtů a hladiny významnosti stanovení.

Tabulka 4.7 Výsledky hodnocení stanovení stravitelnosti siláží

Skupina	zvíře č.	dT	dOS	dXP	DXL	dXF	dXX	ME	NEL	
Kukuřičná siláž-Bonsilage	1	0,785	0,802	0,447	0,896	0,694	0,866	11,83	7,29	
Kukuřičná siláž-Bonsilage	2	0,776	0,793	0,454	0,874	0,680	0,859	11,70	7,20	
Kukuřičná siláž-Bonsilage	3	0,750	0,772	0,514	0,874	0,657	0,828	11,41	6,97	
Kukuřičná siláž-Bonsilage	4	0,772	0,785	0,552	0,894	0,650	0,844	11,60	7,12	
Kukuřičná siláž	1	0,753	0,767	0,427	0,854	0,614	0,844	11,31	6,91	
Kukuřičná siláž	2	0,770	0,788	0,518	0,879	0,667	0,847	11,60	7,12	
Kukuřičná siláž	3	0,705	0,729	0,463	0,766	0,599	0,793	10,73	6,46	
Kukuřičná siláž	4	0,717	0,733	0,409	0,835	0,567	0,810	10,83	6,54	
		Stravitelnost v %						MJ/kg sušiny		
Bonsilage Mais		77,9	78,8	49,2	88,5	67,0a	84,9	11,63	7,14	
Směrodatná odchylka		1,3	1,1	4,3	1,1	1,7	1,5	0,15	0,12	
Kontrola		74,5	75,4	45,4	83,3	61,2	82,3	11,12	6,76	
Směrodatná odchylka		2,6	2,4	4,1	4,2	3,6	2,3	0,36	0,27	
Hladina významnosti	P<	0,09	0,07	0,32	0,09	0,05	0,15	0,06	0,06	

DD	=	stravitelnost sušiny
DXP	=	stravitelnost NL
DXL	=	stravitelnost tuku
DXF	=	Stravitelnost vlákniny
DXX	=	Stravitelnost BNLV
DOM	=	Stravitelnost organické hmoty
ME	=	Metabolizovaná energie
NEL	=	Netto energie laktace

Výsledky ukazují, že existují signifikantní rozdíly ve stravitelnosti na úrovni $P < 0,05$ jen u vlákniny.

Ošetřením krmiva silážním inokulantem Bonsilage Mais byl zvýšen obsah energie v průměru o 5 %; výsledky ale nejsou signifikantní.

4.5. Pokus 5 silážní jámy

Výsledky rozborů silážované hmoty kontrolní skupiny jsou uvedeny v příloze 7.16
Výsledky provozních pokusů – rozborů kvalitativních ukazatelů siláže.

4.5.1. Obsah kyseliny mléčné

Jedním z velmi důležitých faktorů konzervace je obsah kyseliny mléčné (KM). Použitím inokulantu Bonsilage Mais byl v kontrolní skupině zvýšen obsah KM na $55,57 \pm 12,59$ g/kg oproti $47,07 \pm 18,52$ g/kg, tento rozdíl však nebyl statisticky významný $P < 0,05$. Naproti tomu Doležal a Hejduk (2002) v modelových pokusech s travní siláží zjistili zvýšení obsahu KM u siláže ošetřené inokulantem Bonsilage. Ovšem zde je zřejmé vysvětlení, protože inokulant Bonsilage obsahuje pouze homofermentativní bakterie mléčného kvašení, proto se očekává zvýšená tvorba KM. Statistické výpočty jsou v příloze 7.1 Hodnocení obsahu kyseliny mléčné.

4.5.2. Obsah kyseliny octové

Obsah kyseliny octové (KO) byl zvýšen u pokusné skupiny na $16,96 \pm 4,96$ g/kg oproti $13,9 \pm 6,61$ u skupiny kontrolní, zvýšení při použití inokulantu obsahujícího *Lactobacillus buchneri* potvrzuje i Uriarte a Bolsen (2001) a další autoři. V tomto případě však tento rozdíl nebyl statisticky průkazný na hladině významnosti $P < 0,05$.

Porovnání rozdílů obsahu kvasných kyselin (KM+KO) s hodnotami u kontrolní skupiny $60,97 \pm 21,53$ a pokusné $72,53 \pm 15,81$ nebyl také statisticky průkazný $P < 0,05$. Zvýšení u siláží dobře zfermentovaných uvádí také Lisker et al. (1987). Statistické výpočty jsou v příloze 7.2 Hodnocení obsahu kyseliny octové.

4.5.3. Aerobní stabilita

Při sledování aerobní stability jsem mohl konstatovat, při porovnání celkového průběhu sledování popsané v metodice, že siláže v pokusné skupině konzervované Bonsilage Mais jsou oproti kontrolní skupině stabilní a to na hladině významnosti $P < 0,01$. Tento výsledek

je potvrzen hodnotou t-testu=-3,92453 a hodnotě $P = 0,000137401$. Zvýšení aerobní stability při použití heterofermentativních bakterií dokládá také Weinberg et al. (1993) a Driehuis F. et al (1996). Statistický výpočet je k dispozici v příloze 7.3 Hodnocení aerobní stability celkem, graficky jsou průběhy hodnocení aerobní stability znázorněny v grafech (Graf 57, Graf 58).

Ovšem při rozdělení vyhodnocení aerobní stability po 0,12, 24, 36, 48, 72, 96, 120 hodinách nebyly rozdíly vždy výrazné a statisticky významné. (Statistické výpočty jsou v příloze 7.4, 7.5, 7.6, 7.7, 7.8, 7.9)

Na úrovni 0 hodin, tedy na začátku měření aerobní stability (Tabulka 4.8) nebyla aerobní stabilita signifikantně rozdílná ani na hladině významnosti $P < 0,05$.

Tabulka 4.8 Stabilita 0 hodin, odchylky teplot od teploty místnosti

Kontrola	BM
-3,3	-2,2
0,0	-3,5
-4,5	-3,7
-1,8	-2,7
-0,7	0,0
-3,8	0,1
	-4,8
	-3,0
	-1,3
	-0,8
	-0,8
	-4,0
	-4,2
	-3,3
	-3,5

Při porovnání aerobní stability po 12 hodinách (Tabulka 4.9) od počátku měření nelze ještě prokázat signifikantní rozdíl mezi kontrolní a pokusnou skupinou na hladině významnosti $P < 0,05$.

Tabulka 4.9 Stabilita 12 hodin, odchylky teplot od teploty místnosti

kontrola	BM
-0,7	-1,0
0,5	-1,0
-0,7	-1,2
-1,2	1,5
0,0	-0,3
-0,7	-0,4

-0,8
-0,3
-1,2
0,0
0,0
-0,8
-1,0
-0,7
-0,7

Po 24 hodinách sledování (Tabulka 4.10) již byly patrné rozdíly mezi kontrolní a pokusnou skupinou, ale ještě stále nebyly statisticky průkazné na hladině významnosti $P < 0,05$.

Tabulka 4.10 Stabilita 24 hodin, odchylky teplot od teploty místnosti

kontrola	BM
-0,5	-1,0
4,2	-1,2
-0,5	-1,0
-0,5	5,3
-0,2	-1,3
-1,3	-1,3
	-0,5
	-0,3
	-0,5
	-0,3
	-0,7
	-1,5
	-1,5
	-1,3
	-1,5

V porovnání aerobní stability obou skupin po 48 hodinách (Tabulka 4.11) je již patrný výrazný rozdíl, který ovšem není signifikantní.

Tabulka 4.11 Stabilita 48 hodin, odchylky teplot od teploty místnosti

kontrola	BM
4,2	-0,2
11,7	-0,5
0,8	-0,2
1,8	12,0
0,5	-1,5
0,3	-0,7
	-1,0
	-0,7
	-0,5
	-0,5
	-0,8
	-1,3
	-1,5

-1,0
-1,3

Po 72 hodinách sledování aerobní stability (Tabulka 4.12) lze konstatovat, že pokusná siláž konzervovaná Bonsilage Mais je stabilní. Toto tvrzení je vysoce průkazné na hladině významnosti $P < 0,01$. Hodnota t-testu = -3,84239 a hodnota $P = 0,00109857$.

Tabulka 4.12 Stabilita 72 hodin, odchylky teplot od teploty místnosti

kontrola	BM
12,7	0,0
12,8	0,0
4,0	-0,7
5,2	6,8
4,2	3,3
4,3	6,8
	-1,0
	-1,0
	0,5
	-0,2
	-0,7
	0,2
	0,7
	4,3
	-0,5

Hodnocení aerobní stability po 96 hodinách (Tabulka 4.13) je průkazně rozdílné ve prospěch skupiny pokusné na hladině významnosti $P < 0,05$, hodnota t testu = -2,62521 hodnota $P = 0,0166631$ Pokusná siláž vykazuje stabilitu i po této době vystavení působení okolního prostředí, jehož vlivy popisuje Ohyama et al. 1975.

Tabulka 4.13 Stabilita 96 hodin, odchylky teplot od teploty místnosti

kontrola	BM
11,2	0,7
12,3	0,5
6,8	0,0
4,8	3,5
5,8	7,5
4,2	8,5
	-0,5
	0,0
	-0,3
	-0,7
	-1,0
	4,2
	8,3
	9,3
	2,3

Dalším hodnoceným znakem bylo stanovení třídy kvality siláží použitím metody Weissbach a Honig , 1992, upřesněné podle Pahlow a Weissbach (1999). Rozdíl mezi pokusnou a kontrolní skupinou byl malý. Konkrétně pokusná skupina $88,33 \pm 3,57$ bodu a kontrolní skupina $85,83 \pm 5,16$ bodu. Tento rozdíl nebyl statisticky průkazný ani na hladině $P < 0,05$ s hodnotami t testu $-0,85014$, hodnota $P = 0,405833$. Taktéž F test neprokázal statisticky významný rozdíl na hladině $P < 0,05$ s hodnotami $F=0,58$, hodnota $P\text{-value} = 0,570099$. Výsledky testů uvádím v příloze 7.10. Bodové hodnocení siláží je uvedeno v tabulce (Tabulka 4.14).

Tabulka 4.14 Bodové hodnocení siláží podle metodiky DLG

Kontrola	BM
80	85
85	80
85	80
95	85
85	85
85	95
	95
	95
	85
	95
	80
	90
	90
	100
	85

Hodnocení body uvedené v této tabulce odpovídá třídám kvality hodnoceným taktéž podle DLG klíče. Zatřídění do konkrétních tříd je uvedeno v tabulce (Tabulka 4.15)

Tabulka 4.15 Zatřídění do tříd kvality podle metodiky DLG

Kontrola	BM
2	2
2	2
2	2
1	2
2	2
2	1
	1
	1
	2
	1
	2
	2

2
1
2

4.5.4. GLM model

Použitím modelu GLM jsem hledal vyjádření závislosti parametrů silážované hmoty na použití konzervantu. Hodnota koeficientu determinace R^2 a upraveného koeficientu determinace určuje míru závislosti jedné proměnné, v tomto případě použití konzervantu, na ostatních faktorech, které mohou proměnou ovlivnit.

Kvantitativními faktory byly rozborované parametry siláží – sušina, NL, vláknina, tuk, BNLV, popel, škrob, cukry, pH, KVV, kyselina mléčná, kyselina octová.

Celkové výsledky všech testovaných modelů jsou uvedeny v příloze.

4.5.4.1. Model 1

Při hledání vhodného modelu jsem začal u jednoduchého působení všech výše zmiňovaných faktorů bez interakcí (Příloha 7.11). V tomto případě byl R^2 vysoký 83,76 % ale upravený R^2 dosahoval pouze 51,3 %. Analýza variance pro tento případ nebyla na hladině významnosti $P < 0,05$ statisticky průkazná. Proto nemůžeme přijmout navrhovanou rovnici pro vyjádření závislosti proměnné – konzervantu:

$$\text{Konzervant}_k = -14,3433 - 0,00800561 * \text{Sušina} + 0,00148238 * \text{N}_\text{látky} - 0,00537113 * \text{Vláknina} - 0,0555002 * \text{Tuk} + 0,0146916 * \text{BNLV} + 0,0304535 * \text{Popel} - 0,00280724 * \text{Škrob} - 0,0122102 * \text{Cukry} + 2,88889 * \text{PH} + 0,000357638 * \text{KVV} - 0,00612997 * \text{K}_\text{mléčná} + 0,000112064 * \text{K}_\text{octová}$$

4.5.4.2. Model 2

Dalším krokem jsem uvažoval o společném působení *kvasných kyselin* a do modelu jsem dosadil vzájemnou interakci *kyseliny mléčné a octové*.

Dosažená hodnota R^2 byla opět vysoká 82,3 %, ovšem upravený R^2 byl nízký 54,7 %. Analýza variance nebyla, stejně jako u modelu 1 statisticky významná na hladině $P < 0,05$ (viz příloha 7.12).

4.5.4.3. Model 3

Další interakcí vstupních faktorů bylo spolupůsobení *sušiny, vlákniny a dusíkatých látek*. V tomto případě byl R^2 roven 73,6 %, což je velmi vysoká úroveň, avšak upravený R^2 se dostal pod hranici 50 % na úroveň 47,26 %. Analýza variance dosahovala hodnoty $P = 0,0710$, takže ani v tomto případě nebyl zjištěn statisticky významný rozdíl na hladině

významnosti $P < 0,05$ (viz příloha 7.13).

4.5.4.4. Model 4

V tomto modelu jsem použil do interakce mimo již výše zmíněných *škrob, tuk a cukry*. Výsledky analýzy variance tohoto modelu byly již statisticky průkazné při hodnotě $P = 0,0124$, tedy lze konstatovat, že při hladině významnosti $P < 0,05$. R^2 má hodnotu 74,5 % a upravený $R^2 = 58,35$ % (viz příloha 7.14). Můžeme tedy rovnici pro vyjádření závislosti proměnné – konzervantu – považovat za poměrně přesný odhad:

$$\text{Konzervant}_k = -6,79301 - 3,89069E-7 * \text{Sušina} * \text{Vláknina} * \text{N}_\text{látky} + 0,00420671 * \text{BNLV} + 0,0176572 * \text{Popel} - 8,94944E-7 * \text{Škrob} * \text{Cukry} * \text{Tuk} + 1,71527 * \text{PH} + 0,0000831127 * \text{KVV} - 0,0000506587 * \text{K}_\text{mléčná} * \text{K}_\text{octová}$$

I přes tento výsledek jsem se pokusil zpřesnit odhad v modelu 5

4.5.4.5. Model 5

Interakce výše zmiňované jsem v tomto modelu doplnil o interakci mezi *sušinou a vlákninou* a mezi *BNLV a popelem*. Takto sestavený model potvrdil analýzou variance vysokou významnost při hodnotě $P = 0,0058$, proto můžeme konstatovat, že pro tento model existuje statistická významnost $P < 0,01$. Také R^2 je s hodnotou 78,24 % velmi vysoký a upravený $R^2 = 64,4$ % je nejvyšší ze všech testovaných i zde neuváděných modelů.

Proto nám rovnice poskytuje nejpřesnější odhad z testovaných modelů:

$$\text{Konzervant}_k = -3,02677 - 0,0000386827 * \text{Sušina} * \text{Vláknina} - 0,0119613 * \text{N}_\text{látky} + 0,0000191257 * \text{BNLV} * \text{Popel} - 0,0000116537 * \text{Škrob} * \text{Cukry} * \text{Tuk} + 2,01925 * \text{PH} - 0,0000183079 * \text{KVV} - 0,0000132653 * \text{K}_\text{mléčná} * \text{K}_\text{octová}$$

Statistické výpočty k tomuto modelu jsou k dispozici v příloze 7.15.

5. Závěr

Cílem práce bylo zhodnotit vliv biologického inokulantu na aerobní stabilitu kukuřičné siláže. Hodnocení aerobní stability bylo provedeno jak v laboratorních podmínkách v malých pokusných silech, tak i v provozním pokuse z praktických siláží z velkých silážních jam. Testovaný inokulant s obchodním názvem Bonsilage Mais obsahoval *Lactobacillus plantarum* DSM 12836, *Pediococcus pentosaceus* DSM 12834, *Lactobacillus buchneri* DSM 1285. Použita byla forma granulátová i vodorozpustná. Cílem této práce nebylo sledovat rozdíly v účinnosti forem inokulantu. Jelikož v některých pokusech byla stanovena stravitelnost živin způsobem in-vivo byly některé výsledky zahrnuty do výsledků této práce.

V pokusu 1 byla zjištěna zvýšená tvorba kyseliny octové a 1,2 propandiolu u pokusné siláže proti kontrolní. Aerobní stabilita pokusné siláže byla vyšší.

V pokusu 2, který byl zaměřen na vliv inokulantu na stravitelnost živin bylo zjištěno statisticky vyšší stravitelnost vlákniny ($P < 0,05$). Ostatní živiny vykazaly také vyšší stravitelnost v pokusné siláži, ale nebyly signifikantní na hladině $P < 0,05$.

V pokusu 3, který se zabýval také vlivem inokulantu na stravitelnost živin siláže, byl zjištěno průkazné zvýšení ($P < 0,05$) koncentrace NEL v pokusné skupině ($7,44 \pm 0,14^b$) oproti kontrolní skupině ($7,27 \pm 0,18$).

Pokus 4, byl rozsáhlejší a bylo hodnoceno více parametrů. U ztrát kvašením nebyly prokázány statisticky významné odlišnosti. Ve sledovaných parametrech krmné hodnoty nebyly zaznamenány signifikantní rozdíly. Aerobní stabilita ošetřené siláže nebyla rozdílná proti stabilitě kontrolní siláže. Při hodnocení stravitelnosti živin bylo stanoveno zvýšení koncentrace NEL o 5 %, které však nebylo signifikantní. Stravitelnost vlákniny byla taktéž zvýšena a to statisticky průkazně ($P < 0,05$).

Pokus 5 zpracovával siláže z velkých silážních jam. Obsah kyseliny mléčné byl v kontrolní skupině zvýšen na $55,57 \pm 12,59$ g/kg oproti $47,07 \pm 18,52$ g/kg, tento rozdíl však nebyl statisticky významný $P < 0,05$. Stejně tak i obsah kyseliny octové se zvýšil u pokusné skupiny na $16,96 \pm 4,96$ g/kg oproti $13,9 \pm 6,61$ u skupiny kontrolní. Ani tento rozdíl nebyl na hladině významnosti $P < 0,05$ průkazný. Hodnocení aerobní stability prokázalo výrazný rozdíl, dokonce na hladině $P < 0,01$. Posledním hodnocením v tomto pokusu bylo vyjádření vlivu konzervantu na ostatní živiny siláže. Pro tento účel byl použit model GLM, kde byla

hledána rovnice pro vyjádření tohoto vztahu, tak, aby byl co nejvíce eliminován zbytek parametrů, které nejsou v rovnici zahrnuty. Výsledkem je rovnice vyjadřující závislost:

$$\text{Konzervant}_k = -3,02677 - 0,0000386827 * \text{Sušina} * \text{Vláknina} - 0,0119613 * \text{N}_\text{látky} + \\ 0,0000191257 * \text{BNLV} * \text{Popel} - 0,00000116537 * \text{Škrob} * \text{Cukry} * \text{Tuk} + 2,01925 * \text{PH} - \\ 0,0000183079 * \text{KVV} - 0,0000132653 * \text{K}_\text{mléčná} * \text{K}_\text{octová}$$

Závěrem lze konstatovat, že použitím konzervantu Bonsilage Mais lze dosáhnout zvýšenou aerobní stabilitu kukuřičné siláže, samozřejmě při dodržení správné technologie silážování. Tato skutečnost je velmi důležitá, protože v praxi stále dochází k značným ztrátám ať už na řezné ploše v silážní jámě, nebo při zkrmování zahřívající se siláže.

6. Literatura

Adams M. R. and Hali C. J.; 1988. *Growth inhibition of food-borne pathogens by lactic acid and acetic and their mixtures*. International Journal of Food Science and Technology 23, p. 287-292.

Ashbell G., Weinberg Z. G., Azrieli A., Hen Y., and Horev B.; 1991. Canadian Agricultural Engineering 33 p. 391-393.

Axelsson L.T.; 1990. *Lactobacillus reuteri, a member of the GUT bacterial Flora. Studies on antagonism, metabolism and genetics*. Dissertation - Swedish University of Agricultural Sciences, Department of Microbiology, Uppsala - Sweden.

Axelsson L.T.; 1993. *Lactic Acid Bacteria: Classification and Physiology, in Lactic acid bacteria*; Edited by Salmingen S. and von Wright A., Marcel Dekker, INC., New York, p.1- 63.

Barford H. R., Rawling S.J. and Marshall V.M.; 1995. *Screening the population of lactic acid bacteria isolated from an Irish silage for bacteriocin production and sensitivity*. Poster presentation at the European Commission Biotechnology and Fair Programmes Conference on Lactic Acid Bacteria, Cork, Ireland, p. 172.

Beck T. ; 1972. *The quantitative and qualitative composition of the lactic acid population of silage*. Landwirtschaftliche Forschung 27, p. 55-63

Beck T. ; 1975. *Beeinflussung der Nachgärung durch Siliermittel. Das wirtschaftseigene Futter*, 21 p. 55-64.

Beck T., GroB F. and Beck R.; 1987. *Untersuchungen zur Kenntnis der Gärfuttermikroflora. II. Mitteilungen: Die Milchsäurebakterienflora von Silagen unterschiedlicher Qualität aus Praxisbetrieben. Das wirtschaftliche Futter. Vol. 33 (1) p. 34-43.*

Britt D. G., Huber J. T. and Rogers A. L.; 1975. *Fungal growth and Acid Production During Fermentation and Refermentation of Organic Acid Treated Corn Silages*. Journal of Dairy Science Vol. 58 (4), p. 532-539.

Bucher E.; 1970. *Beiträge zur Mikrobiologie der Silagegärung und der Gärfutterstabilität*. Dissertation - Ludwig-Maximilians-Universität München.

Buchgraber K. and Wögler R.; 1994. *Silierzusätze - Möglichkeiten zur Verbesserung der Silagequalität*. In: Produktion von Qualitätssilagen. Der fortschrittliche Landwirt 9, Sonderbeilage SB1-SB5.

Buchgraber K.; 1998. *Nutzung und Konservierung des Grünfutters im Österreichischen Alpenraum*. Habilitationsschrift; Universität für Bodenkultur Wien.

Callewaert R., Crabbé K. and De Vuyst L.; 1996. *Stimulation of Bacteriocin Production Under Non-Favourable Growth Conditions*. Poster presentation at the European Commission Biotechnology and Food Programmes Conference on Lactic Acid Bacteria, Cork, Ireland; p. 173.

Cameron C. D., Altaras N. E., Hoffman M. L., and Shaw A.J. 1998. *Metabolic Engineering of Propanediol Pathways*. 1998 Biotechnology Progress Vol. 14 (1), p. 116-125.

Cantillon B., Caplice E., Coveney H., Stanley L. and Fitzgerald G.F.; 1995. *Inhibition of Food Spoilage and Pathogenic Microorganisms by Antimicrobial Compounds of Lactic Acid Bacteria isolated from Food Sources*. Poster presentation at the European Commission Biotechnology and Food Programmes Conference on Lactic Acid Bacteria, Cork, Ireland; p. 177.

Cooke L.; 1995. *New Strains Slows Silage Spoilage*. Agricultural Research. Vol. 40 p. 17.

Crawshaw R., Thorne D. M. and Llewelyn R. H.; 1980. *The effects of Formic and Propionic Acids on the Aerobic Deterioration of Grass Silage in Laboratory Units*. The Journal of Science of Food and Agriculture 31, p. 685-694.

Daeschel M. A., Andersson R. E., Fleming H. P.; 1987. *Microbial ecology of fermenting plant materials*. FEMS Microbiology Reviews 46:357-367.

Daeschel M. A.; 1989. *Antimicrobial Substances from Lactic Acid Bacteria for use as Food Preservatives*. Food Technology p. 164-167.

Davidson M. P. and Hoover D. G.; 1993. *Antimicrobial Components from lactic acid bacteria*. In: Lactic Acid Bacteria. Edited by Salminen S. and von Wright A. Marcel Dekker, INC. New York.

Davies O. D. and Nicholson R. J.; 1999. *Effluent production from grass ensiled in round big bales wrapped with 4 layers of plastic film*. 12th International Silage Conference Sweden Uppsala; p. 303-304.

