

新得畜試研究報告
Bull. Shintoku Anim.
Husb. Exp. Stn.

ISSN 0388-0044

北海道立新得畜産試験場研究報告

第 12 号

Bulletin
of the
Hokkaido Prefectural Shintoku
Animal Husbandry Experiment Station

No.12

昭和57年3月

March 1982

北海道立新得畜産試験場

北海道上川郡新得町

Hokkaido Prefectural Shintoku
Animal Husbandry Experiment Station
Shintoku, Hokkaido, Japan

北海道立新得畜産試験研究報告

第 12 号

目 次

ヘレフォード育成雌牛における体重及び体格 5 部位測定値間の相互関係 細野信夫・荘司 勇	1
ホルスタイン雌牛の体重と産乳能力との関連性に関する多変量解析 西村和行・塚本 達	7
とうもろこしサイレー ジの好气的変敗がめん羊の第一胃内発酵と反芻行動並びに消化率に及ぼす影響 出岡謙太郎・坂東 健・岡本全弘	19
イネ科草種を異にするシロクロバ混播草地の収量、植生及び放牧地の <i>in vitro</i> 乾物消化率 川崎 勉・田辺安一	27
十勝山麓地帯のオーチャードグラス主体草地における株の分散構造 竹田芳彦・大原益博・小松輝行	35
場外学術雑誌掲載論文抄録	45

Bulletin
of the
Hokkaido Prefectural Shintoku
Animal Husbandry Experiment Station

No. 12
Contents

Originals

- Relationships among Body Measurements and Live Weights of Hereford Heifer
at Several Months of Age
Nobuo HOSONO and Isamu SHŌJI 1
- Multivariate Analysis of Weights and Milking Abilities of Holstein Cows*
Kazuyuki NISHIMURA and Tatsushi TSUKAMOTO 7
- Effect of Aerobic Deterioration of Corn Silage on Rumen Fermentation,
Ruminating Behavior and Digestibility by Sheep
Kentaro DEOKA, Takeshi BANDO and Masahiro OKAMOTO 19
- Herbage Yield, Botanical Composition and *in vitro* Digestibility of Five
Grass Species on Grazing Pasture
Tsutomu KAWASAKI and Yasuichi TANABE 27
- Dispersal Pattern of the Survival Plants in Several Orchardgrass Swards
at the Piedmont in the Tokachi District, Hokkaido.
Yoshihiko TAKEDA, Masuhiro OHHARA and Teruyuki KOMATSU 35

Others

- Summaries of the papers by the stuff appearing on other scientific journals 45

ヘレフォード育成雌牛における体重及び
体格5部位測定値間の相互関係

細野 信夫・荘 司 勇

北海道立新得畜産試験場で飼養したヘレフォード育成雌牛を、1961年から1963年の輸入牛から生産した雌子牛108頭(S型と略す)と1968年、1969年及び1972年の輸入牛から生産した雌子牛81頭(M型と略す)に区分し、生後1, 6, 12及び18ヵ月令の体重と体格5部位測定値を用いて、これら相互間の関連を明らかにするため相関と回帰分析を行った。

体重と体格5部位及び体格5部位相互間の単相関係数は、S型とM型のすべての月令を通じて1%水準で有意であった。体重を目的変数、体格5部位を説明変数とする重回帰分析ではS型とM型のすべての月令を通じて胸囲と体長が有意($P < 0.05$, $P < 0.01$)となった。寄与率はS型で77.3から86.0, M型で78.5から94.5を示し、回帰式はすべて有意であった。

北海道立新得畜産試験場では、1961年以降に米国と加国からヘレフォードを輸入し、特性調査並びに産肉能力試験を継続するとともに本種の普及を図ってきた。

1961年から3ヵ年継続で輸入した繁殖牛は比較的小型の牛であった。このため、1968年から1972年まではつとめて体格の大きな牛の導入を図ってきた。これらの輸入牛の体格値は、輸入年度の違により完熟時における主要な体格部位と体重において有意差のあるものであった。また、輸入繁殖牛の体格値が大きくなるにつれて、生産された肥育素牛の産肉性は大幅に改善されつつあるが^{1,2)}、いまだに十分とはいえず、さらに、肥育素牛の体格の大型化による産肉性能の向上が期待されている。

本報では、1961年から1972年までに輸入した繁殖牛から生産した雌子牛の発育記録を用いて、体重と体格測定値相互間の関連性を明らかにしようとした。

材 料 と 方 法

1961年から1963年に輸入した雌牛と1968年、1969年に輸入した雌牛間では、生後60ヵ月の体重と主要体格部位(体高、体長、十字部高、胸深、尻長、座骨幅)において5%水準の有意差のあるものであった。このため、供試牛189頭を、1961年から1963年までの輸入牛(雄3頭と雌30頭)から生産した雌子牛108頭(S型と略す)と1968年と1969年及び1972年の輸入牛(雄2頭と雌30頭)から生産した雌子牛81頭(M型と略す)に区分した。用いた記録は生後1, 6, 12及び18ヵ月令の体重と体格5部位(体高、体長、胸囲、胸幅、胸

深)の測定値である。

供試牛は1962年から1966年までは季節に関係なく分娩させた。子牛は自然哺乳とし、濃厚飼料は離乳前90日程度日量1.0kgを給与し、生後6ヵ月で離乳した。

1967年以降は3月から5月にかけて分娩させた。子牛は自然哺乳とし、夏期は母牛とともに改良草地に輪換放牧し、毎年10月末に離乳した。放牧地において離乳前40日程度濃厚飼料を日量1.0~1.5kg給与した。離乳後は開放牛舎に収容し、乾草は自由給飼とし濃厚飼料は舎飼期日量1.5kgを給与した。翌年は改良草地に放牧し、生後15ヵ月令以降に自然交配(まき牛)させた。

体重と体格5部位間及び体格5部位相互間の単相関係数を求め有意差を検討した。さらに、体重(Y)を目的変数、体格5部位(X_1 :体高, X_2 :体長, X_3 :胸囲, X_4 :胸幅, X_5 :胸深)を説明変数とする重回帰分析を行った。統計処理は帯広畜産大学数学教室のCANORA・SX300を用いて行った。

結 果

1. 供試牛の発育値

月令別の体重と体格5部位測定値の平均値、標準偏差、変動係数及び体高と体長、胸囲、胸幅、胸深、体重との比を表1に示した。

体重と体格5部位測定値はすべての月令でM型がS型を上回った。また、月令が進むほどその差は大きくなる傾向があった。18ヵ月令においてM型がS型より体高は5.6cm、体長は6.1cm、胸囲は7.3cm、胸幅は

表1. 供試牛の發育値

区分 月令	型										型														
	S					M					M					型									
	1		6		12		18		1		6		12		18										
	$\bar{X}$	SD	CV%	$\bar{X}$	SD	CV%	$\bar{X}$	SD	CV%	$\bar{X}$	SD	CV%	$\bar{X}$	SD	CV%	$\bar{X}$	SD	CV%							
測定 部位																									