Literatura

- De Valdez, G. F., Ragout A., Bruno-Bárcena J. M. and Diekmann H.; 1997. *Shifts in pH affect the maltose/glycerol co-fermentation by Lactobacillus reuteri*. Biotechnology Letters, Vol. 19 (7), p. 645-649.
- De Vuyst L. and Vandamme E.J.; 1994. *Antimicrobial Potential of Lactic Acid Bacteria*. In: *Bacteriocins of Lactic acid Bacteria*. Edited by De Vuyst L. and Vandamme E.J., Blackie Academic & Professional.
- Dellaglio F. and Torriani S.; 1986. *DNA-DNA homology, physiological characteristics and distribution of lactic acid bacteria isolated from maize silage*. Journal of Applied Bacteriology Vol. 60 No 2, p. 83-93.
- Diviš, J.: *Silážní kukuřice – zdroj levné energie*. Krmivářství č. 1, 2002, s. 21–22.
- Doležal, P., Hejduk, S. (2002): *Vliv inokulace zaváděho extenzivního travního porostu na fermentační proces siláží*. Acta univ. agric. et silvic Mend. Bruno, 2002, 5, s. 105–112.
- Domig K. J.; 1998. *Protein-Fingerprinting und molekularbiologisch Differenzierung von Lactobacillen mit probiotischer Relevanz*. Diploma Thesis, University of Agriculture, Vienna, Austria.
- Driehuis F., Oude Elfrink S.J.W.H. and Spoelstra S. F.; 1999. *Anaerobic lactic acid degradation during ensiling of whole crop maize inoculated with Lactobacillus buchneri inhibits yeast growth and improves aerobic stability*. Journal of Applied Microbiology; Volume 87 (4), p.583.
- Driehuis F., Spoelstra S.F., Cole S.C.J. Cole and Morgan R.; 1996. *Improving Aerobic Stability by Inoculation with Lactobacillus buchneri*. Proceedings 11th International Silage Conference, Aberystwyth; p. 106-107.
- Fenion D. R., Wilson J. and Donald S.; 1995. *The use of a Bacteriocin producing Pediococcus acidilacti as a silage inoculant to control contamination with Listeria*. In the Book of Abstracts: Commission Biotechnology and Fair Programmes Conference on Lactic Acid Bacteria, Cork, Ireland, p. 80.
- Filippov V.A.; 1978. *Bacteriocin typing of some Lactobacillus species of the subgenus Betabacterium*. Journal of hygieně, Epidemiology, Microbiology and Immunology 22 (4), p. 428-434.
- Flores-Galarza R. A., Glatz B., Bern C. J. and Van Fossen L D.; 1985. *Preservation of High-Moisture Corn by Microbial Fermentation*. Journal of Food Protection 48 (5), p. 407-411.

Literatura

- Garzia L. and Giovanna S.; 1984. *A survey of lactic acid bacteria in italian silage*. Journal of Applied Bacteriology 56 p. 3373-379.
- Gilliland S. E.; 1985. *Role of Starter Culture Bacteria in Food Preservation*. In: Bacterial Starter Cultures for Foods. Edited by Gilliland S.E., CRC Press, Inc. Boca Raton, Florida.
- Gonzalez B., Area P., Mayo B. and Suarez J. E.; 1994. *Detection, Purification, and Partial Characterization of Plantaricin C, a Bacteriocin Produced by a Lactobacillus plantarum Strain of Dairy Origin*, Applied and Environmental Microbiology, June, p. 2158-2163.
- Gottschalk G.; 1986. *Bacterial Metabolism*. Chapter 8 Bacterial Fermentation - Lactate Fermentation; p. 214-224. Second Edition. Springer- New York Inc.
- Goulhen, Meghrous J. and Lacroix C; 1998. *Production of a nisin Z/pediocin mixture by pH-controlled mixed-strain batch cultures in supplemented whey permeate*, Journal of Applied Microbiology 86, 399-406.
- Gross F. and Riebe K.; 1974. *Gärfutter*. Verlag Eugen Ulmer, Stuttgart.
- Henderson A. R., Morgan C. A., McGinn R. and Kerr W.D.; 1991. *The effect of sugars released by enzymolysis on the fermentation of low dry matter grass*. In: Forage Conservation Towards 2000. Landbauforschung Volkenrode Sonderheft: 123, p. 301-304.
- Henderson A. R.; 1991. *Biochemistry in Forage conservation*. In: Forage Conservation Towards 2000. Landbauforschung Volkenrode Sonderheft: 123 p. 37-47.
- Hendrick C, Ruser B. G. and Wortman C. R.; 2000. *Methods and composition for improving aerobic stability of silage*. World patent: WO0000040.
- Hill J. E.; 1989. *Method and inoculation for preserving agricultural products for animal feed*. United States Patent 4,842,871.
- Honig H.; 1990. *Evaluation of aerobic stability*. Proc. Eurobac Conf., Uppsala; Grovfoder, Grass and Forage Reports, Special issue 3, 76-82.
- Honig H.; 1991. In: *Forage Conservation towards 2000*. Landbauforschung Volkenrode - Sonderheft 123.p.116-128.
- Horwig, 1980. *Agricultural Chemists*, 13th Edition. AOAC, Washington D.C.
- Hurst, A.; 1981. *Nisin*. Adv. Appl. Microbiol. 27, 85-123.
- Inglis G. D., Yanke L. J., Kawchuk L. M. and McAllister T. A.; 1999. *The influence of bacterial inoculants on the microbial ecology of aerobic spoilage of barley silage*.

Canadian Journal of Microbiology 45: 77-87.

Jay J.M.; 1982. *Antimicrobial Properties of Diacetyl*. Applied and Environmental Microbiology, 44 (3), p. 525-532.

Jimenez-Diaz R., Rios-Sanchez R.M., Desmazeaud M., Ruiz-Barba J.L. and Piard J.-C.; 1993. *Plantaricins S und T, Two New Bacteriocins produced by Lactobacillus plantarum LPCO10 Isolated from a Green Olive Fermentation*, Applied and Environmental Microbiology, May 1993, p. 1416-1424.

Kandler O. And Weiss N.; 1986. *Regular, non-sporing gram-positive rods*. In Bergey's Manual of Systematic Bacteriology, Vol. 2 (Sneath P.H.A., Mair N.S., Sharpe M.E. and Holt J.G., eds.), Williams and Wilkins, Baltimore, p. 1208-1234.

Kandler O.; 1983. *Carbohydrate metabolism in lactic acid bacteria*. Antonie Leeuwenhoek, 49, p. 209-224.

Kelly, R.V. Asmundson and CM. Huang; 1996. *Characterization of plantaricin KW30, a bacteriocin produced by Lactobacillus plantarum*, Journal of Applied Bacteriology 81, p. 657-662.

Klaenhammer T.R.; 1988; *Bacteriocins of lactic acid bacteria*. Biochimie 70 p. 337-349.

Knabe O., Fechner M. and Weise G.; 1986. *Verfahren der Silageproduktion*. VEB Deutscher Landwirtschaftsverlag Berlin.

Koutný A. and Buchgraber K.; 1994. *Produktion von Qualitätssilagen*. Der fortschrittliche Landwirt 9, Sonderbeilage SB1-SB5.

Kung L. Jr., Ranjit N.K., Robinson J.M., Charley R. C; 1999. *Inoculation with Lactobacillus buchneri improves the aerobic stability of barley silage*. 12th International Silage Conference Sweden Uppsala; p. 272-273.

Kung L. Jr., Sheperd A. C, Smagala A. M., Endres K. M., Besett C. A., Ranjit N.K., and Glancey J. L; 1996. *The effect of propionic-based additives on the fermentation and the aerobic stability of a TRM*. Journal of Dairy Science 79 Suppl. 1 p. 238.

Küntzel U.; 1991. *Silage Effluent - an environmental problem*. In: Forage Conservation Towards 2000. Landbauforschung Volkenrode - Wissenschaftliche Mitteilungen Sonderheft 123, p. 364-366.

Leuschner R. G. K., Kurihara R and Hammes W. P.; 1998. *Effect of enhanced proteolysis*

on formation of biogenic amines by lactobacilli during Gouda ripening. *International Journal of Food Microbiology* 44, p. 15-20.

Lindgren S.; 1991. *Hygienic problems in conserved forage*. In: *Forage Conservation Towards 2000*. Landbauforschung Volkenrode Sonderheft: 123, p. 177-190.

Lindgren S.E. and Clevstrom G.; 1978a. *Antibacterial Activity of Lactic Acid Bacteria. 1. Activity of fish silage, a cereal starter and isolated organisms*. *Swedish Journal of agricultural Research* Vol. 8 p. 61-66.

Lindgren S.E. and Clevstrom G.; 1978b. *Antibacterial Activity of Lactic Acid Bacteria. 2. Activity in vegetable silages, indonesian fermented foods and starter cultures*. *Swedish Journal of agricultural Research* Vol. 8 p. 67-73.

Lindgren S.E. and W. J. Dobrogosz.; 1990. *Antagonistic activities of lactic acid bacteria in food and feed fermentations*. *FEMS Microbiol. Rev.* 87, p. 149-164.

Lisker N., Taah E., Ashbell G. and Henis Y.; 1987. *Aerobic Stability of Wheat Silages in a Subtropical Climate*. *The Journal of Science of Food and Agriculture* 39, p. 15-24.

Mann S. Ph., Spoelstra S. F.; 1997. *Microorganisms and their use in treating animal feed and silage*. World patent: W09729644.

Mäyry-Mäkinen A.K., Kristianinkatu A. and Suomalainen T.V. (1994). *A novel microorganism strain, bacterial preparations comprising said strain, and use of said strain and preparations for the controlling of yeasts and moulds*. European Patent Application 0576 780 A2.

Mayrhuber E., Holzer M., Danner H., Madzingaidzo L. and Braun R.; 1999. *Comparison of Homofermentative and Heterofermentative Lactobacillus strains as silage inoculum to improve aerobic stability*. 12th International Silage Conference Uppsala Sweden; p. 276-277

McDonald P., Henderson A. R. and Heron S. J. E.; 1991. *The Biochemistry of Silage*. Second Edition. Chalcombe Publications, Aberystwyth.

Menzel K., Zeng A.-P., Deckwer W.-D.; 1997. *High production and productivity of 1,3-propanediol from continuous fermentation of glycerol by Klebsiella pneumoniae*. *Enzyme and Microbial Technology* 20, p. 82-86

Middelhoven, W. J., and A.H.M. van Baalen. 1988. *Development of the yeast flora of*

- whole-crop maize during ensiling and during subsequent aerobiosis*. J. Sci. Food Agric. 42:199.
- Michiels F.; 1989. *European Patent Application EP0311469-Transformed lactic acid bacteria*.
- Moon N. J., ELY L. O. and Sudweeks E. M.; 1980. *Aerobic Deterioration of Wheat, Lucerne and Maize Silages Prepared with Lactobacillus acidophilus and a Candida spp.* Journal of Applied Bacteriology 49, p. 75-87.
- Moon N. J.; 1983. *Inhibition of the growth of acid tolerant yeasts by acetate, lactate and their synergistic mixtures*. Journal of Applied Bacteriology 55 p. 453-460.
- Moran J. P., Pullar D, Owen T.R.; 1993. *The development of a novel bacterial inoculant to reduce mould spoilage and improve the silage fermentation in big bale silage*. In *Silage Research 1993*. The proceedings of the 10 th International Conference on Silage Research. Ed. O'Kiely P, O'Connell M, Murphy J. Dublin City University, Dublin, p. 85-86
- Muck R.E. and O'Kiely P.; 1992. *Aerobic Deterioration of Lucerne (Medicago sativa) and Mais (Zea mais) Silages - Effects of Fermentation Products*. Journal of Science Food and Agriculture, Vol. 59 p. 145-149.
- Müller Th., Fehrmann E., Seyfarth W. and Knabe O.; 1991. *Quality of Grass silage depending on the epiphytic lactic acid bacteria*. In: *Forage Conservation Towards 2000*. Landbauforschung Volkenrode Sonderheft: 123
- Niku-Paavola M.-L., Latva-Kala K., Laitila A., Mattila-Sandholm T. and Haikara A.; 1996. *Low-Molecular Weight Antimicrobial Compounds Produced by Lactobacillus plantarum*. Poster presentation at the Fifth Symposium on Lactic Acid Bacteria: Genetics, Metabolism and Applications, Veldhoven, The Netherlands.
- Nout M. J. R., Bouwmeester H. M., Haaksma J. and Van Dijk H.; 1993. *Fungal growth in silages of sugarbeet press pulp and maize*. Journal of Agricultural Science, 121, p. 323-326.
- O'Kiely P. and Muck R.; 1992. *Aerobic Deterioration of Lucerně (Medicago savita) and Maize (Zea mais) Silages - Effects of Yeasts*. Journal of Science, Food and Agriculture, 59, p. 139-144.
- O'Kiely P.; 1989. *Deterioration of silage at feeding time*. Farm and Food Research, 20 (2), p. 4-5.

Literatura

Ohyama Y., Masaki S. and Hara S.; 1975. *Factors Influencing Aerobic Deterioration of Silages and Changes in Chemical Composition after Opening Silos*. Journal of Science Food and Agriculture 26, p.1137-1147.

Oude Elferink S.J.W.H. , Driehuis F. and Spoelstra S. F.; 1997. *Improving aerobic stability of maize silage with Heterofermentativní lactic acid bacteria as inoculants*. Proceedings of the 8th International Symposium on Forage Conservation. Research Institute of Animal Nutrition, Ltd. Pohořelice. 29th September - 1st October 1997. Czech Republic.

Oude Elferink S.J.W.H., Driehuis F., Krooneman J., Gottschal J. C, & Spoelstra S.F.; 1999. *Lactobacillus buchneri* can improve the aerobic stability of silage via a novel fermentation pathway: the anaerobic degradation of lactic acid and 1,2-propanediol. 12th International Silage Conference Sweden Uppsala; p.266-267.

Oude Elferink S.J.W.H., Krooneman J., Gottschal J. C, Spoelstra S.F., Faber F. and Driehuis F.; 2001. *Anaerobic Conversion of Lactic Acid to Acetic Acid and 1,2-Propanediol by Lactobacillus buchneri*. Applied and Environmental Microbiology, Vol. 67, No. 1:125-132.

Pahlow G.; 1991. Role of microflora in forage conservation. In: *Forage Conservation towards 2000*. Landbauforschung Volkenrode - Sonderheft 123; p. 26-36.

Peterson W.H. and Fred E.B.; 1919. *The role of pentose-fermenting bacteria in the production of com-silage*. The Journal of Biological Chemistry 41, p. 181-186.

Piard J.C. and Desmazeaud M.; 1991. *Inhibiting factors produced by lactic acid bacteria. 1. Oxygen metabolites and catabolism end-products*. Lait 71, p. 525-541.

Piard J.C. and Desmazeaud M.; 1992. *Inhibiting factors produced by lactic acid bacteria. 2. Bacteriocins and other antibacterial substances*. Lait 72, p. 113-142.

Quatibi A. I., Bennisse R., Jana M. and Garcia J.L.; 1998. *Anaerobic Degradation of Glycerol by Desulfovibrio fructosovorans and D. carbinolicus and Evidence for Glycerol-Dependent Utilization of 1,2-Propanediol*. Current Microbiology Vol. 36, pp. 283-290.

Ranjit N.K., Cohen M.A., Smoot R.C., Tavares J.Y. and Kung Jr. L. ; 1998. *The effects of Lactobacillus plantarum (LP), L. buchneri (LB) and a propionic acid-based preservative on the fermentation and aerobic stability of corn silage and the aerobic stability of a TMR*. Journal of Dairy Science 81 (Suppl. 1):196.

Ray B.; 1994. *Pediocins of Pediococcus Species*. In: Bacteriocins of Lactic acid Bacteria.

Edited by De Vuyst L. and Vandamme E.J. Blackie Academic & Professional; p. 465ff.

Rees T.J.; 1997 *The Development of a Novel Antifungal Silage Inoculant*. Doctoral Thesis- Cranfield University Biotechnology Centre, UK.

Reimann A., Abbad-Andaloussi S., Biel H. and Petitdemande, 1998. *1,3-Propanediol formation with product-tolerant mutants of Clostridium butyricum DSM 5431 in continuous culture: productivity, carbon and electron flow*. The Society for Applied Microbiology 84, p. 1125-1130.

Rooke J.A. and Armstrong D.G.; 1987. *Recent developments in Silage Additives*. Agricultural Group Symposium Recent Developments in Forage Conservation and Feeding; Journal of the Science of Food and Agriculture 39 p. 221-231.

Rooke J.A.; 1991. *Acetate Silages: Microbiology and Chemistry*. In the Proceedings of a Conference on: Forage Conservation Towards 2000. Landbauforschung Volkenrode. Sonderheft 123 p. 309-312.

Rossal St.; 1989. European Patent Application EP0332369 - *Antibiotic*.

Ruxton G. D. and Gibson G. J.; 1993. *A Critical Introduction to Mathematical Modelling of the Aerobic Deterioration of Silage*. Journal of Science Food and Agriculture 62, p. 209-217.

Seale D.R. and Henderson A. R.; 1984. *Effect of inoculation with Homofermentativní and Heterofermentativní Lactic Acid Bacteria on silage fermentation*. Proceedings of the Seventh Silage Conference. The Queen's University of Belfast; p. 5.

Seale D.R.; 1986. *Bacterial inoculants as silage additives*. Journal of Applied Bacteriology Symposium Supplement, 9S-26S.

Sharpe M.E.; 1991. *The Genus Lactobacillus*. In The Procaryotes. Starr M.P., Stolp H., Truper H.G., Balows A. and Schlegel H. D., eds. Springer-Verlag Berlin Volume 2, p. 1653 -1679.

Shaw A. J.; 1997. *Metabolic Engineering of Glyoxal Metabolism in Escherichia coli*. Dissertation - University of Wisconsin-Madison.

Schiitz H. and Radler R.; 1984b. *Anaerobic Reduction of Glycerol to Propanediol-1.3 by Lactobacillus brevis and Lactobacillus buchneri*. Systematic Applied Microbiology 5, p. 169-178.

Literatura

- Schütz H. and Radler F.; 1984a. *Propanediol-1,2-dehydratase and metabolism of glycerol of Lactobacillus brevis*. Archives of Microbiology 139, p. 366-370.
- Stanier R. Y., Ingraham J. L. , Wheelis M. L. and Painter P. R.; 1993. *General Microbiology*. Fifth Edition; The Macmillan Press LTD; p. 501.
- Streyl L.;1994. *Biochemistry*. New edition of 1990. 2. print; Spectrum - Heidelberg.
- Suomalainen T.V. and Mäyrä-Mäkinen A.K.; 1995. *Lactic acid starter culture in the preservation of fermented milk products*. Poster presentation at the European Commission Biotechnology and Fair Programmes Conference on Lactic Acid Bacteria, Cork, Ireland p. 176.
- Ten Brink, B., 1994; European Patent Application EP0580236 A2 - *Silage inoculant*.
- Uriarte, M. E., Bolsen, K.K.: *Aerobic deterioration of silage*. A review. In The Xth International Symposium *Forage Conservation*, Brno, 2001, s. 25-36.
- Vandenbergh P. A. and Kanka B. S.; 1989. *Antifungal Product*. United States Patent 4,877,615.
- Vandenburgh P.A. and Kanka B.S.; 1989. *Process for producing a novel antifungal product*. United States Patent Number 4,877,615 and European Patent Number 0360290.
- Veiga-Da-Chuna M. and Foster M. A.; 1992. *1,3-Propanediol:NAD⁺Oxidoreductases of Lactobacillus brevis and Lactobacillus buchneri*. Applied and Environmental Biotechnology, 58 (6), p. 2005-2010.
- Veiga-Da-Chuna M. and Foster M. A.; 1992. *Sugar-Glycerol Cofermentations in Lactobacilli: the Fate of Lactate*. Journal of Bactehology, Vol. 174, (3), p. 1013-1019.
- Ward J. S.; 1995. *Formulation for Treating Silage*. World Patent: WO9503396. Ward J.S.; 1995. Word Patent -WO9503396 - Formulation for treating Silage.
- Weinberg Z. G. and Ashbell G.; 1993. *Biological Silage Additives - Summery of Experiments in Israel*. 10th International Silage Conference ireland - Dublin; p26-27.
- Weinberg Z. G. and Muck R. E.; 1996. *New trends and opportunities in the development and use of inoculants for silage*. FEMS Microbiology Reviews 19: 53-68.
- Weinberg Z. G., Ashbell G., Bolsen K.K., Pahlow G., Hen Y. and Azrieli A.; 1995. *The effect of a propionic acid bacterial inoculant applied at ensiling, with or without lactic acid bacteria, on the aerobic stability of pearl millet and maize silages*. Journal of Applied

Bactehology 78, p. 430-436.

Weinberg Z. G., Ashbell G., Hen Y. and Azrieli A. 1993. *The effect of applying lactic acid bacteria at ensiling on the aerobic stability of silages*. Journal of applied Bactehology 75, p. 512-818.

Weißbach F. and Honig H.; 1992. *Ein neuer Schlüssel zur Beurteilung der Gärqualität von Silagen auf der Basis der chemischen Analyse*. 104. VDLUFA-Kongreß Gottingen 14.- 19. September 1992. VDLUFA (Verband Deutscher Landwirtschaftlicher Untersuchungs-und Forschungsanstalten) - Schriftenreihe 35, Reihe Kongreßberichte.; p. 489-494.

Weißbach F. and Honig H.; 1997. *DLG-Schlüssel zur Beurteilung von Grünfutter-silagen auf der Basis der chemischen Untersuchung*. Deutsche Landwirtschaftliche Gesellschaft e. V. - am 02. 07. 1997 vom Ausschuß „Futterkonservierung“ beschlossene Fassung.

Westermeier R.; 1990. *Elektrophorese-Praktikum*. VCH-Verlagsgesellschaft m.b.H. Weinheim.

Wilkinson J. M., Wadephul F. and Hill J.; 1996. *Silage in Europe - A survey of 33 countries*. Chalcombe Publications, United Kingdom.

Witteveen C. F. B. and Visser J.; 1995. *Polyol pools in Aspergillus niger*. FEMS Microbiology Letters 134, p. 57-62.

Woolford M.K.; 1984. *The Silage Fermentation*. Marcel Dekker, INC. New York

Woolford M.K.; 1990. *A Review - The detrimental effects of air on silage*. Journal of Applied Bactehology 68, p. 101-116.

Zagalak B., Frey P. A., Karabatsos G. L. and Abeles R. H.; 1966. *The stereochemistry of the conversion of D and L 1,2-propanediols to propionaldehyde*. The Journal of Biological Chemistry Vol. 241 (13), p. 3028-3035.

6.1. Vlastní publikace:

Čermák, B.; Lád, F.; Slípka, B.; Brucknerová, M.; Kořínek, D. *Obsah živin v kukuřičné siláži*. Náš chov : časopis chovatelů hospodářských zvířat. 66(11), 5. 66-69. 2006. Svaz chovatelů hospodářských zvířat. 0027-8068.

Doležal, P., Kořínek, D., Doležal, J., Pyrochta, V.: *Vliv přídavku bakteriálního inokulantu*

Literatura

na fermentační proces laboratorních siláží z pošrotovaných olistěných palic kukuřice. Acta univ. Agric. et silvic Mendel. Brun. (Brno). 2005, LIII, No. 4, PP. 33-42.

Kořínek, D., Jambor, V.: *Aerobní stabilita kukuřičných siláží.* Náš chov, č. 11, 2003, s.11–12.

Kořínek, D.: *Více mléka, více masa, větší zisk.* Úspěch ve stáji, č. 2, 2000, s. 2–4.

Kořínek, D.; Čermák, B.; Jambor, V.; Kadlec, J. *Hodnocení aerobní stability kukuřičné siláže s použitím biologických inokulantů.* Collection of Scientific Papers, Faculty of Agriculture in České Budějovice : Series for Animal Sciences. 22(1), 7. 5-11. 2005. České Budějovice, Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích, Zemědělská fakulta. 1212-558X.

Mathies E., Kořínek D.: *Více energie a lepší stabilita TMR.* Úspěch ve stáji, č. 1, 1998, s. 2-3.

Mathies E., Kořínek D.: *Vlhká kukuřice – chutná a hygienicky nezávadná.* Úspěch ve stáji, č. 3, 1997. s. 12.

Pecher H.P., Kořínek D.: *LKS, CCM nebo zrnová kukuřice – kvalita určuje krmnou hodnotu.* Úspěch ve stáji, č.1, 1999, s. 12-13.

7. Přílohy

7.1. Hodnocení obsahu kyseliny mléčné

7.1.1. Summary Statistics

Tabulka 7.1

	<i>Kontrola</i>	<i>BM</i>
Count	6	15
Average	13,9	16,956
Standard deviation	6,30365	8,96781
Coeff. of variation	45,35%	52,8887%
Minimum	6,6	6,04
Maximum	25,5	38,3
Range	18,9	32,26
Std. skewness	1,37382	1,60583
Std. kurtosis	1,53105	0,664091

The StatAdvisor

This table shows summary statistics for the two samples of data. Other tabular options within this analysis can be used to test whether differences between the statistics from the two samples are statistically significant. Of particular interest here are the standardized skewness and standardized kurtosis, which can be used to determine whether the samples come from normal distributions. Values of these statistics outside the range of -2 to +2 indicate significant departures from normality, which would tend to invalidate the tests which compare the standard deviations. In this case, both standardized skewness values are within the range expected. Both standardized kurtosis values are within the range expected.

7.1.2. Comparison of Means

95,0% confidence interval for mean of Kontrola: 13,9 +/- 6,61529 [7,28471; 20,5153]

95,0% confidence interval for mean of BM: 16,956 +/- 4,96622 [11,9898; 21,9222]

95,0% confidence interval for the difference between the means

assuming equal variances: -3,056 +/- 8,44163 [-11,4976; 5,38563]

t test to compare means

Null hypothesis: mean1 = mean2

Alt. hypothesis: mean1 NE mean2

assuming equal variances: t = -0,757709 P-value = 0,457921

Do not reject the null hypothesis for alpha = 0,05.

The StatAdvisor

This option runs a t-test to compare the means of the two samples. It also constructs confidence intervals or bounds for each mean and for the difference between the means. Of particular interest is the confidence interval for the difference

between the means, which extends from -11,4976 to 5,38563. Since the interval contains the value 0, there is not a statistically significant difference between the means of the two samples at the 95,0% confidence level.

A t-test may also be used to test a specific hypothesis about the difference between the means of the populations from which the two samples come. In this case, the test has been constructed to determine whether the difference between the two means equals 0,0 versus the alternative hypothesis that the difference does not equal 0,0. Since the computed P-value is not less than 0,05, we cannot reject the null hypothesis.

7.1.3. Comparison of Standard Deviations

Tabulka 7.2

	<i>Kontrola</i>	<i>BM</i>
Standard deviation	6,30365	8,96781
Variance	39,736	80,4216
Df	5	14

Ratio of Variances = 0,494096

95,0% Confidence Intervals

Standard deviation of Kontrola: [3,93479; 15,4604]

Standard deviation of BM: [6,56557; 14,1431]

Ratio of Variances: [0,134873; 3,18972]

F-test to Compare Standard Deviations

Null hypothesis: $\sigma_1 = \sigma_2$

Alt. hypothesis: $\sigma_1 \neq \sigma_2$

F = 0,494096 P-value = 0,448957

Do not reject the null hypothesis for $\alpha = 0,05$.

The StatAdvisor

This option runs an F-test to compare the variances of the two samples. It also constructs confidence intervals or bounds for each standard deviation and for the ratio of the variances. Of particular interest is the confidence interval for the ratio of the variances, which extends from 0,134873 to 3,18972. Since the interval contains the value 1, there is not a statistically significant difference between the standard deviations of the two samples at the 95,0% confidence level.

An F-test may also be used to test a specific hypothesis about the standard deviations of the populations from which the two samples come. In this case, the test has been constructed to determine whether the ratio of the standard deviations equals 1,0 versus the alternative hypothesis that the ratio does not equal 1,0. Since the computed P-value is not less than 0,05, we cannot reject the null hypothesis.

7.1.4. Comparison of Medians

Median of sample 1: 12,8

Median of sample 2: 13,0

Mann-Whitney (Wilcoxon) W test to compare medians

Null hypothesis: median1 = median2

Alt. hypothesis: median1 NE median2

Average rank of sample 1: 9,91667

Average rank of sample 2: 11,4333

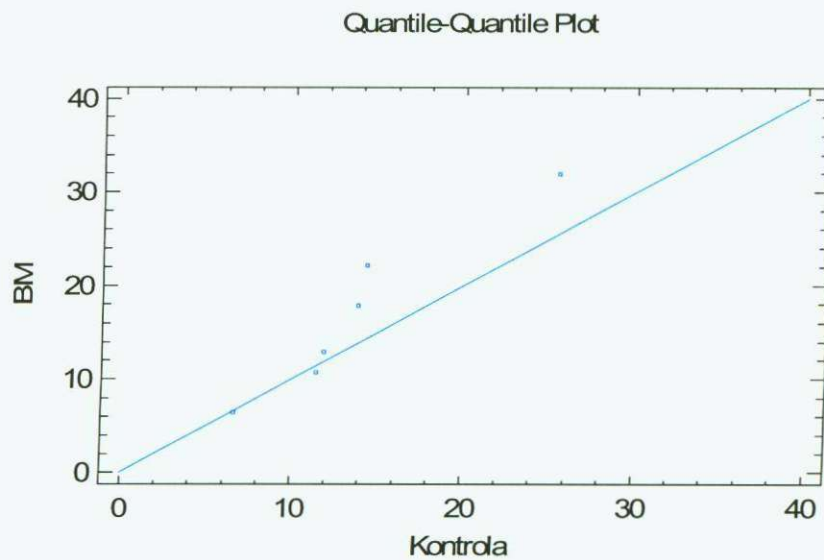
W = 6,5 P-value = 0,640208

Do not reject the null hypothesis for alpha = 0,05.

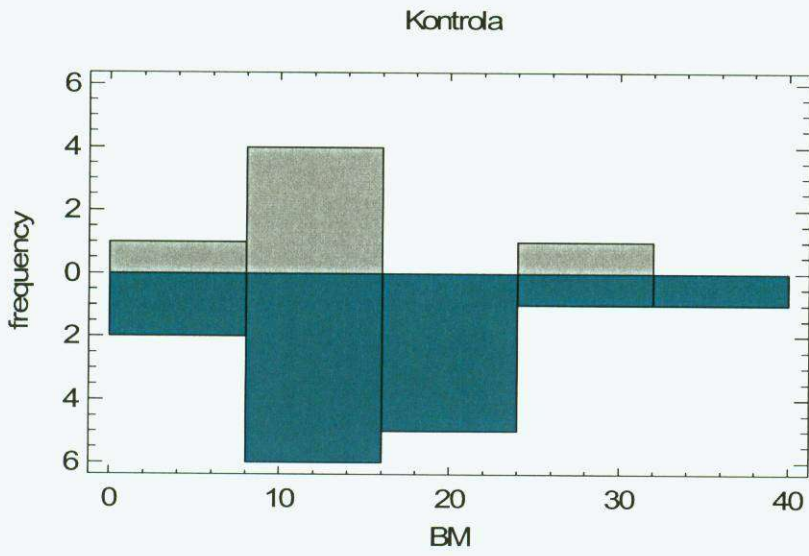
The StatAdvisor

This option runs a Mann-Whitney W test to compare the medians of the two samples. This test is constructed by combining the two samples, sorting the data from smallest to largest, and comparing the average ranks of the two sample in the combined data. Since the P-value is greater than or equal to 0,05, there is not a statistically significant difference between the medians at the 95,0% confidence level.

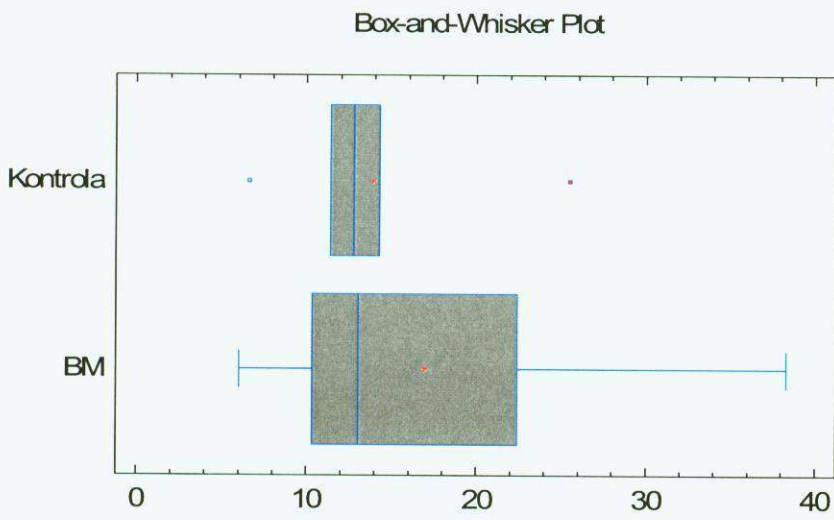
Graf 6



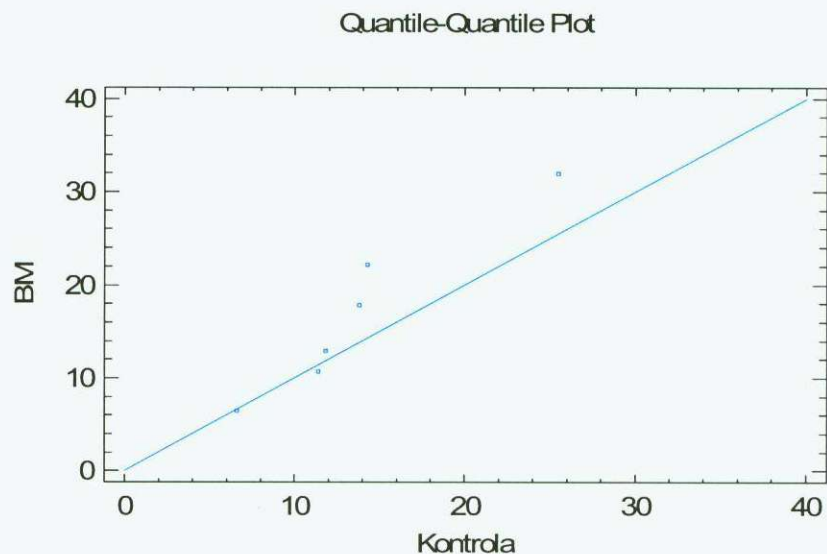
Graf 7



Graf 8



Graf 9



7.2. Hodnocení obsahu kyseliny octové

7.2.1. Summary Statistics

Tabulka 7.3

	Kontrola	BM
Count	6	15
Average	13,9	16,956
Standard deviation	6,30365	8,96781
Coeff. of variation	45,35%	52,8887%
Minimum	6,6	6,04
Maximum	25,5	38,3
Range	18,9	32,26
Std. skewness	1,37382	1,60583
Std. kurtosis	1,53105	0,664091

The StatAdvisor

This table shows summary statistics for the two samples of data. Other tabular options within this analysis can be used to test whether differences between the statistics from the two samples are statistically significant. Of particular interest here are the standardized skewness and standardized kurtosis, which can be used to determine whether the samples come from normal distributions. Values of these statistics outside the range of -2 to +2 indicate significant departures from normality, which would tend to invalidate the tests which compare the standard deviations. In this case, both standardized skewness values are within the range expected. Both standardized kurtosis values are within the range expected.

7.2.2. Comparison of Means

95,0% confidence interval for mean of Kontrola: 13,9 +/- 6,61529 [7,28471; 20,5153]

95,0% confidence interval for mean of BM: 16,956 +/- 4,96622 [11,9898; 21,9222]

95,0% confidence interval for the difference between the means

assuming equal variances: -3,056 +/- 8,44163 [-11,4976; 5,38563]

t test to compare means

Null hypothesis: mean1 = mean2

Alt. hypothesis: mean1 NE mean2

assuming equal variances: t = -0,757709 P-value = 0,457921

Do not reject the null hypothesis for alpha = 0,05.

The StatAdvisor

This option runs a t-test to compare the means of the two samples. It also constructs confidence intervals or bounds for each mean and for the difference between the means. Of particular interest is the confidence interval for the difference between the means, which extends from -11,4976 to 5,38563. Since the interval contains the value 0, there is not a statistically significant difference between the means of the two samples at the 95,0% confidence level.

A t-test may also be used to test a specific hypothesis about the difference between the means of the populations from which the two samples come. In this case, the test has been constructed to determine whether the difference between the two means equals 0,0 versus the alternative hypothesis that the difference does not equal 0,0. Since the computed P-value is not less than 0,05, we cannot reject the null hypothesis.

7.2.3. Comparison of Standard Deviations

Tabulka 7.4

	Kontrola	BM
Standard deviation	6,30365	8,96781
Variance	39,736	80,4216
Df	5	14

Ratio of Variances = 0,494096

95,0% Confidence Intervals

Standard deviation of Kontrola: [3,93479; 15,4604]

Standard deviation of BM: [6,56557; 14,1431]

Ratio of Variances: [0,134873; 3,18972]

F-test to Compare Standard Deviations

Null hypothesis: sigma1 = sigma2

Alt. hypothesis: sigma1 NE sigma2

F = 0,494096 P-value = 0,448957

Do not reject the null hypothesis for alpha = 0,05.

The StatAdvisor

This option runs an F-test to compare the variances of the two samples. It also constructs confidence intervals or bounds for each standard deviation and for the ratio of the variances. Of particular interest is the confidence interval for the ratio of the variances, which extends from 0,134873 to 3,18972. Since the interval contains the value 1, there is not a statistically significant difference between the standard deviations of the two samples at the 95,0% confidence level.

An F-test may also be used to test a specific hypothesis about the standard deviations of the populations from which the two samples come. In this case, the test has been constructed to determine whether the ratio of the standard deviations equals 1,0 versus the alternative hypothesis that the ratio does not equal 1,0. Since the computed P-value is not less than 0,05, we cannot reject the null hypothesis.

7.2.4. Comparison of Medians

Median of sample 1: 12,8

Median of sample 2: 13,0

Mann-Whitney (Wilcoxon) W test to compare medians

Null hypothesis: median1 = median2

Alt. hypothesis: median1 NE median2

Average rank of sample 1: 9,91667

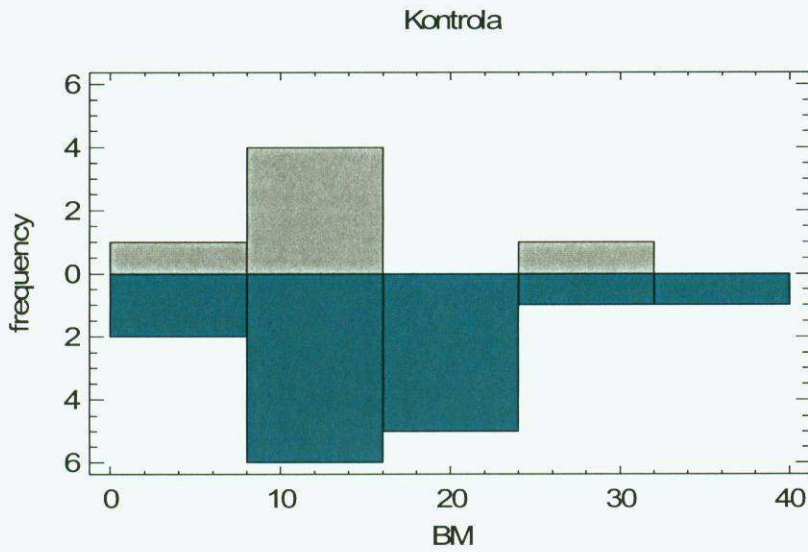
Average rank of sample 2: 11,4333

W = 6,5 P-value = 0,640208

Do not reject the null hypothesis for alpha = 0,05.

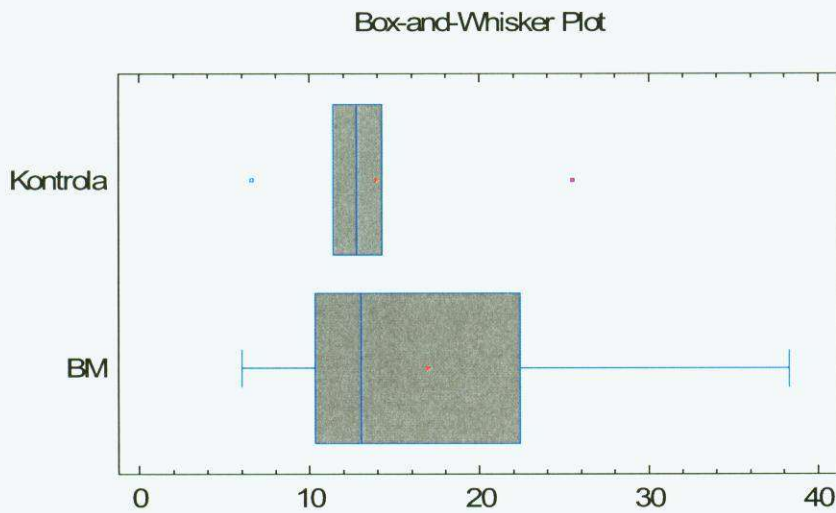
The StatAdvisor

Graf 10

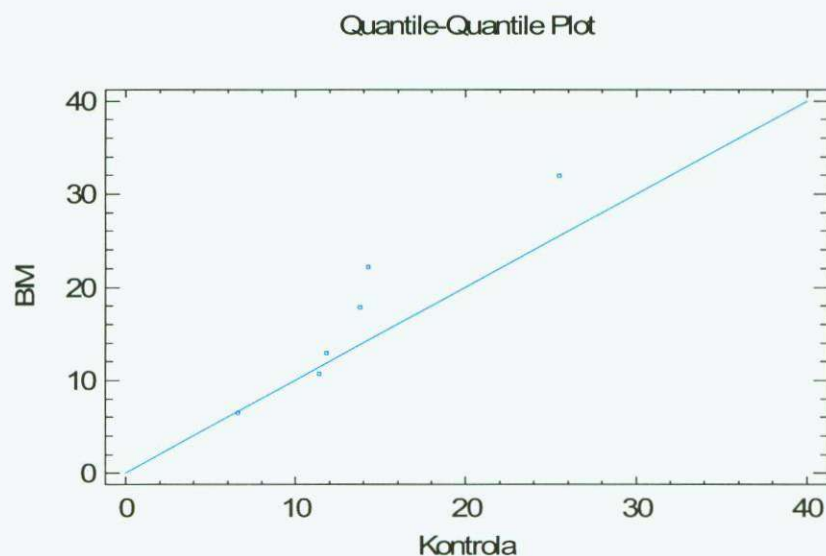


This option runs a Mann-Whitney W test to compare the medians of the two samples. This test is constructed by combining the two samples, sorting the data from smallest to largest, and comparing the average ranks of the two samples in the combined data. Since the P-value is greater than or equal to 0,05, there is not a statistically significant difference between the medians at the 95,0% confidence level.

Graf 11



Graf 12



7.3. Hodnocení aerobní stability celkem

7.3.1. Summary Statistics

Tabulka 7.5

	<i>BM</i>	<i>kontrola</i>
Count	99	39
Average	0,176768	2,86667
Standard deviation	3,01881	4,8516
Coeff. of variation	1707,79%	169,242%
Minimum	-4,8	-4,5
Maximum	12,0	12,8
Range	16,8	17,3
Std. skewness	7,44389	2,12362
Std. kurtosis	7,09628	-0,220806

The StatAdvisor

This table shows summary statistics for the two samples of data. Other tabular options within this analysis can be used to test whether differences between the statistics from the two samples are statistically significant. Of particular interest here are the standardized skewness and standardized kurtosis, which can be used to determine whether the samples come from normal distributions. Values of these statistics outside the range of -2 to +2 indicate significant departures from normality, which would tend to invalidate the tests which compare the standard deviations. In this case, both samples have standardized skewness values outside the normal range. BM has a standardized kurtosis value outside the normal range.

7.3.2. Comparison of Means

99,0% confidence interval for mean of BM: 0,176768 +/- 0,797018 [-0,62025; 0,973786]

99,0% confidence interval for mean of kontrola: 2,86667 +/- 2,10656 [0,760112; 4,97322]

99,0% confidence interval for the difference between the means

assuming equal variances: -2,6899 +/- 1,7906 [-4,4805; -0,899296]

t test to compare means

Null hypothesis: mean1 = mean2

Alt. hypothesis: mean1 NE mean2

assuming equal variances: t = -3,92453 P-value = 0,000137401

Reject the null hypothesis for alpha = 0,01.

The StatAdvisor

This option runs a t-test to compare the means of the two samples. It also constructs confidence intervals or bounds for each mean and for the difference between the means. Of particular interest is the confidence interval for the difference between the means, which extends from -4,4805 to -0,899296. Since the interval does not contain the value 0, there is a statistically significant difference between the means of the two samples at the 99,0% confidence level.

A t-test may also be used to test a specific hypothesis about the difference between the means of the populations from which the two samples come. In this case, the test has been constructed to determine whether the difference between the two means equals 0,0 versus the alternative hypothesis that the difference does not equal 0,0. Since the computed P-value is less than 0,01, we can reject the null hypothesis in favor of the alternative.

7.3.3. Comparison of Standard Deviations

Tabulka 7.6

	BM	kontrola
Standard deviation	3,01881	4,8516
Variance	9,11323	23,5381
Df	98	38

Ratio of Variances = 0,38717

99,0% Confidence Bounds

Standard deviation of BM: [3,61356]

Standard deviation of kontrola: [6,57479]

Ratio of Variances: [0,703517]

F-test to Compare Standard Deviations

Null hypothesis: sigma1 = sigma2

Alt. hypothesis: sigma1 < sigma2

F = 0,38717 P-value = 0,0000948268

Reject the null hypothesis for alpha = 0,01.

The StatAdvisor

This option runs an F-test to compare the variances of the two samples. It also constructs confidence intervals or bounds for each standard deviation and for the ratio of the variances. Of particular interest is the confidence bound for the ratio of the variances, which extends upward to 0,703517. This indicates the largest value for the ratio which is supported by the data.

An F-test may also be used to test a specific hypothesis about the standard deviations of the populations from which the two samples come. In this case, the test has been constructed to determine whether the ratio of the standard deviations equals 1,0 versus the alternative hypothesis that the ratio is less than 1,0. Since the computed P-value is less than 0,01, we can reject the null hypothesis in favor of the alternative.

7.3.4. Kolmogorov-Smirnov Test

Estimated overall statistic DN = 0,408702

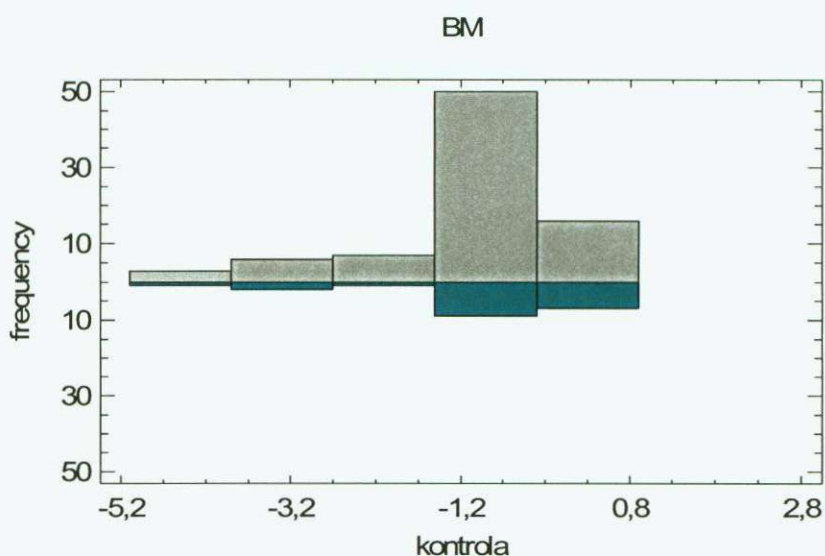
Two-sided large sample K-S statistic = 2,16181

Approximate P value = 0,00017448

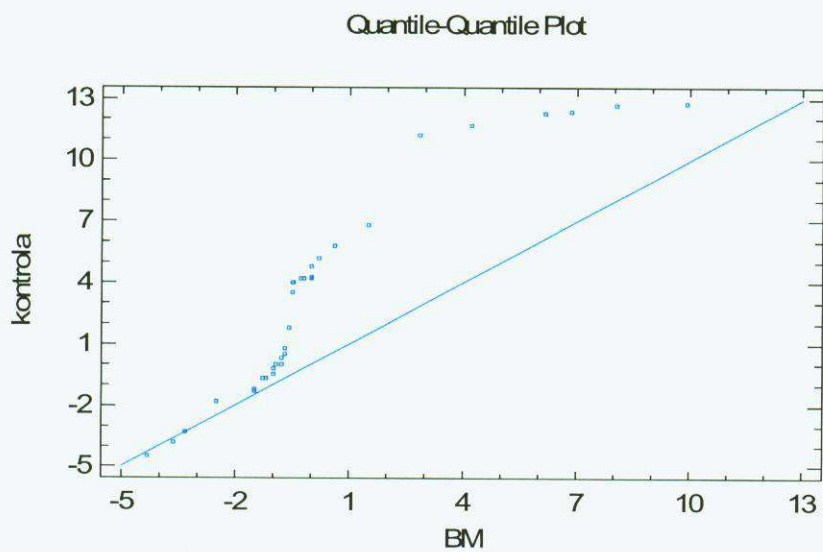
The StatAdvisor

This option runs a Kolmogorov-Smirnov test to compare the distributions of the two samples. This test is performed by computing the maximum distance between the cumulative distributions of the two samples. In this case, the maximum distance is 0,408702, which you can see visually by selecting Quantile Plot from the list of Graphical Options. Of particular interest is the approximate P-value for the test. Since the P-value is less than 0,05, there is a statistically significant difference between the two distributions at the 95,0% confidence level.

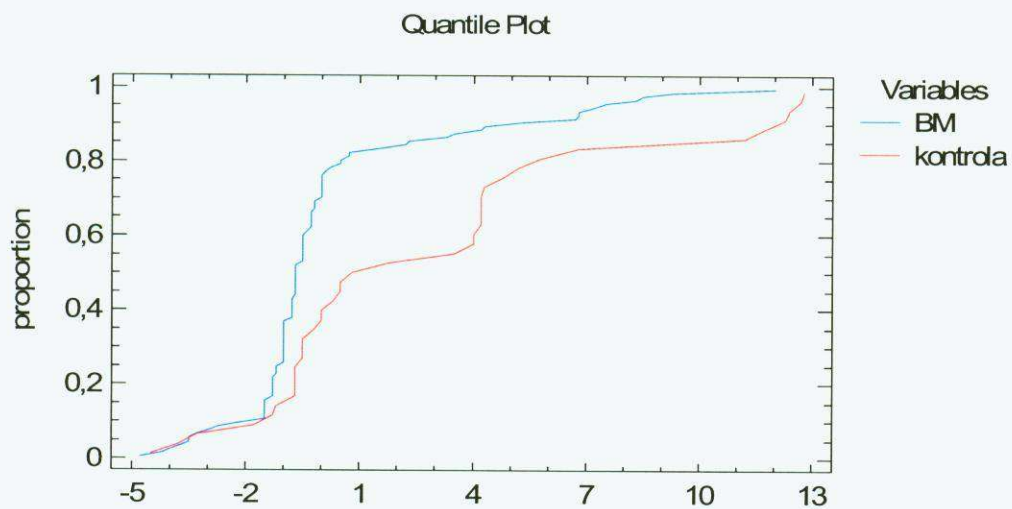
Graf 13



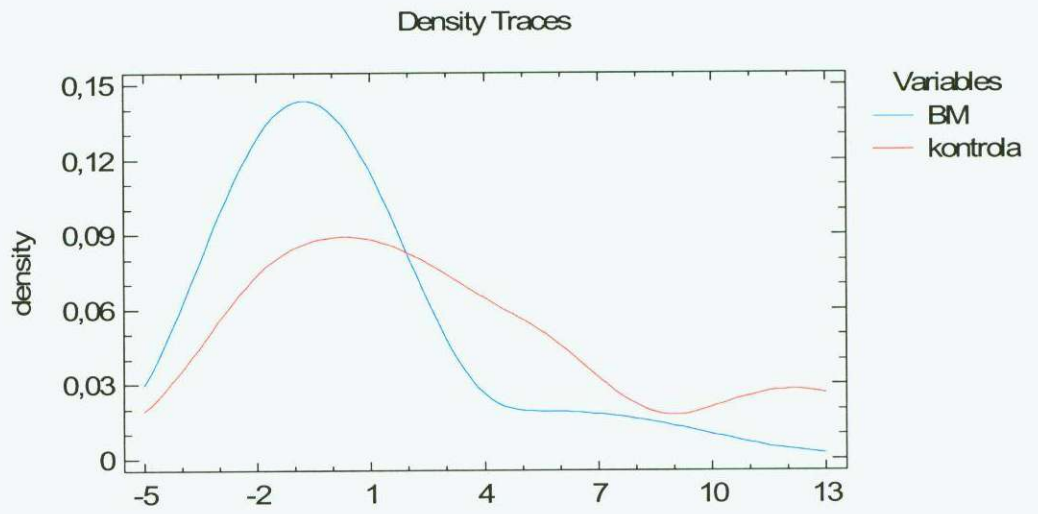
Graf 14



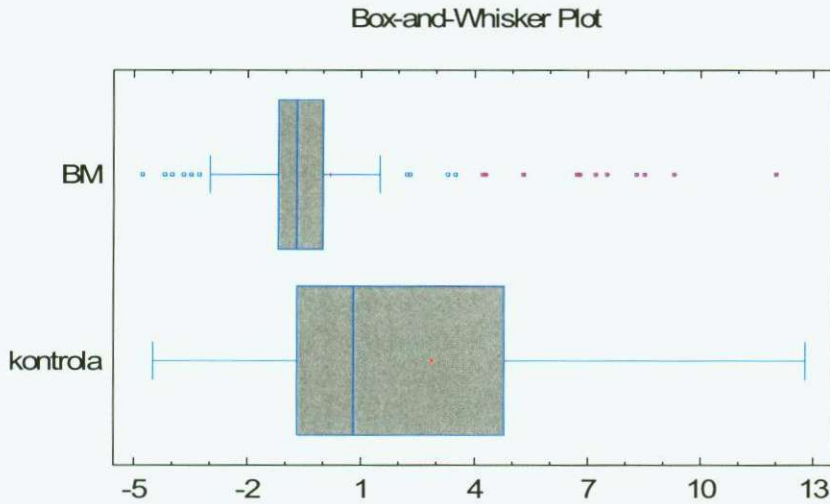
Graf 15



Graf 16



Graf 17



7.4. Aerobní stabilita 0 hodin

7.4.1. Summary Statistics

Tabulka 7.7

	<i>BM</i>	<i>kontrola</i>
Count	15	6
Average	-2,51333	-2,35
Standard deviation	1,58379	1,79861
Coeff. of variation	-63,0154%	-76,5366%
Minimum	-4,8	-4,5
Maximum	0,1	0,0
Range	4,9	4,5
Std. skewness	0,700608	0,195514
Std. kurtosis	-0,900533	-0,964376

The StatAdvisor

This table shows summary statistics for the two samples of data. Other tabular options within this analysis can be used to test whether differences between the statistics from the two samples are statistically significant. Of particular interest here are the standardized skewness and standardized kurtosis, which can be used to determine whether the samples come from normal distributions. Values of these statistics outside the range of -2 to +2 indicate significant departures from normality, which would tend to invalidate the tests which compare the standard deviations. In this case, both standardized skewness values are within the range expected. Both standardized kurtosis values are within the range expected.

7.4.2. Comparison of Means

95,0% confidence interval for mean of BM: -2,51333 +/- 0,877074 [-3,39041; -1,63626]

95,0% confidence interval for mean of kontrola: -2,35 +/- 1,88753 [-4,23753; -0,462469]

95,0% confidence interval for the difference between the means

assuming equal variances: -0,163333 +/- 1,66117 [-1,8245; 1,49783]

t test to compare means

Null hypothesis: mean1 = mean2

Alt. hypothesis: mean1 NE mean2

assuming equal variances: t = -0,205796 P-value = 0,839139

Do not reject the null hypothesis for alpha = 0,05.

The StatAdvisor

This option runs a t-test to compare the means of the two samples. It also constructs confidence intervals or bounds for each mean and for the difference between the means. Of particular interest is the confidence interval for the difference between the means, which extends from -1,8245 to 1,49783. Since the interval contains the value 0, there is not a statistically significant difference between the means of the two samples at the 95,0% confidence level.

A t-test may also be used to test a specific hypothesis about the difference between the means of the populations from which the two samples come. In this case, the test has been constructed to determine whether the difference between the two means equals 0,0 versus the alternative hypothesis that the difference does not equal 0,0. Since the computed P-value is not less than 0,05, we cannot reject the null hypothesis.

7.4.3. Comparison of Standard Deviations

Tabulka 7.8

	BM	kontrola
Standard deviation	1,58379	1,79861
Variance	2,50838	3,235
Df	14	5

Ratio of Variances = 0,775388

95,0% Confidence Intervals

Standard deviation of BM: [1,15953; 2,49779]

Standard deviation of kontrola: [1,12271; 4,4113]

Ratio of Variances: [0,12011; 2,84058]

F-test to Compare Standard Deviations

Null hypothesis: sigma1 = sigma2

Alt. hypothesis: sigma1 NE sigma2

F = 0,775388 P-value = 0,645667

Do not reject the null hypothesis for alpha = 0,05.

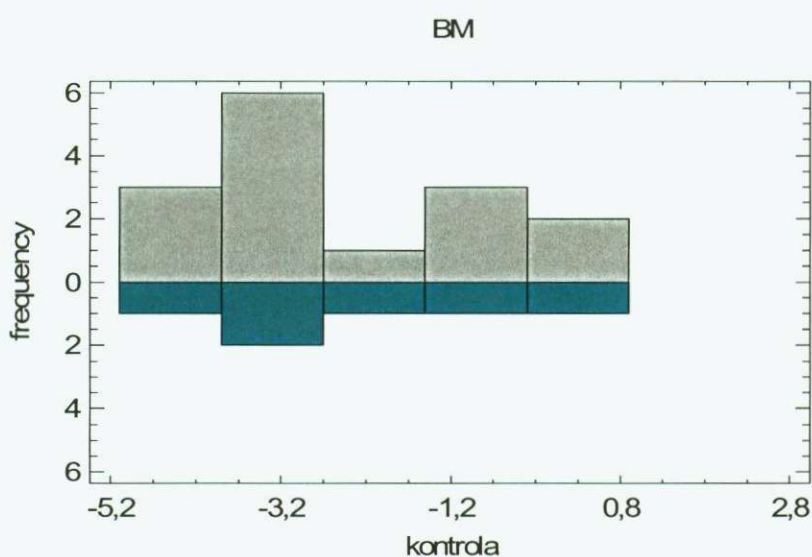
The StatAdvisor

Přílohy

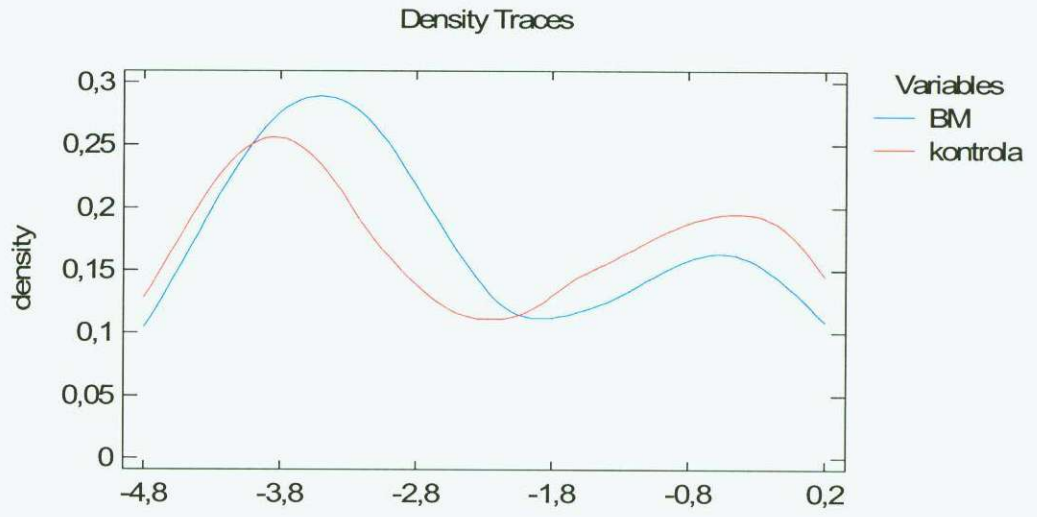
This option runs an F-test to compare the variances of the two samples. It also constructs confidence intervals or bounds for each standard deviation and for the ratio of the variances. Of particular interest is the confidence interval for the ratio of the variances, which extends from 0,12011 to 2,84058. Since the interval contains the value 1, there is not a statistically significant difference between the standard deviations of the two samples at the 95,0% confidence level.

An F-test may also be used to test a specific hypothesis about the standard deviations of the populations from which the two samples come. In this case, the test has been constructed to determine whether the ratio of the standard deviations equals 1,0 versus the alternative hypothesis that the ratio does not equal 1,0. Since the computed P-value is not less than 0,05, we cannot reject the null hypothesis.

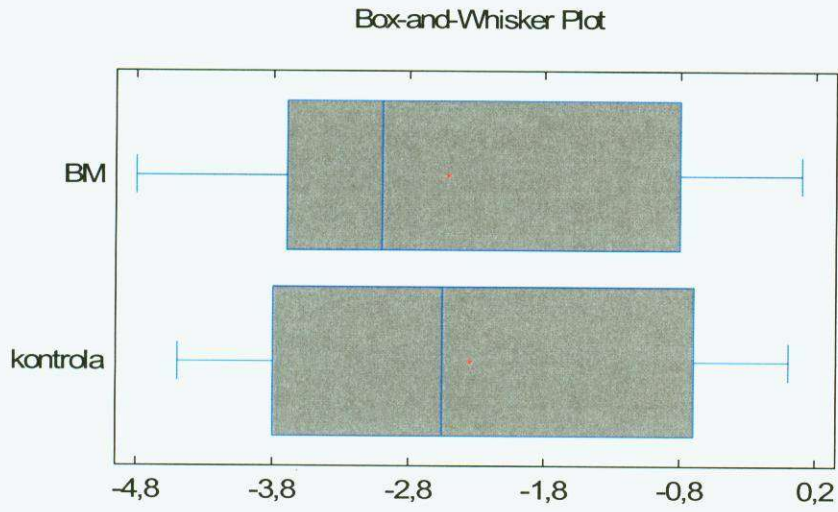
Graf 18



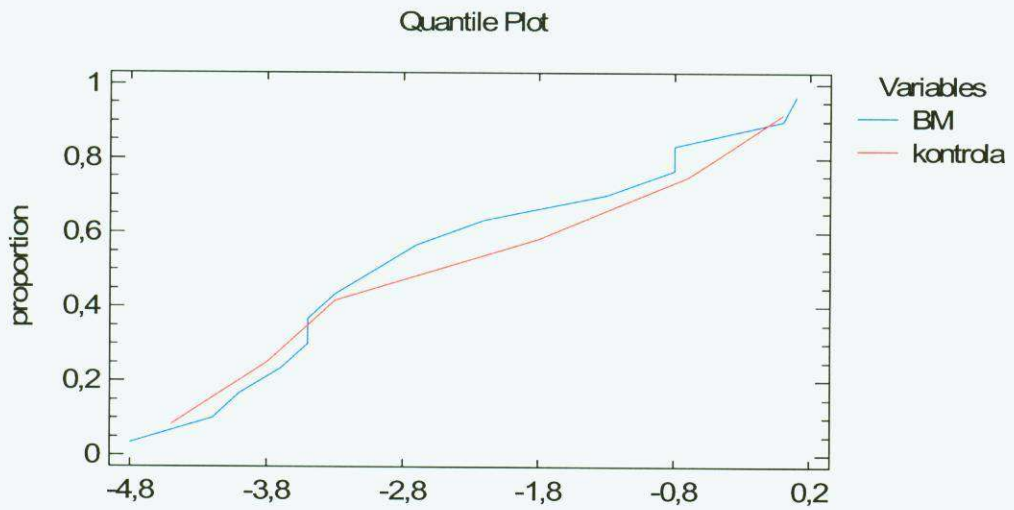
Graf 19



Graf 20



Graf 21



7.5. Aerobní stabilita 12 hodin

7.5.1. Summary Statistics

Tabulka 7.9

	<i>BM</i>	<i>kontrola</i>
Count	15	6
Average	-0,526667	-0,466667
Standard deviation	0,68501	0,608824
Coeff. of variation	-130,065%	-130,462%
Minimum	-1,2	-1,2
Maximum	1,5	0,5
Range	2,7	1,7
Std. skewness	3,10622	0,760991
Std. kurtosis	3,96623	-0,0204279

The StatAdvisor

This table shows summary statistics for the two samples of data. Other tabular options within this analysis can be used to test whether differences between the statistics from the two samples are statistically significant. Of particular interest here are the standardized skewness and standardized kurtosis, which can be used to determine whether the samples come from normal distributions. Values of these statistics outside the range of -2 to +2 indicate significant departures from normality, which would tend to invalidate the tests which compare the standard deviations. In this case, BM has a standardized skewness value outside the normal range. BM has a standardized kurtosis value outside the normal range.

7.5.2. Comparison of Means

95,0% confidence interval for mean of BM: -0,526667 +/- 0,379346 [-0,906013; -0,14732]

95,0% confidence interval for mean of kontrola: -0,466667 +/- 0,638923 [-1,10559; 0,172257]

95,0% confidence interval for the difference between the means

assuming equal variances: -0,06 +/- 0,67315 [-0,73315; 0,61315]

t test to compare means

Null hypothesis: mean1 = mean2

Alt. hypothesis: mean1 NE mean2

assuming equal variances: t = -0,186558 P-value = 0,853984

Do not reject the null hypothesis for alpha = 0,05.

The StatAdvisor

This option runs a t-test to compare the means of the two samples. It also constructs confidence intervals or bounds for each mean and for the difference between the means. Of particular interest is the confidence interval for the difference between the means, which extends from -0,73315 to 0,61315. Since the interval contains the value 0, there is not a statistically significant difference between the means of the two samples at the 95,0% confidence level.

A t-test may also be used to test a specific hypothesis about the difference between the means of the populations from which the two samples come. In this case, the test has been constructed to determine whether the difference between the two means equals 0,0 versus the alternative hypothesis that the difference does not equal 0,0. Since the computed P-value is not less than 0,05, we cannot reject the null hypothesis.

7.5.3. Comparison of Standard Deviations

Tabulka 7.10

	<i>BM</i>	<i>kontrola</i>
Standard deviation	0,68501	0,608824
Variance	0,469238	0,370667
Df	14	5

Ratio of Variances = 1,26593

95,0% Confidence Intervals

Standard deviation of BM: [0,501514; 1,08033]

Standard deviation of kontrola: [0,380033; 1,49321]

Ratio of Variances: [0,196096; 4,63764]

F-test to Compare Standard Deviations

Null hypothesis: $\sigma_1 = \sigma_2$

Alt. hypothesis: $\sigma_1 \neq \sigma_2$

F = 1,26593 P-value = 0,851783

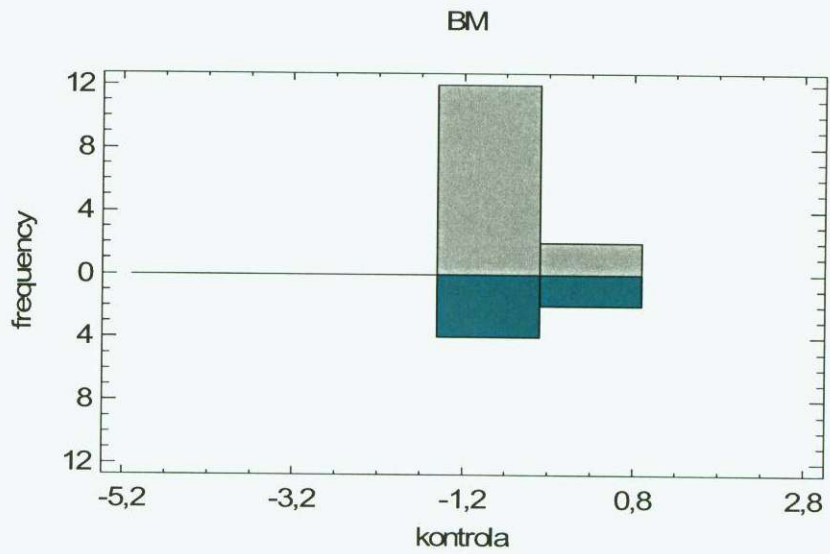
Do not reject the null hypothesis for $\alpha = 0,05$.

The StatAdvisor

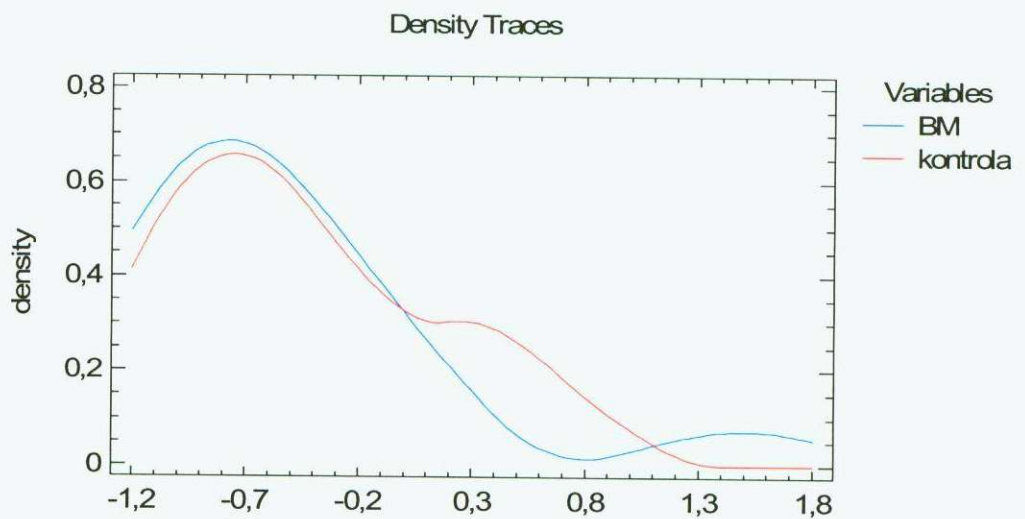
This option runs an F-test to compare the variances of the two samples. It also constructs confidence intervals or bounds for each standard deviation and for the ratio of the variances. Of particular interest is the confidence interval for the ratio of the variances, which extends from 0,196096 to 4,63764. Since the interval contains the value 1, there is not a statistically significant difference between the standard deviations of the two samples at the 95,0% confidence level.

An F-test may also be used to test a specific hypothesis about the standard deviations of the populations from which the two samples come. In this case, the test has been constructed to determine whether the ratio of the standard deviations equals 1,0 versus the alternative hypothesis that the ratio does not equal 1,0. Since the computed P-value is not less than 0,05, we cannot reject the null hypothesis.

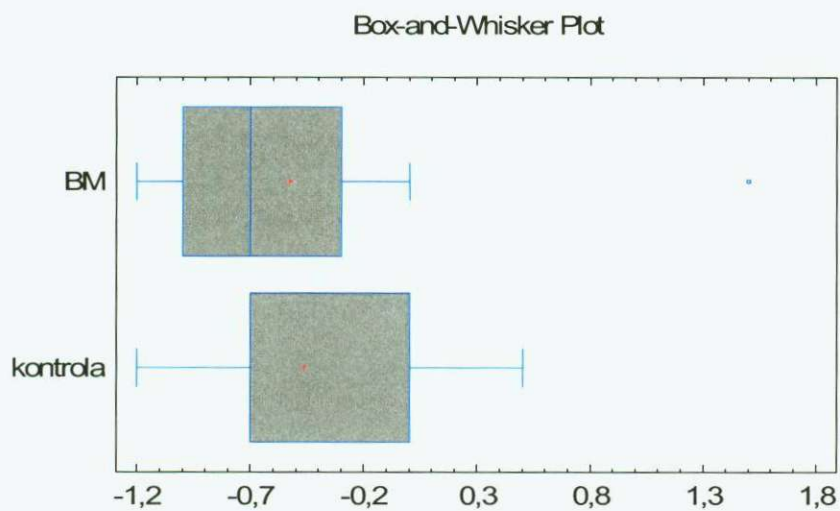
Graf 22



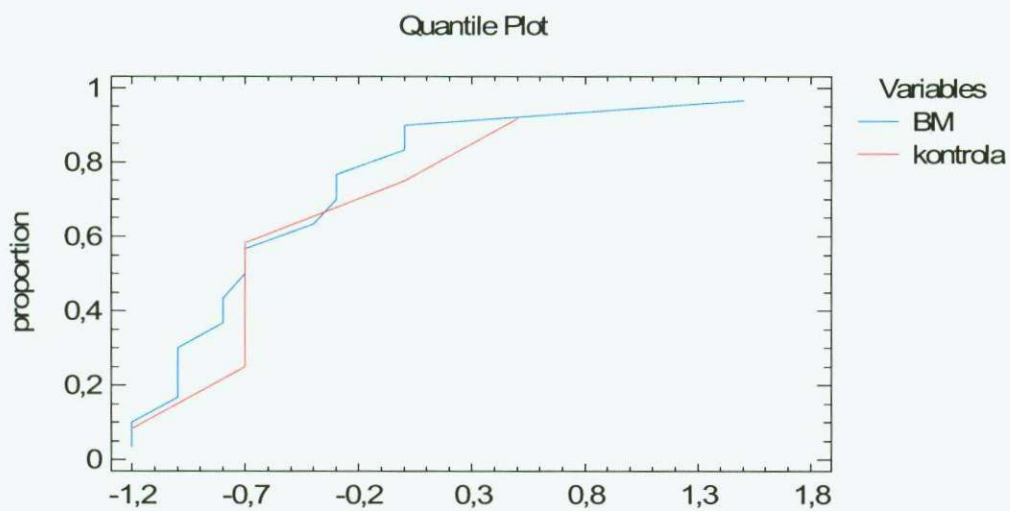
Graf 23



Graf 24



Graf 25



7.6. Aerobní stabilita po 24 hodinách

7.6.1. Summary Statistics

Tabulka 7.11

	<i>BM</i>	<i>kontrola</i>
Count	15	6
Average	-0,573333	0,2
Standard deviation	1,68161	1,99399
Coeff. of variation	-293,304%	996,995%
Minimum	-1,5	-1,3
Maximum	5,3	4,2
Range	6,8	5,5
Std. skewness	5,44536	2,25269
Std. kurtosis	9,98397	2,67141

The StatAdvisor

This table shows summary statistics for the two samples of data. Other tabular options within this analysis can be used to test whether differences between the statistics from the two samples are statistically significant. Of particular interest here are the standardized skewness and standardized kurtosis, which can be used to determine whether the samples come from normal distributions. Values of these statistics outside the range of -2 to +2 indicate significant departures from normality, which would tend to invalidate the tests which compare the standard deviations. In this case, both samples have standardized skewness values outside the normal range. Both samples have standardized kurtosis values outside the normal range.

7.6.2. Comparison of Means

95,0% confidence interval for mean of BM: -0,573333 +/- 0,931246 [-1,50458; 0,357913]

95,0% confidence interval for mean of kontrola: 0,2 +/- 2,09257 [-1,89257; 2,29257]

95,0% confidence interval for the difference between the means

assuming equal variances: -0,773333 +/- 1,78868 [-2,56202; 1,01535]

t test to compare means

Null hypothesis: mean1 = mean2

Alt. hypothesis: mean1 NE mean2

assuming equal variances: t = -0,904917 P-value = 0,376842

Do not reject the null hypothesis for alpha = 0,05.

The StatAdvisor

This option runs a t-test to compare the means of the two samples. It also constructs confidence intervals or bounds for each mean and for the difference between the means. Of particular interest is the confidence interval for the difference between the means, which extends from -2,56202 to 1,01535. Since the interval contains the value 0, there is not a statistically significant difference between the means of the two samples at the 95,0% confidence level.

A t-test may also be used to test a specific hypothesis about the difference between the means of the populations from which the two samples come. In this case, the test has been constructed to determine whether the difference between the two means equals 0,0 versus the alternative hypothesis that the difference does not equal 0,0. Since the computed P-

value is not less than 0,05, we cannot reject the null hypothesis.

7.6.3. Comparison of Standard Deviations

Tabulka 7.12

	<i>BM</i>	<i>kontrola</i>
Standard deviation	1,68161	1,99399
Variance	2,82781	3,976
Df	14	5

Ratio of Variances = 0,71122

95,0% Confidence Intervals

Standard deviation of BM: [1,23115; 2,65206]

Standard deviation of kontrola: [1,24467; 4,89049]

Ratio of Variances: [0,11017; 2,6055]

F-test to Compare Standard Deviations

Null hypothesis: $\sigma_1 = \sigma_2$

Alt. hypothesis: $\sigma_1 \neq \sigma_2$

F = 0,71122 P-value = 0,562874

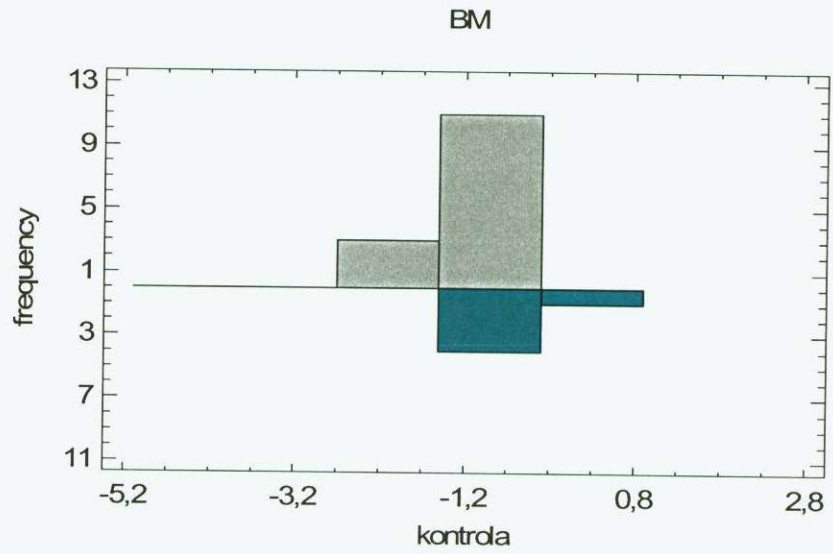
Do not reject the null hypothesis for $\alpha = 0,05$.

The StatAdvisor

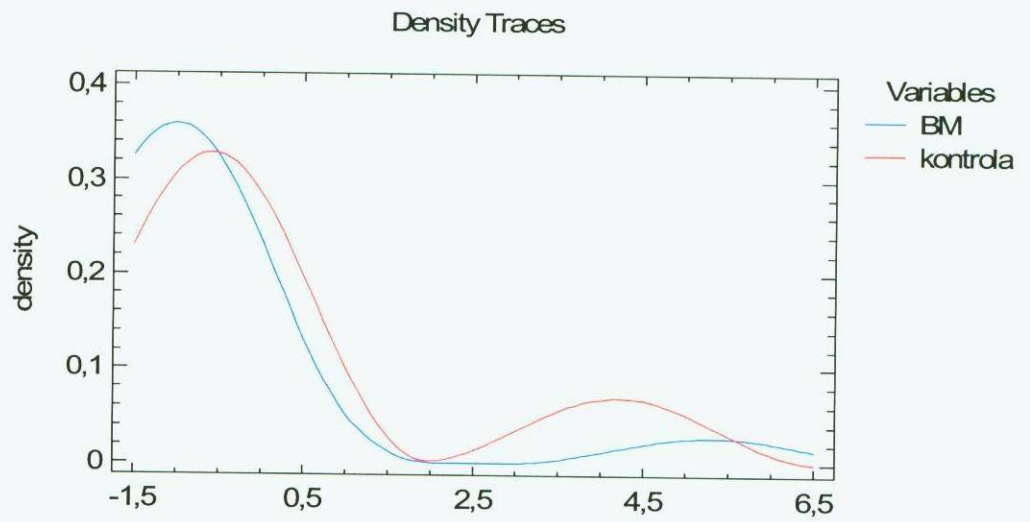
This option runs an F-test to compare the variances of the two samples. It also constructs confidence intervals or bounds for each standard deviation and for the ratio of the variances. Of particular interest is the confidence interval for the ratio of the variances, which extends from 0,11017 to 2,6055. Since the interval contains the value 1, there is not a statistically significant difference between the standard deviations of the two samples at the 95,0% confidence level.

An F-test may also be used to test a specific hypothesis about the standard deviations of the populations from which the two samples come. In this case, the test has been constructed to determine whether the ratio of the standard deviations equals 1,0 versus the alternative hypothesis that the ratio does not equal 1,0. Since the computed P-value is not less than 0,05, we cannot reject the null hypothesis.

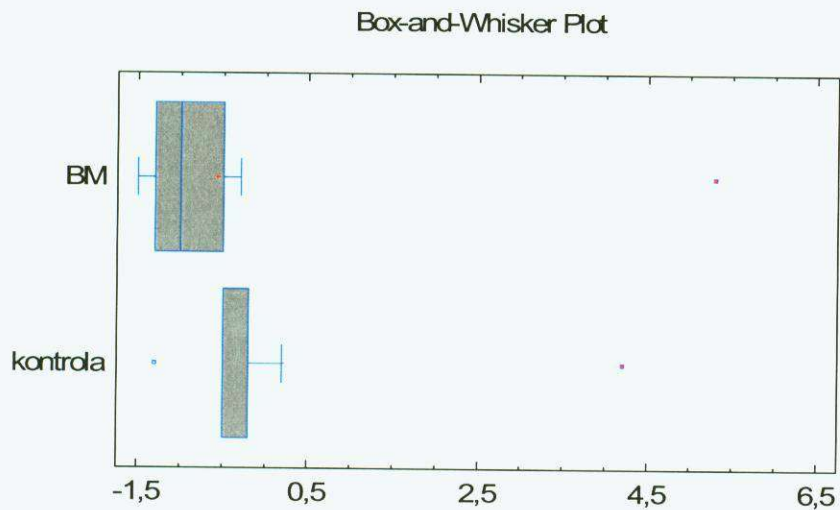
Graf 26



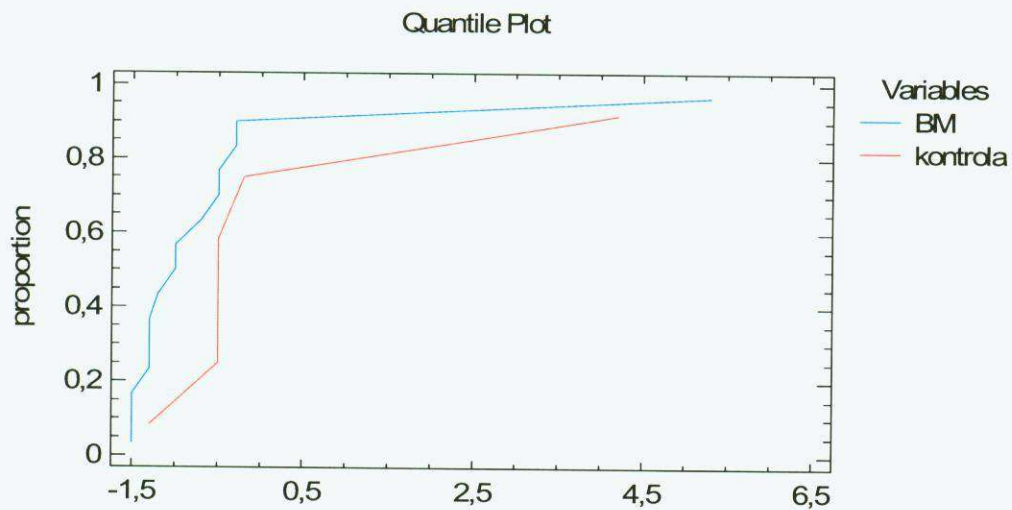
Graf 27



Graf 28



Graf 29



7.7. Aerobní stabilita po 48 hodinách

7.7.1. Summary Statistics

Tabulka 7.13

	BM	kontrola
Count	15	6
Average	0,02	3,21667
Standard deviation	3,34156	4,39701
Coeff. of variation	16707,8%	136,695%
Minimum	-1,5	0,3
Maximum	12,0	11,7
Range	13,5	11,4
Std. skewness	5,95092	1,93971
Std. kurtosis	11,3868	1,87995

The StatAdvisor

This table shows summary statistics for the two samples of data. Other tabular options within this analysis can be used to test whether differences between the statistics from the two samples are statistically significant. Of particular interest here are the standardized skewness and standardized kurtosis, which can be used to determine whether the samples come from normal distributions. Values of these statistics outside the range of -2 to +2 indicate significant departures from normality, which would tend to invalidate the tests which compare the standard deviations. In this case, BM has a standardized skewness value outside the normal range. BM has a standardized kurtosis value outside the normal range.

7.7.2. Comparison of Means

95,0% confidence interval for mean of BM: 0,02 +/- 1,8505 [-1,8305; 1,8705]

95,0% confidence interval for mean of kontrola: 3,21667 +/- 4,61439 [-1,39772; 7,83105]

95,0% confidence interval for the difference between the means

assuming equal variances: -3,19667 +/- 3,68927 [-6,88594; 0,492603]

t test to compare means

Null hypothesis: mean1 = mean2

Alt. hypothesis: mean1 NE mean2

assuming equal variances: t = -1,81356 P-value = 0,0855731

Do not reject the null hypothesis for alpha = 0,05.

The StatAdvisor

This option runs a t-test to compare the means of the two samples. It also constructs confidence intervals or bounds for each mean and for the difference between the means. Of particular interest is the confidence interval for the difference between the means, which extends from -6,88594 to 0,492603. Since the interval contains the value 0, there is not a statistically significant difference between the means of the two samples at the 95,0% confidence level.

A t-test may also be used to test a specific hypothesis about the difference between the means of the populations from which the two samples come. In this case, the test has been constructed to determine whether the difference between the two means equals 0,0 versus the alternative hypothesis that the difference does not equal 0,0. Since the computed P-value is not less than 0,05, we cannot reject the null hypothesis.

7.7.3. Comparison of Standard Deviations

Tabulka 7.14

	<i>BM</i>	<i>kontrola</i>
Standard deviation	3,34156	4,39701
Variance	11,166	19,3337
Df	14	5

Ratio of Variances = 0,577542

95,0% Confidence Intervals

Standard deviation of BM: [2,44644; 5,26996]

Standard deviation of kontrola: [2,74465; 10,7842]

Ratio of Variances: [0,0894628; 2,11578]

F-test to Compare Standard Deviations

Null hypothesis: $\sigma_1 = \sigma_2$

Alt. hypothesis: $\sigma_1 \neq \sigma_2$

F = 0,577542 P-value = 0,384304

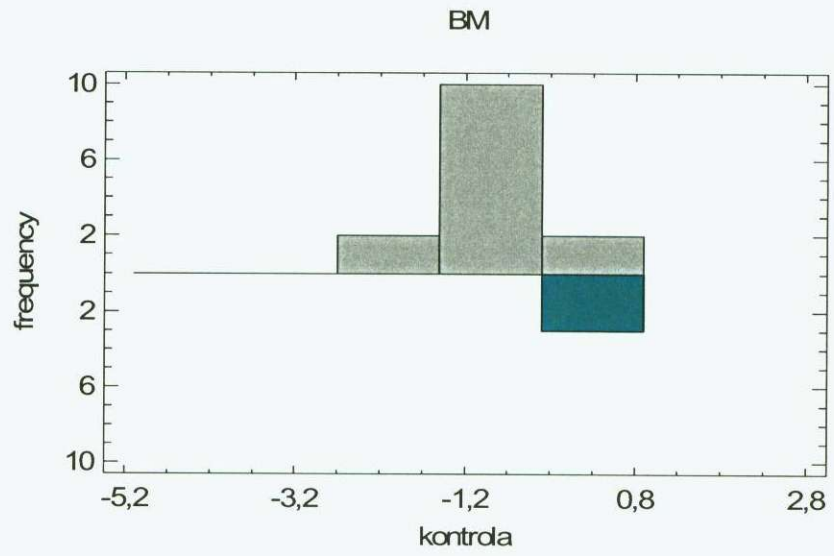
Do not reject the null hypothesis for $\alpha = 0,05$.

The StatAdvisor

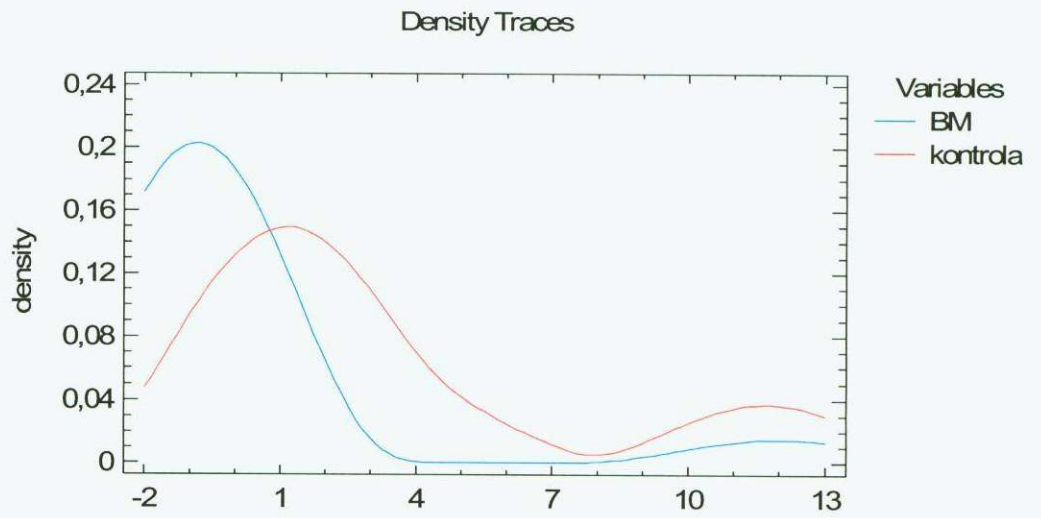
This option runs an F-test to compare the variances of the two samples. It also constructs confidence intervals or bounds for each standard deviation and for the ratio of the variances. Of particular interest is the confidence interval for the ratio of the variances, which extends from 0,0894628 to 2,11578. Since the interval contains the value 1, there is not a statistically significant difference between the standard deviations of the two samples at the 95,0% confidence level.

An F-test may also be used to test a specific hypothesis about the standard deviations of the populations from which the two samples come. In this case, the test has been constructed to determine whether the ratio of the standard deviations equals 1,0 versus the alternative hypothesis that the ratio does not equal 1,0. Since the computed P-value is not less than 0,05, we cannot reject the null hypothesis.

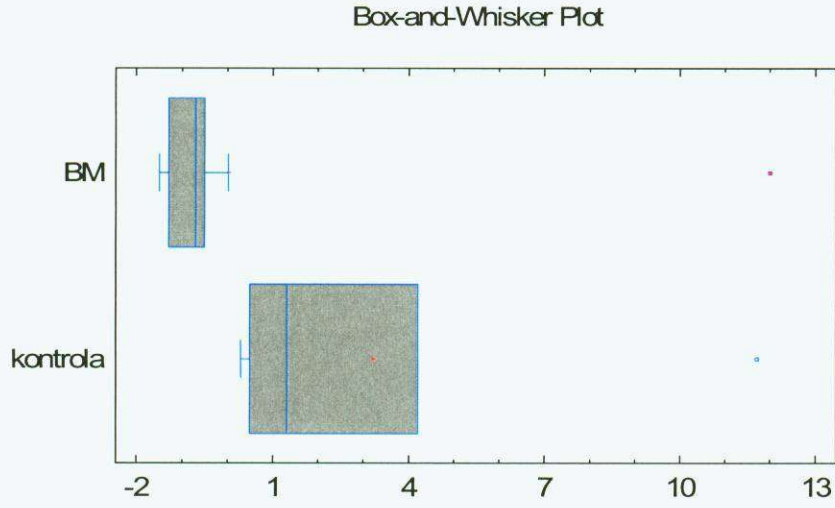
Graf 30



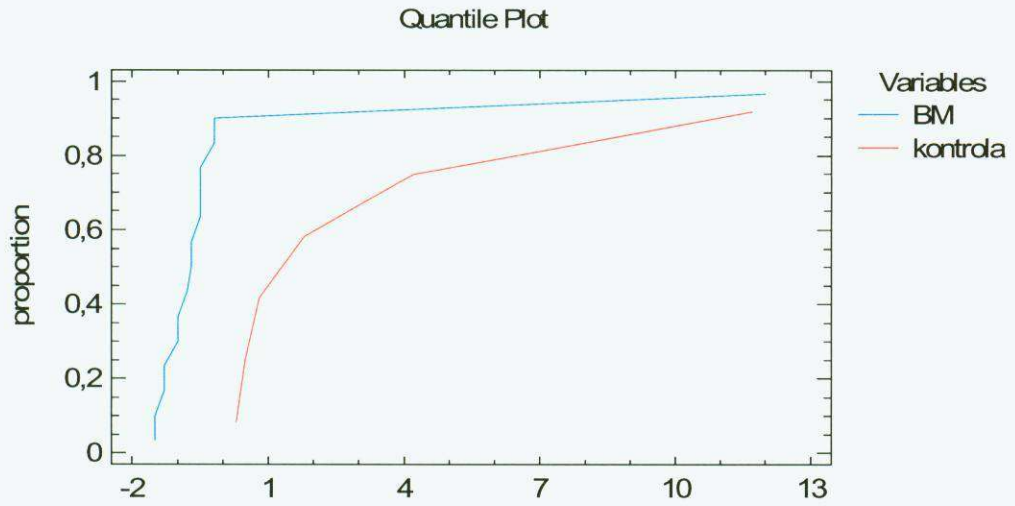
Graf 31



Graf 32



Graf 33



7.8. Aerobní stabilita po 72 hodinách

7.8.1. Summary Statistics

Tabulka 7.15

	<i>BM</i>	<i>kontrola</i>
Count	15	6
Average	1,23333	7,2
Standard deviation	2,71363	4,3188
Coeff. Of variation	220,024%	59,9833%
Minimum	-1,0	4,0
Maximum	6,8	12,8
Range	7,8	8,8
Std. skewness	2,16755	0,930432
Std. kurtosis	0,423459	-0,940779

The StatAdvisor

This table shows summary statistics for the two samples of data. Other tabular options within this analysis can be used to test whether differences between the statistics from the two samples are statistically significant. Of particular interest here are the standardized skewness and standardized kurtosis, which can be used to determine whether the samples come from normal distributions. Values of these statistics outside the range of -2 to +2 indicate significant departures from normality, which would tend to invalidate the tests which compare the standard deviations. In this case, BM has a standardized skewness value outside the normal range. Both standardized kurtosis values are within the range expected.

7.8.2. Comparison of Means

99,0% confidence interval for mean of BM: 1,23333 +/- 2,08575 [-0,852418; 3,31908]

99,0% confidence interval for mean of kontrola: 7,2 +/- 7,10927 [0,0907349; 14,3093]

99,0% confidence interval for the difference between the means

assuming equal variances: -5,96667 +/- 4,44262 [-10,4093; -1,52404]

t test to compare means

Null hypothesis: mean1 = mean2

Alt. hypothesis: mean1 NE mean2

assuming equal variances: t = -3,84239 P-value = 0,00109857

Reject the null hypothesis for alpha = 0,01.

The StatAdvisor

This option runs a t-test to compare the means of the two samples. It also constructs confidence intervals or bounds for each mean and for the difference between the means. Of particular interest is the confidence interval for the difference between the means, which extends from -10,4093 to -1,52404. Since the interval does not contain the value 0, there is a statistically significant difference between the means of the two samples at the 99,0% confidence level.

A t-test may also be used to test a specific hypothesis about the difference between the means of the populations from which the two samples come. In this case, the test has been constructed to determine whether the difference between the two means equals 0,0 versus the alternative hypothesis that the difference does not equal 0,0. Since the computed P-value is less than 0,01, we can reject the null hypothesis in favor of the alternative.

7.8.3. Comparison of Standard Deviations

Tabulka 7.16

	<i>BM</i>	<i>kontrola</i>
Standard deviation	2,71363	4,3188
Variance	7,36381	18,652
Df	14	5

Ratio of Variances = 0,3948

99,0% Confidence Intervals

Standard deviation of BM: [1,8143; 5,02998]

Standard deviation of kontrola: [2,35964; 15,05]

Ratio of Variances: [0,0298754; 2,19598]

F-test to Compare Standard Deviations

Null hypothesis: $\sigma_1 = \sigma_2$

Alt. hypothesis: $\sigma_1 \neq \sigma_2$

F = 0,3948 P-value = 0,156334

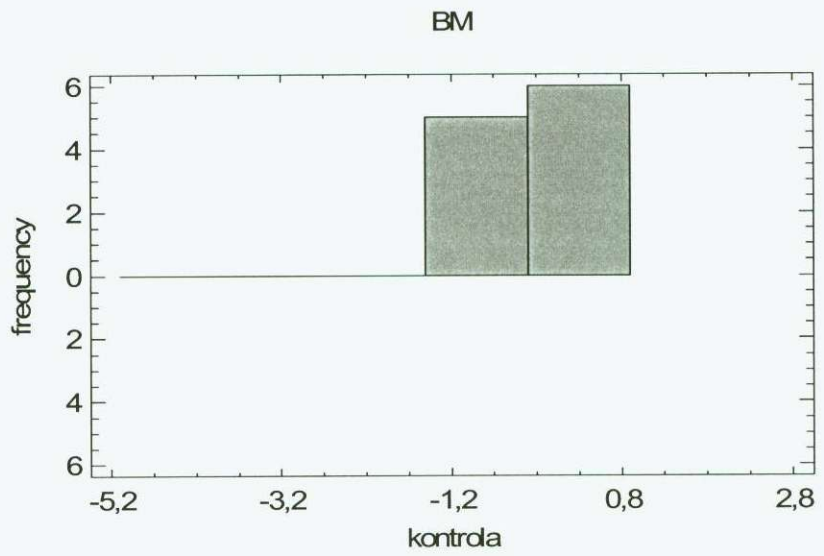
Do not reject the null hypothesis for $\alpha = 0,01$.

The StatAdvisor

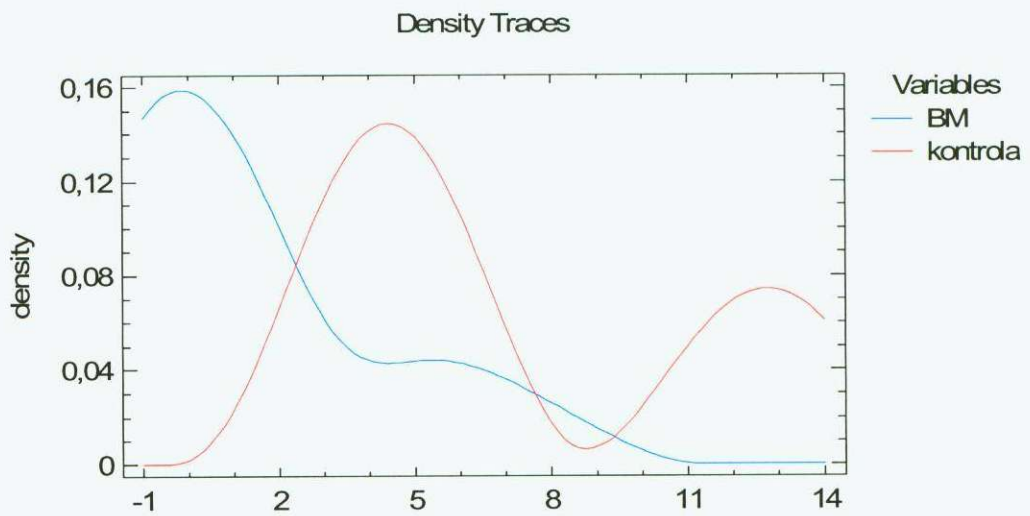
This option runs an F-test to compare the variances of the two samples. It also constructs confidence intervals or bounds for each standard deviation and for the ratio of the variances. Of particular interest is the confidence interval for the ratio of the variances, which extends from 0,0298754 to 2,19598. Since the interval contains the value 1, there is not a statistically significant difference between the standard deviations of the two samples at the 99,0% confidence level.

An F-test may also be used to test a specific hypothesis about the standard deviations of the populations from which the two samples come. In this case, the test has been constructed to determine whether the ratio of the standard deviations equals 1,0 versus the alternative hypothesis that the ratio does not equal 1,0. Since the computed P-value is not less than 0,01, we cannot reject the null hypothesis.

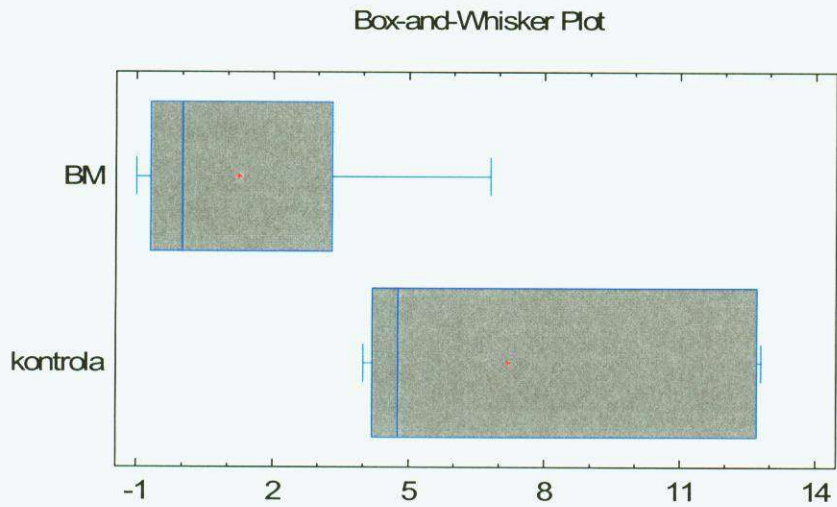
Graf 34



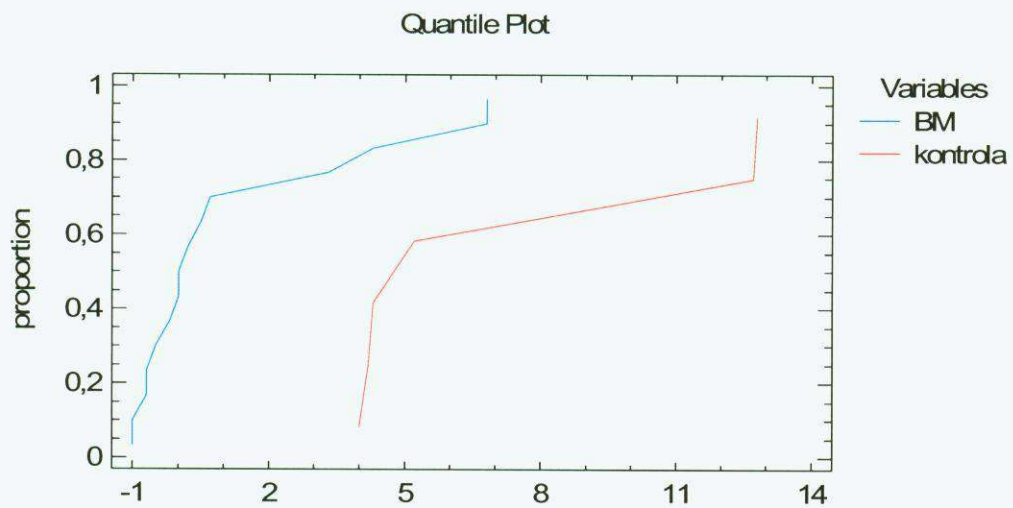
Graf 35



Graf 36



Graf 37



7.9. Aerobní stabilita po 96 hodinách

7.9.1. Summary Statistics

Tabulka 7.17

	BM	kontrola
Count	15	6
Average	2,82	7,51667
Standard deviation	3,80173	3,41433
Coeff. of variation	134,813%	45,4235%
Minimum	-1,0	4,2
Maximum	9,3	12,3
Range	10,3	8,1
Std. skewness	1,16691	0,734524
Std. kurtosis	-0,922089	-0,827763

The StatAdvisor

This table shows summary statistics for the two samples of data. Other tabular options within this analysis can be used to test whether differences between the statistics from the two samples are statistically significant. Of particular interest here are the standardized skewness and standardized kurtosis, which can be used to determine whether the samples come from normal distributions. Values of these statistics outside the range of -2 to +2 indicate significant departures from normality, which would tend to invalidate the tests which compare the standard deviations. In this case, both standardized skewness values are within the range expected. Both standardized kurtosis values are within the range expected.

7.9.2. Comparison of Means

95,0% confidence interval for mean of BM: 2,82 +/- 2,10533 [0,714668; 4,92533]

95,0% confidence interval for mean of kontrola: 7,51667 +/- 3,58313 [3,93353; 11,0998]

95,0% confidence interval for the difference between the means

assuming equal variances: -4,69667 +/- 3,74456 [-8,44123; -0,952106]

t test to compare means

Null hypothesis: mean1 = mean2

Alt. hypothesis: mean1 NE mean2

assuming equal variances: t = -2,62521 P-value = 0,0166631

Reject the null hypothesis for alpha = 0,05.

The StatAdvisor

This option runs a t-test to compare the means of the two samples. It also constructs confidence intervals or bounds for each mean and for the difference between the means. Of particular interest is the confidence interval for the difference between the means, which extends from -8,44123 to -0,952106. Since the interval does not contain the value 0, there is a statistically significant difference between the means of the two samples at the 95,0% confidence level.

A t-test may also be used to test a specific hypothesis about the difference between the means of the populations from which the two samples come. In this case, the test has been constructed to determine whether the difference between the two means equals 0,0 versus the alternative hypothesis that the difference does not equal 0,0. Since the computed P-value is less than 0,05, we can reject the null hypothesis in favor of the alternative.

7.9.3. Comparison of Standard Deviations

Tabulka 7.18

	<i>BM</i>	<i>kontrola</i>
Standard deviation	3,80173	3,41433
Variance	14,4531	11,6577
Df	14	5

Ratio of Variances = 1,2398

95,0% Confidence Intervals

Standard deviation of BM: [2,78335; 5,9957]

Standard deviation of kontrola: [2,13125; 8,37404]

Ratio of Variances: [0,192048; 4,5419]

F-test to Compare Standard Deviations

Null hypothesis: $\sigma_1 = \sigma_2$

Alt. hypothesis: $\sigma_1 \neq \sigma_2$

F = 1,2398 P-value = 0,872606

Do not reject the null hypothesis for $\alpha = 0,05$.

The StatAdvisor

This option runs an F-test to compare the variances of the two samples. It also constructs confidence intervals or bounds for each standard deviation and for the ratio of the variances. Of particular interest is the confidence interval for the ratio of the variances, which extends from 0,192048 to 4,5419. Since the interval contains the value 1, there is not a statistically significant difference between the standard deviations of the two samples at the 95,0% confidence level.

An F-test may also be used to test a specific hypothesis about the standard deviations of the populations from which the two samples come. In this case, the test has been constructed to determine whether the ratio of the standard deviations equals 1,0 versus the alternative hypothesis that the ratio does not equal 1,0. Since the computed P-value is not less than 0,05, we cannot reject the null hypothesis.

7.9.4. Kolmogorov-Smirnov Test

Estimated overall statistic DN = 0,733333

Two-sided large sample K-S statistic = 1,51814

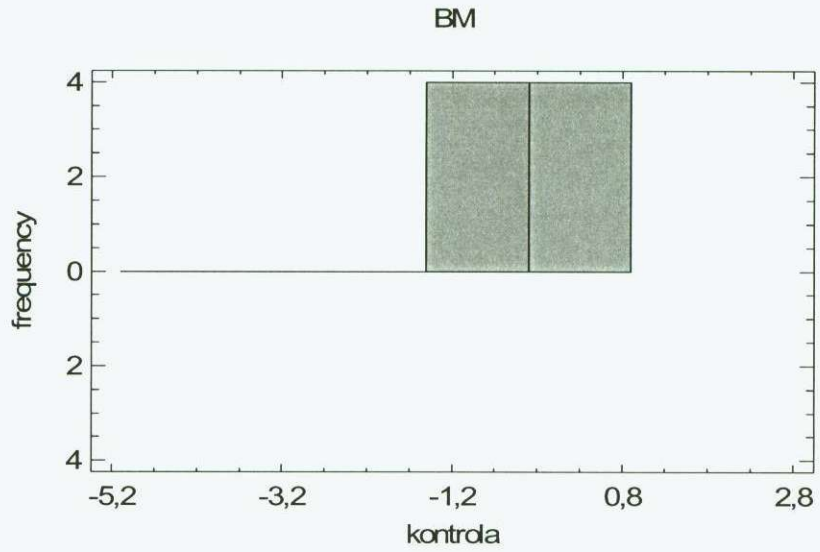
Approximate P value = 0,0199131

The StatAdvisor

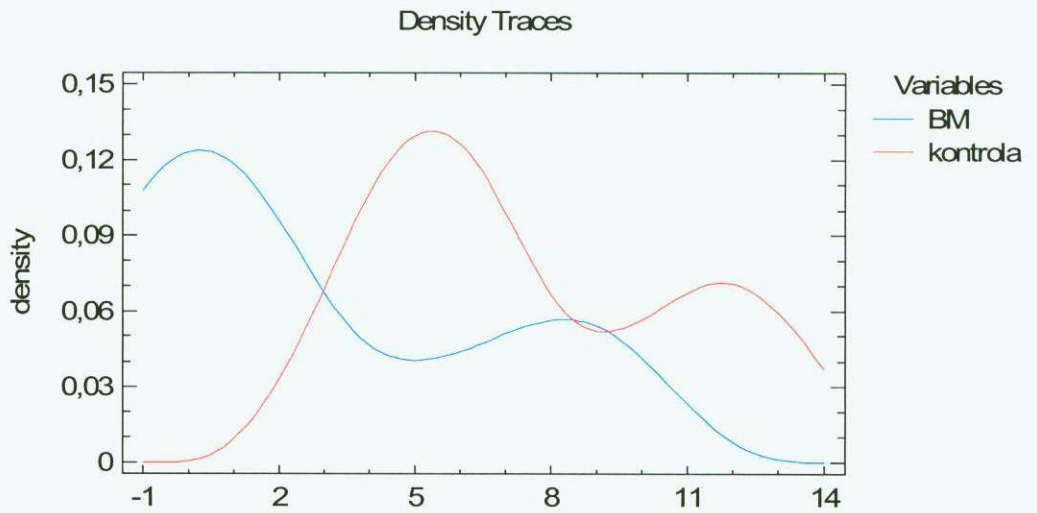
This option runs a Kolmogorov-Smirnov test to compare the distributions of the two samples. This test is performed by computing the maximum distance between the cumulative distributions of the two samples. In this case, the maximum

distance is 0,733333, which you can see visually by selecting Quantile Plot from the list of Graphical Options. Of particular interest is the approximate P-value for the test. Since the P-value is less than 0,05, there is a statistically significant difference between the two distributions at the 95,0% confidence level.

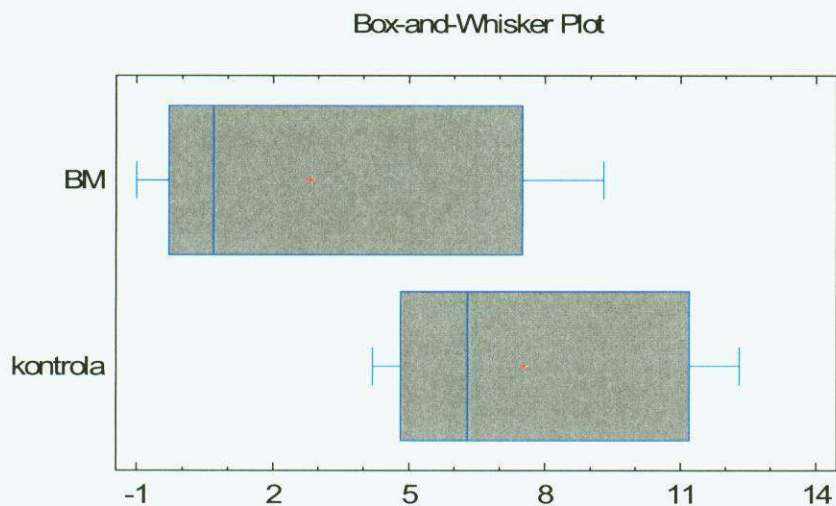
Graf 38



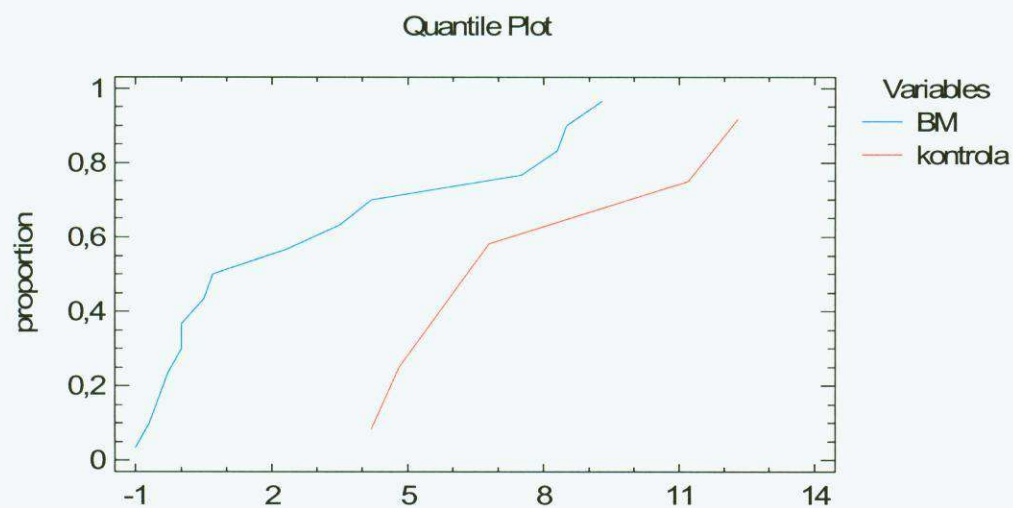
Graf 39



Graf 40



Graf 41



7.10. Výsledky hodnocení kvality siláží podle DLG systému

7.10.1. Summary Statistics

Tabulka 7.19

	<i>A.Kontrola</i>	<i>A.BM</i>
Count	6	15
Average	85,8333	88,3333
Standard deviation	4,91596	6,45497
Coeff. of variation	5,72733%	7,30752%
Minimum	80,0	80,0
Maximum	95,0	100,0
Range	15,0	20,0
Std. skewness	1,43796	0,417221
Std. kurtosis	1,80143	-0,90177

The StatAdvisor

This table shows summary statistics for the two samples of data. Other tabular options within this analysis can be used to test whether differences between the statistics from the two samples are statistically significant. Of particular interest here are the standardized skewness and standardized kurtosis, which can be used to determine whether the samples come from normal distributions. Values of these statistics outside the range of -2 to +2 indicate significant departures from normality, which would tend to invalidate the tests which compare the standard deviations. In this case, both standardized skewness values are within the range expected. Both standardized kurtosis values are within the range expected.

7.10.2. Comparison of Means

95,0% confidence interval for mean of A.Kontrola: 85,8333 +/- 5,159 [80,6743; 90,9923]

95,0% confidence interval for mean of A.BM: 88,3333 +/- 3,57465 [84,7587; 91,908]

95,0% confidence interval for the difference between the means

assuming equal variances: -2,5 +/- 6,15495 [-8,65495; 3,65495]

t test to compare means

Null hypothesis: mean1 = mean2

Alt. hypothesis: mean1 NE mean2

assuming equal variances: t = -0,85014 P-value = 0,405833

Do not reject the null hypothesis for alpha = 0,05.

The StatAdvisor

This option runs a t-test to compare the means of the two samples. It also constructs confidence intervals or bounds for each mean and for the difference between the means. Of particular interest is the confidence interval for the difference between the means, which extends from -8,65495 to 3,65495. Since the interval contains the value 0, there is not a statistically significant difference between the means of the two samples at the 95,0% confidence level.

A t-test may also be used to test a specific hypothesis about the difference between the means of the populations from which the two samples come. In this case, the test has been constructed to determine whether the difference between the two means equals 0,0 versus the alternative hypothesis that the difference does not equal 0,0. Since the computed P-value is not less than 0,05, we cannot reject the null hypothesis.

7.10.3. Comparison of Standard Deviations

Tabulka 7.20

	<i>A.Kontrola</i>	<i>A.BM</i>
Standard deviation	4,91596	6,45497
Variance	24,1667	41,6667
Df	5	14

Ratio of Variances = 0,58

95,0% Confidence Intervals

Standard deviation of A.Kontrola: [3,06858; 12,057]

Standard deviation of A.BM: [4,72586; 10,1801]

Ratio of Variances: [0,158322; 3,74428]

F-test to Compare Standard Deviations

Null hypothesis: $\sigma_1 = \sigma_2$

Alt. hypothesis: $\sigma_1 \neq \sigma_2$

F = 0,58 P-value = 0,570099

Do not reject the null hypothesis for $\alpha = 0,05$.

The StatAdvisor

This option runs an F-test to compare the variances of the two samples. It also constructs confidence intervals or bounds for each standard deviation and for the ratio of the variances. Of particular interest is the confidence interval for the ratio of the variances, which extends from 0,158322 to 3,74428. Since the interval contains the value 1, there is not a statistically significant difference between the standard deviations of the two samples at the 95,0% confidence level.

An F-test may also be used to test a specific hypothesis about the standard deviations of the populations from which the two samples come. In this case, the test has been constructed to determine whether the ratio of the standard deviations equals 1,0 versus the alternative hypothesis that the ratio does not equal 1,0. Since the computed P-value is not less than 0,05, we cannot reject the null hypothesis.

7.10.4. Comparison of Medians

Median of sample 1: 85,0

Median of sample 2: 85,0

Mann-Whitney (Wilcoxon) W test to compare medians

Null hypothesis: median1 = median2

Alt. hypothesis: median1 \neq median2

Average rank of sample 1: 9,41667

Average rank of sample 2: 11,6333

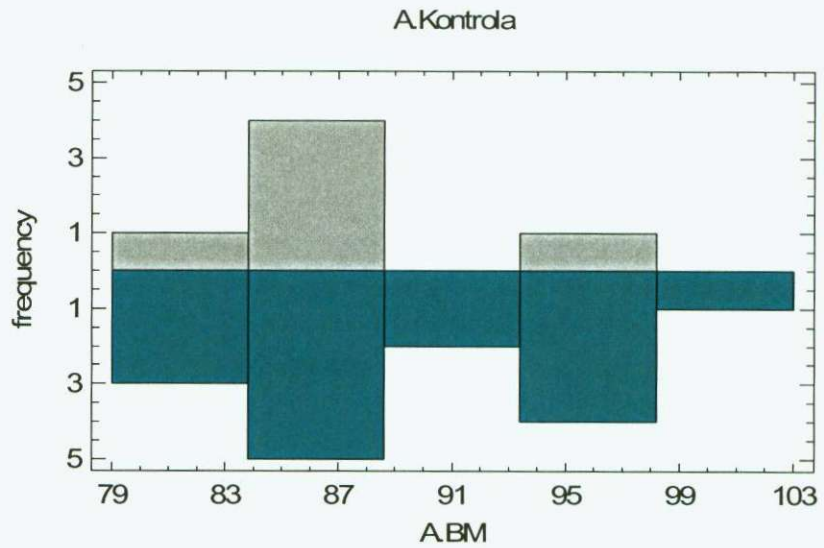
$W = 9,5$ $P\text{-value} = 0,460664$

Do not reject the null hypothesis for $\alpha = 0,05$.

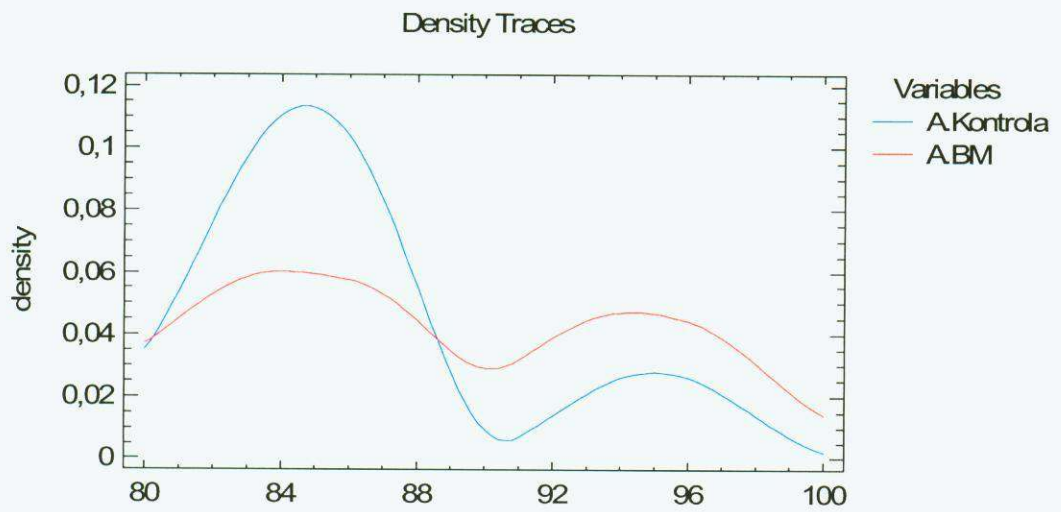
The StatAdvisor

This option runs a Mann-Whitney W test to compare the medians of the two samples. This test is constructed by combining the two samples, sorting the data from smallest to largest, and comparing the average ranks of the two samples in the combined data. Since the P -value is greater than or equal to $0,05$, there is not a statistically significant difference between the medians at the $95,0\%$ confidence level.

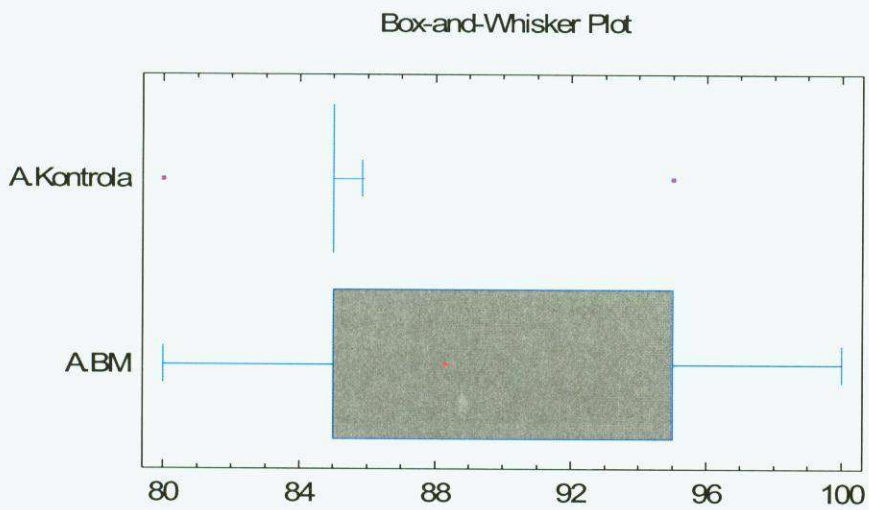
Graf 42



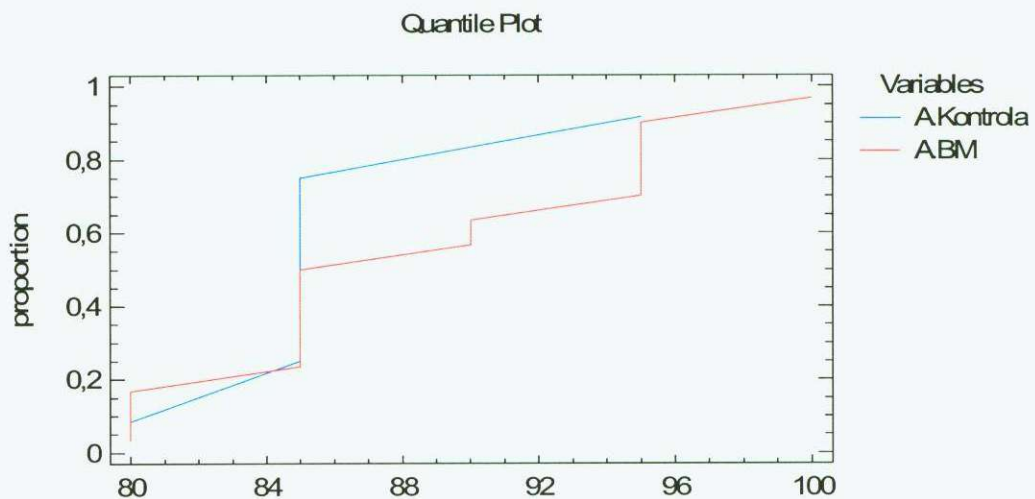
Graf 43



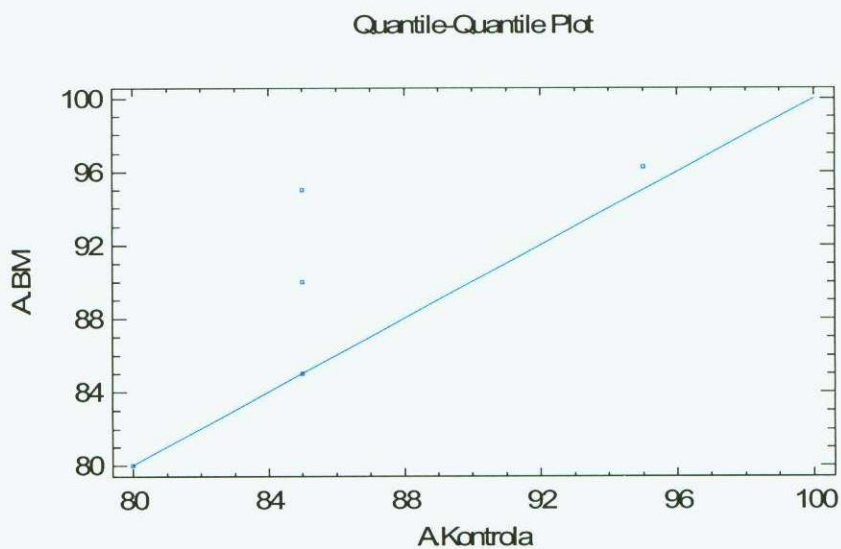
Graf 44



Graf 45



Graf 46



7.11. GLM Model 1

General Linear Models

Number of dependent variables: 1

Number of categorical factors: 0

Number of quantitative factors: 12

A=A.Sušina

B=A.N_látky

C=A.Vláknina

D=A.Tuk

E=A.BNLV

F=A.Popel

G=A.Škrob

H=A.Cukry

I=A.PH

J=A.KVV

K=A.K_mléčná

L=A.K_octová

Tabulka 7.21 Analysis of Variance for A.Konzervant_k

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	3,43855	12	0,286546	2,58	0,1270
Residual	0,666716	6	0,111119		
Total (Corr.)	4,10526	18			

Tabulka 7.22 Type III Sums of Squares

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
A.Sušina	0,810019	1	0,810019	7,29	0,0356
A.N_látky	0,000308455	1	0,000308455	0,00	0,9597
A.Vláknina	0,00565633	1	0,00565633	0,05	0,8290
A.Tuk	0,189037	1	0,189037	1,70	0,2399
A.BNLV	0,0363701	1	0,0363701	0,33	0,5880
A.Popel	0,0920219	1	0,0920219	0,83	0,3979
A.Škrob	0,040182	1	0,040182	0,36	0,5696
A.Cukry	0,785705	1	0,785705	7,07	0,0376
A.PH	0,697658	1	0,697658	6,28	0,0462
A.KVV	0,0511624	1	0,0511624	0,46	0,5227
A.K_mléčná	0,0421163	1	0,0421163	0,38	0,5607

Přílohy

A.K_octová	0,00000488594	1	0,00000488594	0,00	0,9949
Residual	0,666716	6	0,111119		
Total (corrected)	4,10526	18			

Tabulka 7.23 Expected Mean Squares

Source	EMS
A.Sušina	(13)+Q1
A.N_látky	(13)+Q2
A.Vláknina	(13)+Q3
A.Tuk	(13)+Q4
A.BNLV	(13)+Q5
A.Popel	(13)+Q6
A.Škrob	(13)+Q7
A.Cukry	(13)+Q8
A.PH	(13)+Q9
A.KVV	(13)+Q10
A.K_mléčná	(13)+Q11
A.K_octová	(13)+Q12
Residual	(13)

Tabulka 7.24 F-Test Denominators

Source	Df	Mean Square	Denominator
A.Sušina	6,00	0,111119	(13)
A.N_látky	6,00	0,111119	(13)
A.Vláknina	6,00	0,111119	(13)
A.Tuk	6,00	0,111119	(13)
A.BNLV	6,00	0,111119	(13)
A.Popel	6,00	0,111119	(13)
A.Škrob	6,00	0,111119	(13)
A.Cukry	6,00	0,111119	(13)
A.PH	6,00	0,111119	(13)
A.KVV	6,00	0,111119	(13)
A.K_mléčná	6,00	0,111119	(13)
A.K_octová	6,00	0,111119	(13)

7.11.1. Variance Components

Source	Estimate
Residual	0,111119

R-Squared = 83,7595 percent

R-Squared (adjusted for d.f.) = 51,2784 percent

Standard Error of Est. = 0,333346

Mean absolute error = 0,149788

Durbin-Watson statistic = 1,99591 (P=0,2628)

Tabulka 7.25 Residual Analysis

	<i>Estimation</i>	<i>Validation</i>
n	19	
MSE	0,111119	
MAE	0,149788	
MAPE		
ME	-1,50537E-15	
MPE		

The StatAdvisor

This pane summarizes the results of fitting a general linear statistical model relating A.Konzervant_k to 12 predictive factors. Since the P-value in the first ANOVA table for A.Konzervant_k is greater or equal to 0,05, there is not a statistically significant relationship between A.Konzervant_k and the predictor variables at the 95,0% confidence level.

The second ANOVA table for A.Konzervant_k tests the statistical significance of each of the factors as it was entered into the model. Notice that the highest P-value is 0,9949, belonging to L. Since the P-value is greater or equal to 0,05, that term is not statistically significant at the 95,0% confidence level. Consequently, you should consider removing L from the model. The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 83,7595% of the variability in A.Konzervant_k. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 51,2784%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,333346. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,149788 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the P-value is greater than 0,05, there is no indication of serial autocorrelation in the residuals.

The output also summarizes the performance of the model in fitting the data, and in predicting any values withheld from the fitting process.

It displays:

- (1) the mean squared error (MSE)
- (2) the mean absolute error (MAE)
- (3) the mean absolute percentage error (MAPE)
- (4) the mean error (ME)
- (5) the mean percentage error (MPE)

Each of the statistics is based on the residuals. The first three statistics measure the magnitude of the errors. A better model will give a smaller value. The last two statistics measure bias. A better model will give a value close to 0. NOTE: the MAPE and MPE were not calculated because the smallest data value was less than or equal to 0.

Tabulka 7.26 95,0% confidence intervals for coefficient estimates (A.Konzervant_k)

Přílohy

		<i>Standard</i>			
<i>Parameter</i>	<i>Estimate</i>	<i>Error</i>	<i>Lower Limit</i>	<i>Upper Limit</i>	<i>V.I.F.</i>
CONSTANT	-14,3433	27,2731	-81,0783	52,3918	
A.Sušina	-0,00800561	0,00296512	-0,015261	-0,000750213	4,64525
A.N_látky	0,00148238	0,0281357	-0,0673633	0,0703281	7,31496
A.Vláknina	-0,00537113	0,0238064	-0,0636233	0,0528811	48,6035
A.Tuk	-0,0555002	0,0425517	-0,159621	0,0486202	3,33859
A.BNLV	0,0146916	0,0256799	-0,0481449	0,0775282	73,4596
A.Popel	0,0304535	0,0334647	-0,0514318	0,112339	16,0408
A.Škrob	-0,00280724	0,00466831	-0,0142302	0,00861572	8,63536
A.Cukry	-0,0122102	0,00459184	-0,023446	-0,000974307	4,58782
A.PH	2,88889	1,15293	0,067754	5,71002	6,9387
A.KVV	0,000357638	0,000527064	-0,000932044	0,00164732	6,82539
A.K_mléčná	-0,00612997	0,00995699	-0,0304939	0,018234	7,94482
A.K_octová	0,000112064	0,0169	-0,0412408	0,0414649	2,9684

The StatAdvisor

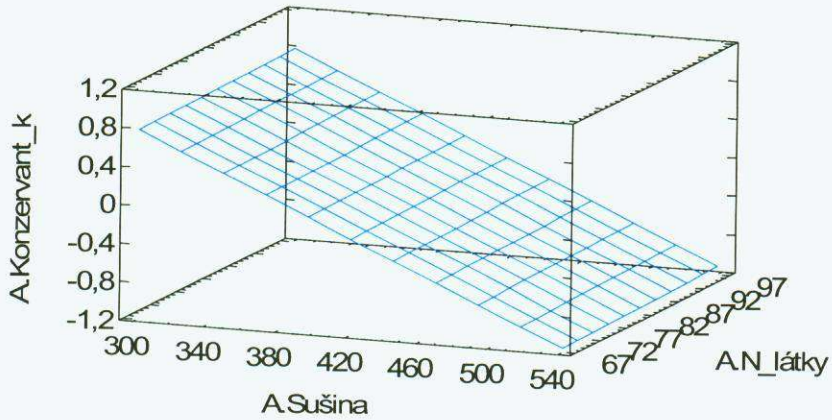
This table shows 95,0% confidence intervals for the coefficients in the model. The equation of the fitted model is

$$A.Konzervant_k = -14,3433 - 0,00800561 * A.Sušina + 0,00148238 * A.N_látky - 0,00537113 * A.Vláknina - 0,0555002 * A.Tuk + 0,0146916 * A.BNLV + 0,0304535 * A.Popel - 0,00280724 * A.Škrob - 0,0122102 * A.Cukry + 2,88889 * A.PH + 0,000357638 * A.KVV - 0,00612997 * A.K_mléčná + 0,000112064 * A.K_octová$$

Confidence intervals show how precisely the coefficients can be estimated given the amount of available data and the noise which is present. Also included are variance inflation factors, which can be used to measure the extent to which the predictor variables are correlated amongst themselves. VIF's above 10, of which there are 3, are usually considered to indicate serious multicollinearity. Serious multicollinearity greatly increases the estimation error of the model coefficients as compared with an orthogonal sample.

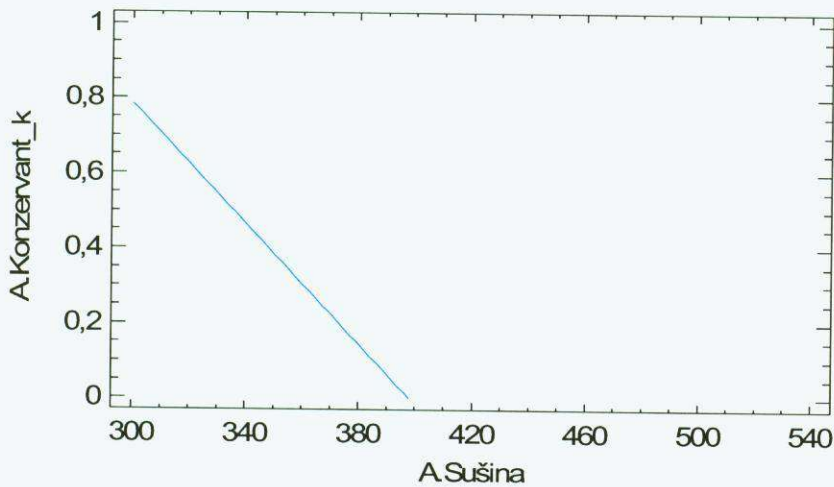
Graf 47

Estimated Response Surface
 A.Máknina=190,0,A.Tuk=35,0,A.BNLV=660,0,A.Popel=44,0,A.Škrob=350,0,A.Cukry=110,



Graf 48

Plot of Fitted Model



A.N_látky=82,0
 A.Máknina=190,0
 A.Tuk=35,0
 A.BNLV=660,0
 A.Popel=44,0
 A.Škrob=350,0
 A.Cukry=110,0
 A.PH=3,9
 A.KW=1950,0
 A.K_mléená=1,0
 A.K_octová=2,0

7.12. Model 2

General Linear Models

Number of dependent variables: 1

Number of categorical factors: 0

Number of quantitative factors: 12

A=A.Sušina

B=A.N_látky

C=A.Vláknina

D=A.Tuk

E=A.BNLV

F=A.Popel

G=A.Škrob

H=A.Cukry

I=A.PH

J=A.KVV

K=A.K_mléčná

L=A.K_octová

Tabulka 7.27 Analysis of Variance for A.Konzervant_

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	3,38162	11	0,30742	2,97	0,0793
Residual	0,723638	7	0,103377		
Total (Corr.)	4,10526	18			

Tabulka 7.28 Type III Sums of Squares

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
A.Sušina	1,0175	1	1,0175	9,84	0,0164
A.N_látky	0,0000248122	1	0,0000248122	0,00	0,9881
A.Vláknina	0,0210975	1	0,0210975	0,20	0,6651
A.Tuk	0,159408	1	0,159408	1,54	0,2543
A.BNLV	0,0256446	1	0,0256446	0,25	0,6337
A.Popel	0,075002	1	0,075002	0,73	0,4225
A.Škrob	0,190845	1	0,190845	1,85	0,2164
A.Cukry	0,729412	1	0,729412	7,06	0,0326
A.PH	0,69323	1	0,69323	6,71	0,0360
A.KVV	0,0107796	1	0,0107796	0,10	0,7562
A.K_mléčná*A.K_octová	0,0085548	1	0,0085548	0,08	0,7819
Residual	0,723638	7	0,103377		
Total (corrected)	4,10526	18			

Tabulka 7.29 Expected Mean Squares

Source	EMS
A.Sušina	(12)+Q1
A.N_látky	(12)+Q2
A.Vláknina	(12)+Q3
A.Tuk	(12)+Q4
A.BNLV	(12)+Q5
A.Popel	(12)+Q6
A.Škrob	(12)+Q7
A.Cukry	(12)+Q8
A.PH	(12)+Q9
A.KVV	(12)+Q10
A.K_mléčná*A.K_octová	(12)+Q11
Residual	(12)

Tabulka 7.30 F-Test Denominators

Source	Df	Mean Square	Denominator
A.Sušina	7,00	0,103377	(12)
A.N_látky	7,00	0,103377	(12)
A.Vláknina	7,00	0,103377	(12)
A.Tuk	7,00	0,103377	(12)
A.BNLV	7,00	0,103377	(12)
A.Popel	7,00	0,103377	(12)
A.Škrob	7,00	0,103377	(12)
A.Cukry	7,00	0,103377	(12)
A.PH	7,00	0,103377	(12)
A.KVV	7,00	0,103377	(12)
A.K_mléčná*A.K_octová	7,00	0,103377	(12)

7.12.1. Variance Components

Source	Estimate
Residual	0,103377

R-Squared = 82,3729 percent

R-Squared (adjusted for d.f.) = 54,6732 percent

Standard Error of Est. = 0,321523

Mean absolute error = 0,15683

Durbin-Watson statistic = 2,07358 (P=0,2831)

Tabulka 7.31 Residual Analysis

	Estimation	Validation

n	19	
MSE	0,103377	
MAE	0,15683	
MAPE		
ME	1,62881E-16	
MPE		

The StatAdvisor

This pane summarizes the results of fitting a general linear statistical model relating A.Konzervant_k to 12 predictive factors. Since the P-value in the first ANOVA table for A.Konzervant_k is greater or equal to 0,05, there is not a statistically significant relationship between A.Konzervant_k and the predictor variables at the 95,0% confidence level.

The second ANOVA table for A.Konzervant_k tests the statistical significance of each of the factors as it was entered into the model. Notice that the highest P-value is 0,9881, belonging to B. Since the P-value is greater or equal to 0,05, that term is not statistically significant at the 95,0% confidence level. Consequently, you should consider removing B from the model. The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 82,3729% of the variability in A.Konzervant_k. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 54,6732%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,321523. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,15683 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the P-value is greater than 0,05, there is no indication of serial autocorrelation in the residuals.

The output also summarizes the performance of the model in fitting the data, and in predicting any values withheld from the fitting process.

It displays:

- (1) the mean squared error (MSE)
- (2) the mean absolute error (MAE)
- (3) the mean absolute percentage error (MAPE)
- (4) the mean error (ME)
- (5) the mean percentage error (MPE)

Each of the statistics is based on the residuals. The first three statistics measure the magnitude of the errors. A better model will give a smaller value. The last two statistics measure bias. A better model will give a value close to 0. NOTE: the MAPE and MPE were not calculated because the smallest data value was less than or equal to 0.

Tabulka 7.32 95,0% confidence intervals for coefficient estimates (A.Konzervant_k)

		Standard			
Parameter	Estimate	Error	Lower Limit	Upper Limit	V.I.F.
CONSTANT	-9,90726	24,962	-68,9331	49,1186	
A.Sušina	-0,00849139	0,0027066	-0,0148915	-0,00209129	4,16045
A.N_látky	0,000415516	0,0268205	-0,063005	0,063836	7,1449
A.Vlákna	-0,00996636	0,0220614	-0,0621334	0,0422007	44,8657

Přílohy

A.Tuk	-0,0499325	0,0402105	-0,145015	0,0451505	3,20461
A.BNLV	0,0118056	0,023703	-0,0442431	0,0678544	67,2721
A.Popel	0,0258048	0,0302953	-0,0458324	0,0974419	14,1309
A.Škrob	-0,00476189	0,0035047	-0,0130492	0,00352542	5,23153
A.Cukry	-0,0117075	0,00440746	-0,0221295	-0,00128546	4,54335
A.PH	2,70796	1,04572	0,235219	5,18069	6,13572
A.KVV	0,00014096	0,000436522	-0,000891254	0,00117317	5,03246
A.K_mléčná*A.K_octová	-0,0000417611	0,000145171	-0,000385036	0,000301514	2,0972

The StatAdvisor

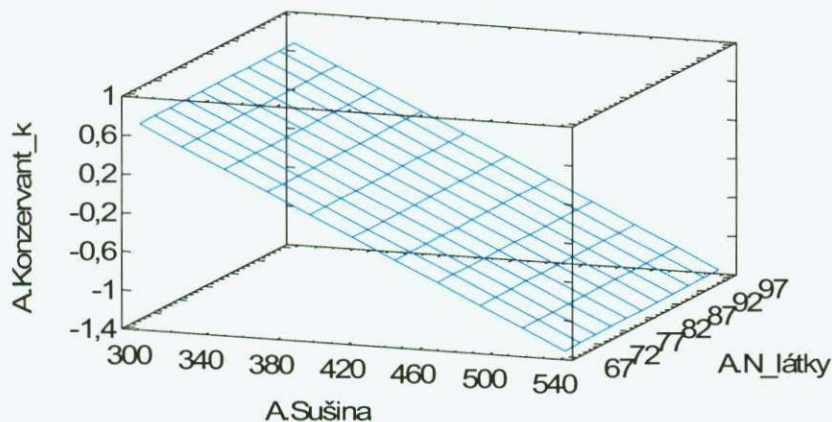
This table shows 95,0% confidence intervals for the coefficients in the model. The equation of the fitted model is

$$A.Konzervant_k = -9,90726 - 0,00849139 * A.Sušina + 0,000415516 * A.N_látky - 0,00996636 * A.Vláknina - 0,0499325 * A.Tuk + 0,0118056 * A.BNLV + 0,0258048 * A.Popel - 0,00476189 * A.Škrob - 0,0117075 * A.Cukry + 2,70796 * A.PH + 0,00014096 * A.KVV - 0,0000417611 * A.K_mléčná * A.K_octová$$

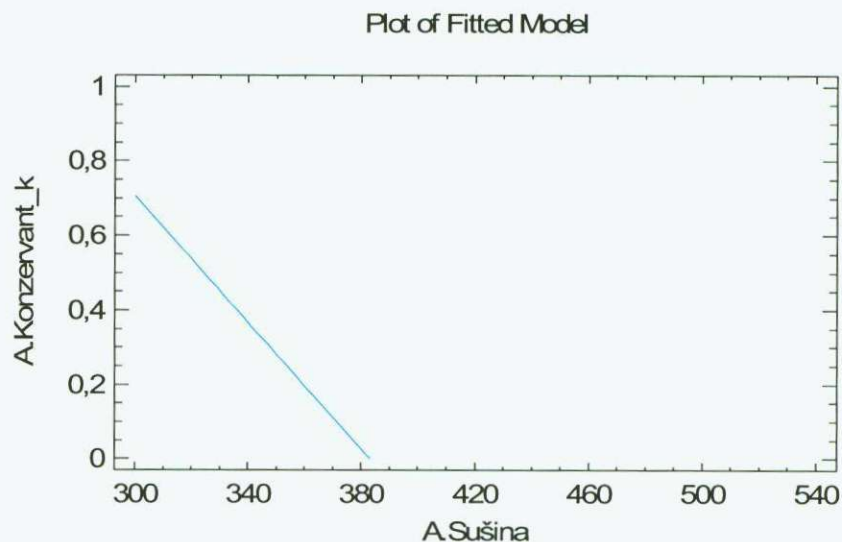
Confidence intervals show how precisely the coefficients can be estimated given the amount of available data and the noise which is present. Also included are variance inflation factors, which can be used to measure the extent to which the predictor variables are correlated amongst themselves. VIF's above 10, of which there are 3, are usually considered to indicate serious multicollinearity. Serious multicollinearity greatly increases the estimation error of the model coefficients as compared with an orthogonal sample.

Graf 49

Estimated Response Surface
A.Vláknina=190,0, A.Tuk=35,0, A.BNLV=660,0, A.Popel=44,0, A.Škrob=350,0, A.Cukry=110,



Graf 50



7.13. Model 3

General Linear Models

Number of dependent variables: 1

Number of categorical factors: 0

Number of quantitative factors: 12

A=A.Sušina

B=A.N_látky

C=A.Vláknina

D=A.Tuk

E=A.BNLV

F=A.Popel

G=A.Škrob

H=A.Cukry

I=A.PH

J=A.KVV

K=A.K_mléčná

L=A.K_octová

Tabulka 7.33 Analysis of Variance for A.Konzervant_k

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	3,02279	9	0,335865	2,79	0,0710
Residual	1,08248	9	0,120275		

Přílohy

Total (Corr.)	4,10526	18			
---------------	---------	----	--	--	--

Tabulka 7.34 Type III Sums of Squares

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
A.Sušina*A.Vláknina*A.N_látky	0,66495	1	0,66495	5,53	0,0432
A.Tuk	0,194905	1	0,194905	1,62	0,2349
A.BNLV	0,0129201	1	0,0129201	0,11	0,7506
A.Popel	0,0972222	1	0,0972222	0,81	0,3920
A.Škrob	0,0274588	1	0,0274588	0,23	0,6442
A.Cukry	0,434411	1	0,434411	3,61	0,0898
A.PH	0,485504	1	0,485504	4,04	0,0754
A.KVV	0,0252252	1	0,0252252	0,21	0,6578
A.K_mléčná*A.K_octová	0,048829	1	0,048829	0,41	0,5399
Residual	1,08248	9	0,120275		
Total (corrected)	4,10526	18			

Tabulka 7.35 Expected Mean Squares

Source	EMS
A.Sušina*A.Vláknina*A.N_látky	(10)+Q1
A.Tuk	(10)+Q2
A.BNLV	(10)+Q3
A.Popel	(10)+Q4
A.Škrob	(10)+Q5
A.Cukry	(10)+Q6
A.PH	(10)+Q7
A.KVV	(10)+Q8
A.K_mléčná*A.K_octová	(10)+Q9
Residual	(10)

Tabulka 7.36 F-Test Denominators

Source	Df	Mean Square	Denominator
A.Sušina*A.Vláknina*A.N_látky	9,00	0,120275	(10)
A.Tuk	9,00	0,120275	(10)
A.BNLV	9,00	0,120275	(10)
A.Popel	9,00	0,120275	(10)
A.Škrob	9,00	0,120275	(10)
A.Cukry	9,00	0,120275	(10)
A.PH	9,00	0,120275	(10)
A.KVV	9,00	0,120275	(10)
A.K_mléčná*A.K_octová	9,00	0,120275	(10)

7.13.1. Variance Components

<i>Source</i>	<i>Estimate</i>
Residual	0,120275

R-Squared = 73,632 percent

R-Squared (adjusted for d.f.) = 47,264 percent

Standard Error of Est. = 0,346807

Mean absolute error = 0,192673

Durbin-Watson statistic = 2,06986 (P=0,2487)

Tabulka 7.37 Residual Analysis

	<i>Estimation</i>	<i>Validation</i>
n	19	
MSE	0,120275	
MAE	0,192673	
MAPE		
ME	2,35192E-16	
MPE		

The StatAdvisor

This pane summarizes the results of fitting a general linear statistical model relating A.Konzervant_k to 12 predictive factors. Since the P-value in the first ANOVA table for A.Konzervant_k is greater or equal to 0,05, there is not a statistically significant relationship between A.Konzervant_k and the predictor variables at the 95,0% confidence level.

The second ANOVA table for A.Konzervant_k tests the statistical significance of each of the factors as it was entered into the model. Notice that the highest P-value is 0,7506, belonging to E. Since the P-value is greater or equal to 0,05, that term is not statistically significant at the 95,0% confidence level. Consequently, you should consider removing E from the model. The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 73,632% of the variability in A.Konzervant_k. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 47,264%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,346807. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,192673 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the P-value is greater than 0,05, there is no indication of serial autocorrelation in the residuals.

The output also summarizes the performance of the model in fitting the data, and in predicting any values withheld from the fitting process.

It displays:

- (1) the mean squared error (MSE)
- (2) the mean absolute error (MAE)
- (3) the mean absolute percentage error (MAPE)

Přílohy

(4) the mean error (ME)

(5) the mean percentage error (MPE)

Each of the statistics is based on the residuals. The first three statistics measure the magnitude of the errors. A better model will give a smaller value. The last two statistics measure bias. A better model will give a value close to 0. NOTE: the MAPE and MPE were not calculated because the smallest data value was less than or equal to 0.

Tabulka 7.38 95,0% confidence intervals for coefficient estimates (A.Konzervant_k)

		<i>Standard</i>			
<i>Parameter</i>	<i>Estimate</i>	<i>Error</i>	<i>Lower Limit</i>	<i>Upper Limit</i>	<i>V.I.F.</i>
CONSTANT	-5,5924	8,79337	-25,4844	14,2996	
A.Sušina*A.Vláknina*A.N_látky	-3,90219E-7	1,65959E-7	-7,65645E-7	-1,47918E-8	3,88319
A.Tuk	-0,0528245	0,0414965	-0,146696	0,0410473	2,93337
A.BNLV	0,00262106	0,0079971	-0,0154697	0,0207118	6,58176
A.Popel	0,0191154	0,0212612	-0,0289809	0,0672116	5,98193
A.Škrob	-0,00137671	0,00288131	-0,00789469	0,00514127	3,03917
A.Cukry	-0,00806705	0,00424475	-0,0176694	0,00153526	3,62202
A.PH	2,12095	1,05566	-0,267113	4,50902	5,37438
A.KVV	0,000208547	0,000455381	-0,000821599	0,00123869	4,70722
A.K_mléčná*A.K_octová	-0,0000920704	0,0001445	-0,000418954	0,000234813	1,78594

The StatAdvisor

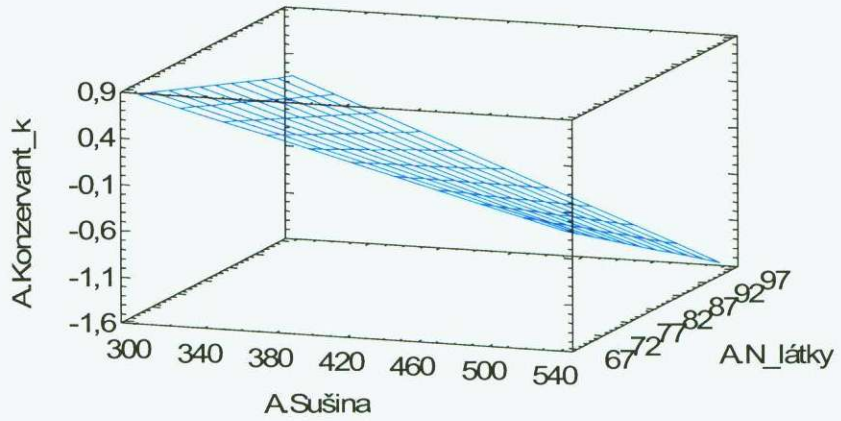
This table shows 95,0% confidence intervals for the coefficients in the model. The equation of the fitted model is

$$A.Konzervant_k = -5,5924 - 3,90219E-7*A.Sušina*A.Vláknina*A.N_látky - 0,0528245*A.Tuk + 0,00262106*A.BNLV + 0,0191154*A.Popel - 0,00137671*A.Škrob - 0,00806705*A.Cukry + 2,12095*A.PH + 0,000208547*A.KVV - 0,0000920704*A.K_mléčná*A.K_octová$$

Confidence intervals show how precisely the coefficients can be estimated given the amount of available data and the noise which is present. Also included are variance inflation factors, which can be used to measure the extent to which the predictor variables are correlated amongst themselves. VIF's above 10, of which there are 0, are usually considered to indicate serious multicollinearity. Serious multicollinearity greatly increases the estimation error of the model coefficients as compared with an orthogonal sample.

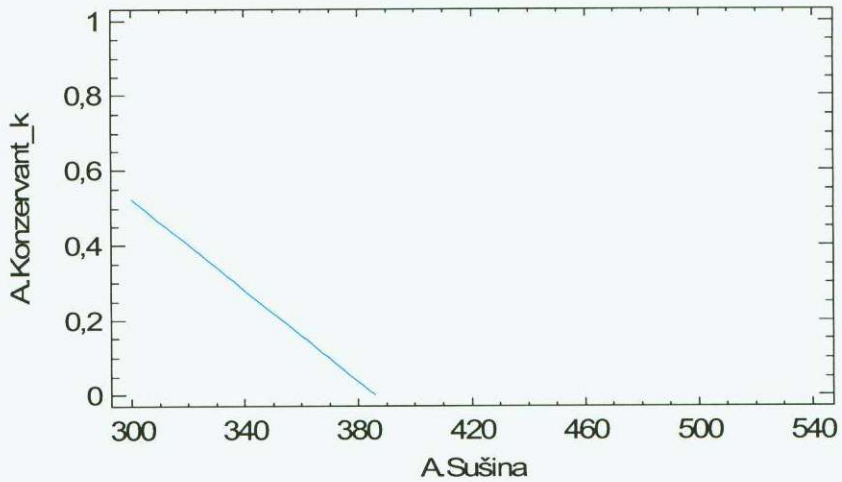
Graf 51

Estimated Response Surface
 A.Vláknina=190,0,A.Tuk=35,0,A.BNLV=660,0,A.Popel=44,0,A.Škrob=350,0,A.Cukry=110,0



Graf 52

Plot of Fitted Model



A.N_látky=82,0
 A.Vláknina=190,0
 A.Tuk=35,0
 A.BNLV=660,0
 A.Popel=44,0
 A.Škrob=350,0
 A.Cukry=110,0
 A.PH=3,9
 A.KW=1950,0
 A.K_mléená=1,0
 A.K_octová=20,0

7.14. Model 4

General Linear Models

Number of dependent variables: 1

Number of categorical factors: 0

Number of quantitative factors: 12

A=A.Sušina

B=A.N_látky

C=A.Vláknina

D=A.Tuk

E=A.BNLV

F=A.Popel

G=A.Škrob

H=A.Cukry

I=A.PH

J=A.KVV

K=A.K_mléčná

L=A.K_octová

Tabulka 7.39 Analysis of Variance for A.Konzervant_k

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	3,06036	7	0,437194	4,60	0,0124
Residual	1,0449	11	0,0949912		
Total (Corr.)	4,10526	18			

Tabulka 7.40 Type III Sums of Squares

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
A.Sušina*A.Vláknina*A.N_látky	1,02198	1	1,02198	10,76	0,0073
A.BNLV	0,0388255	1	0,0388255	0,41	0,5357
A.Popel	0,0884662	1	0,0884662	0,93	0,3553
A.Škrob*A.Cukry*A.Tuk	1,46625	1	1,46625	15,44	0,0024
A.PH	0,656786	1	0,656786	6,91	0,0234
A.KVV	0,00532286	1	0,00532286	0,06	0,8172
A.K_mléčná*A.K_octová	0,0158454	1	0,0158454	0,17	0,6908
Residual	1,0449	11	0,0949912		
Total (corrected)	4,10526	18			

Tabulka 7.41 Expected Mean Squares

Source	EMS
A.Sušina*A.Vláknina*A.N_látky	(8)+Q1
A.BNLV	(8)+Q2

A.Popel	(8)+Q3
A.Škrob*A.Cukry*A.Tuk	(8)+Q4
A.PH	(8)+Q5
A.KVV	(8)+Q6
A.K_mléčná*A.K_octová	(8)+Q7
Residual	(8)

Tabulka 7.42 F-Test Denominators

Source	Df	Mean Square	Denominator
A.Sušina*A.Vláknina*A.N_látky	11,00	0,0949912	(8)
A.BNLV	11,00	0,0949912	(8)
A.Popel	11,00	0,0949912	(8)
A.Škrob*A.Cukry*A.Tuk	11,00	0,0949912	(8)
A.PH	11,00	0,0949912	(8)
A.KVV	11,00	0,0949912	(8)
A.K_mléčná*A.K_octová	11,00	0,0949912	(8)

7.14.1. Variance Components

Source	Estimate
Residual	0,0949912

R-Squared = 74,5472 percent

R-Squared (adjusted for d.f.) = 58,35 percent

Standard Error of Est. = 0,308206

Mean absolute error = 0,188655

Durbin-Watson statistic = 1,84847 (P=0,1533)

Tabulka 7.43 Residual Analysis

	Estimation	Validation
n	19	
MSE	0,0949912	
MAE	0,188655	
MAPE		
ME	-4,82071E-17	
MPE		

The StatAdvisor

This pane summarizes the results of fitting a general linear statistical model relating A.Konzervant_k to 12 predictive factors. Since the P-value in the first ANOVA table for A.Konzervant_k is less than 0,05, there is a statistically significant relationship between A.Konzervant_k and the predictor variables at the 95,0% confidence level.

Přílohy

The second ANOVA table for A.Konzervant_k tests the statistical significance of each of the factors as it was entered into the model. Notice that the highest P-value is 0,8172, belonging to J. Since the P-value is greater or equal to 0,05, that term is not statistically significant at the 95,0% confidence level. Consequently, you should consider removing J from the model. The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 74,5472% of the variability in A.Konzervant_k. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 58,35%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,308206. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,188655 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the P-value is greater than 0,05, there is no indication of serial autocorrelation in the residuals.

The output also summarizes the performance of the model in fitting the data, and in predicting any values withheld from the fitting process.

It displays:

- (1) the mean squared error (MSE)
- (2) the mean absolute error (MAE)
- (3) the mean absolute percentage error (MAPE)
- (4) the mean error (ME)
- (5) the mean percentage error (MPE)

Each of the statistics is based on the residuals. The first three statistics measure the magnitude of the errors. A better model will give a smaller value. The last two statistics measure bias. A better model will give a value close to 0. NOTE: the MAPE and MPE were not calculated because the smallest data value was less than or equal to 0.

Tabulka 7.44 95,0% confidence intervals for coefficient estimates (A.Konzervant_k)

		<i>Standard</i>			
<i>Parameter</i>	<i>Estimate</i>	<i>Error</i>	<i>Lower Limit</i>	<i>Upper Limit</i>	<i>V.I.F.</i>
CONSTANT	-6,79301	6,96313	-22,1188	8,53278	
A.Sušina*A.Vláknina*A.N_látky	-3,89069E-7	1,18617E-7	-6,50143E-7	-1,27994E-7	2,51172
A.BNLV	0,00420671	0,00658	-0,0102758	0,0186892	5,64185
A.Popel	0,0176572	0,0182968	-0,0226139	0,0579284	5,60932
A.Škrob*A.Cukry*A.Tuk	-8,94944E-7	2,27789E-7	-0,00000139631	-3,93583E-7	1,72026
A.PH	1,71527	0,652324	0,279516	3,15103	2,59838
A.KVV	0,0000831127	0,000351105	-0,000689665	0,00085589	3,54307
A.K_mléčná*A.K_octová	-0,0000506587	0,000124035	-0,000323659	0,000222341	1,66614

The StatAdvisor

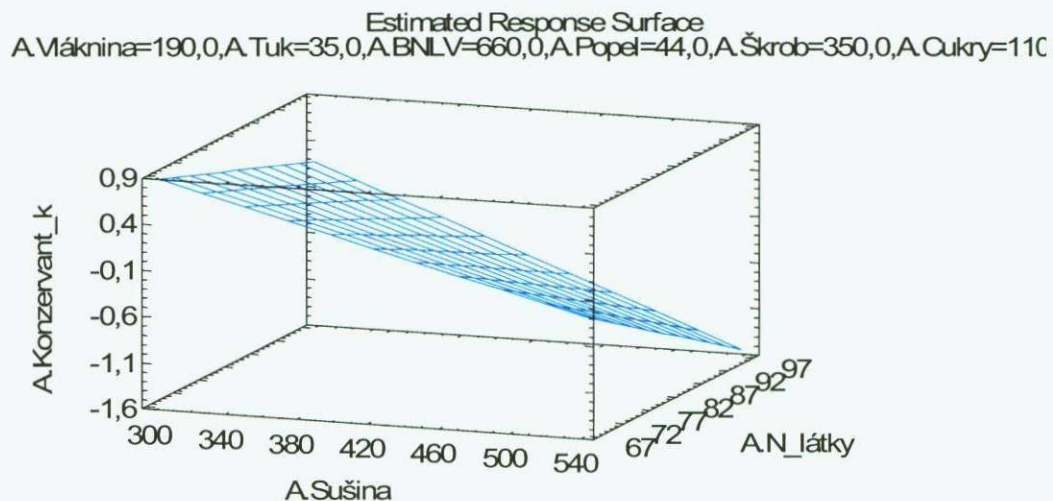
This table shows 95,0% confidence intervals for the coefficients in the model. The equation of the fitted model is

$$A.Konzervant_k = -6,79301 - 3,89069E-7 * A.Sušina * A.Vláknina * A.N_látky + 0,00420671 * A.BNLV + 0,0176572 * A.Popel - 8,94944E-7 * A.Škrob * A.Cukry * A.Tuk + 1,71527 * A.PH + 0,0000831127 * A.KVV - 0,0000506587 * A.K_mléčná * A.K_octová$$

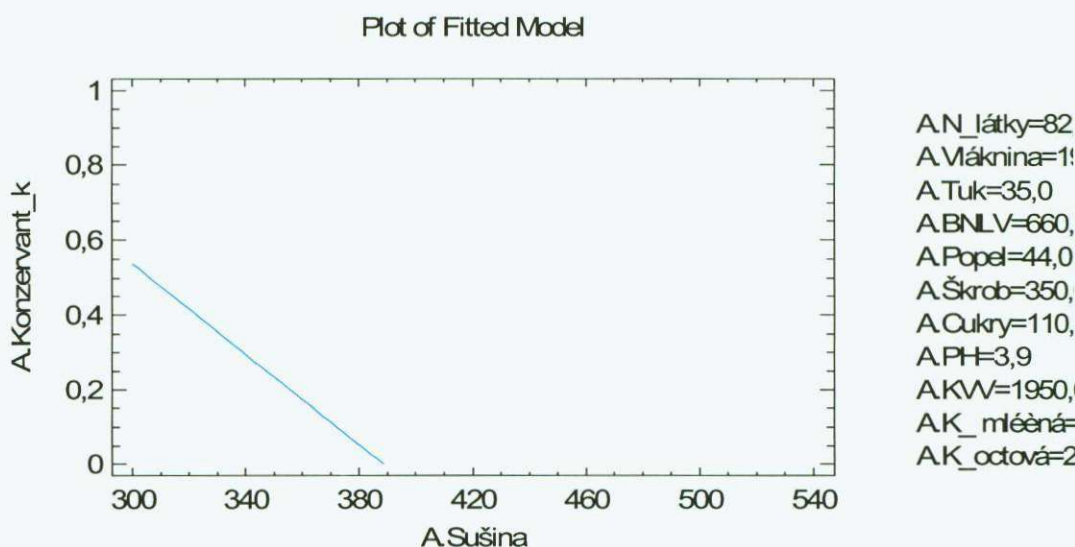
Přílohy

Confidence intervals show how precisely the coefficients can be estimated given the amount of available data and the noise which is present. Also included are variance inflation factors, which can be used to measure the extent to which the predictor variables are correlated amongst themselves. VIF's above 10, of which there are 0, are usually considered to indicate serious multicollinearity. Serious multicollinearity greatly increases the estimation error of the model coefficients as compared with an orthogonal sample.

Graf 53



Graf 54



A.Škrob*A.Cukry*A.Tuk	(8)+Q4
A.PH	(8)+Q5
A.KVV	(8)+Q6
A.K_mléčná*A.K_octová	(8)+Q7
Residual	(8)

Tabulka 7.48 F-Test Denominators

Source	Df	Mean Square	Denominator
A.Sušina*A.Vláknina	11,00	0,0812094	(8)
A.N_látky	11,00	0,0812094	(8)
A.BNLV*A.Popel	11,00	0,0812094	(8)
A.Škrob*A.Cukry*A.Tuk	11,00	0,0812094	(8)
A.PH	11,00	0,0812094	(8)
A.KVV	11,00	0,0812094	(8)
A.K_mléčná*A.K_octová	11,00	0,0812094	(8)

7.15.1. Variance Components

Source	Estimate
Residual	0,0812094

R-Squared = 78,2401 percent

R-Squared (adjusted for d.f.) = 64,3928 percent

Standard Error of Est. = 0,284973

Mean absolute error = 0,179821

Durbin-Watson statistic = 1,8221 (P=0,1351)

Tabulka 7.49 Residual Analysis

	Estimation	Validation
n	19	
MSE	0,0812094	
MAE	0,179821	
MAPE		
ME	6,245E-17	
MPE		

The StatAdvisor

This pane summarizes the results of fitting a general linear statistical model relating A.Konzervant_k to 12 predictive factors. Since the P-value in the first ANOVA table for A.Konzervant_k is less than 0,05, there is a statistically significant relationship between A.Konzervant_k and the predictor variables at the 95,0% confidence level.

Přílohy

The second ANOVA table for A.Konzervant_k tests the statistical significance of each of the factors as it was entered into the model. Notice that the highest P-value is 0,9518, belonging to J. Since the P-value is greater or equal to 0,05, that term is not statistically significant at the 95,0% confidence level. Consequently, you should consider removing J from the model. The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 78,2401% of the variability in A.Konzervant_k. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 64,3928%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,284973. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,179821 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the P-value is greater than 0,05, there is no indication of serial autocorrelation in the residuals.

The output also summarizes the performance of the model in fitting the data, and in predicting any values withheld from the fitting process.

It displays:

- (1) the mean squared error (MSE)
- (2) the mean absolute error (MAE)
- (3) the mean absolute percentage error (MAPE)
- (4) the mean error (ME)
- (5) the mean percentage error (MPE)

Each of the statistics is based on the residuals. The first three statistics measure the magnitude of the errors. A better model will give a smaller value. The last two statistics measure bias. A better model will give a value close to 0. NOTE: the MAPE and MPE were not calculated because the smallest data value was less than or equal to 0.

Tabulka 7.50 95,0% confidence intervals for coefficient estimates (A.Konzervant_k)

		<i>Standard</i>			
<i>Parameter</i>	<i>Estimate</i>	<i>Error</i>	<i>Lower Limit</i>	<i>Upper Limit</i>	<i>V.I.F.</i>
CONSTANT	-3,02677	2,70147	-8,97268	2,91915	
A.Sušina*A.Vláknina	-0,0000386827	0,0000094735	-0,0000595337	-0,0000178316	3,95346
A.N_látky	-0,0119613	0,0111844	-0,0365781	0,0126555	1,58164
A.BNLV*A.Popel	0,0000191257	0,0000151394	-0,0000141959	0,0000524474	1,52003
A.Škrob*A.Cukry*A.Tuk	-0,00000116537	2,63699E-7	-0,00000174577	-5,8497E-7	2,69665
A.PH	2,01925	0,626356	0,640646	3,39785	2,80218
A.KVV	-0,0000183079	0,000295986	-0,00066977	0,000633154	2,94528
A.K_mléčná*A.K_octová	-0,0000132653	0,000117184	-0,000271187	0,000244656	1,73955

The StatAdvisor

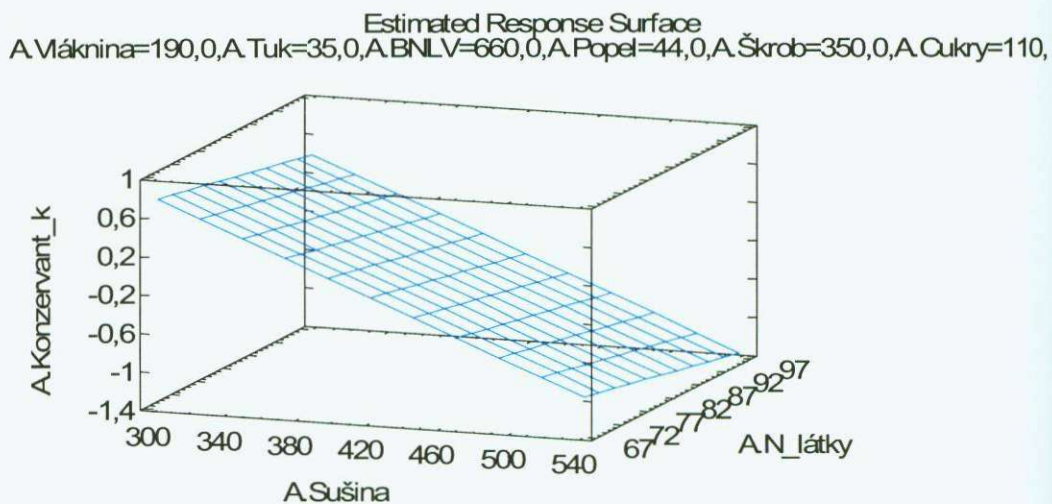
This table shows 95,0% confidence intervals for the coefficients in the model. The equation of the fitted model is

$$A.Konzervant_k = -3,02677 - 0,0000386827 * A.Sušina * A.Vláknina - 0,0119613 * A.N_látky + 0,0000191257 * A.BNLV * A.Popel - 0,00000116537 * A.Škrob * A.Cukry * A.Tuk + 2,01925 * A.PH - 0,0000183079 * A.KVV - 0,0000132653 * A.K_mléčná * A.K_octová$$

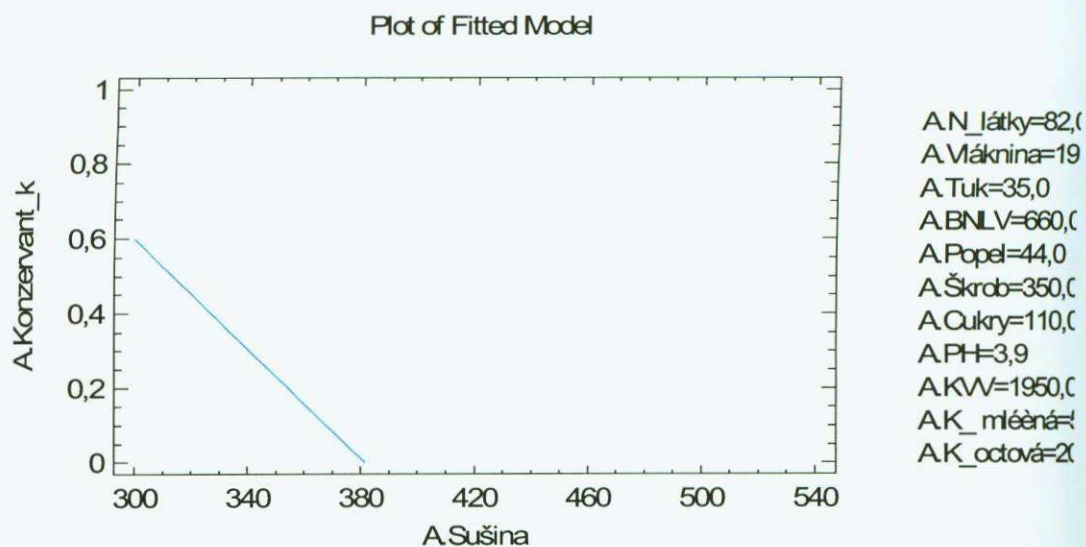
Přílohy

Confidence intervals show how precisely the coefficients can be estimated given the amount of available data and the noise which is present. Also included are variance inflation factors, which can be used to measure the extent to which the predictor variables are correlated amongst themselves. VIF's above 10, of which there are 0, are usually considered to indicate serious multicollinearity. Serious multicollinearity greatly increases the estimation error of the model coefficients as compared with an orthogonal sample.

Graf 55



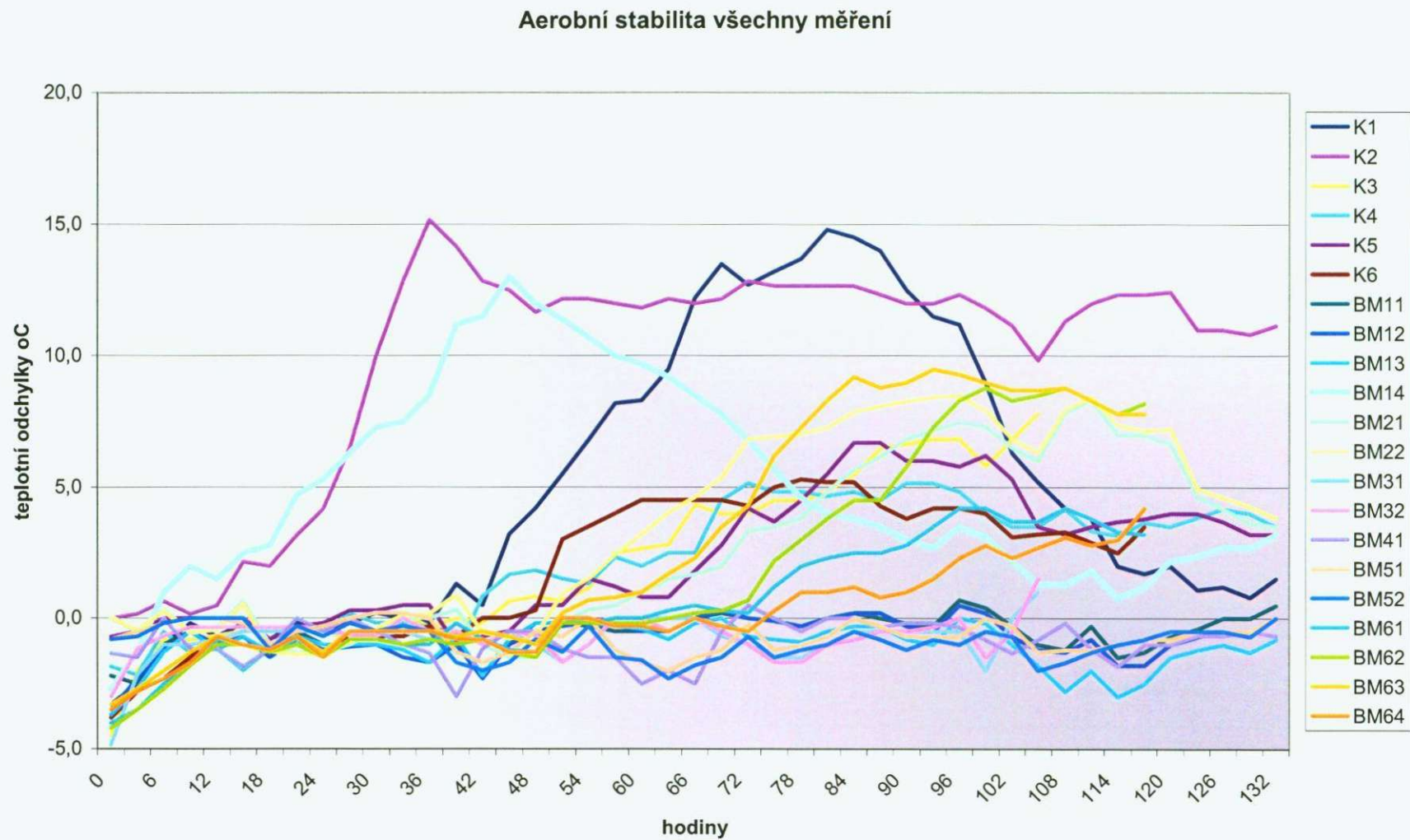
Graf 56



Přílohy

6,41	3,96	1687,00	70,80	13,00	0	0	83,8
------	------	---------	-------	-------	---	---	------

Graf 57 Aerobní stabilita pokus 5 – všechna měření



Graf 58 Aerobní stabilita pokus 5 – průměry skupin

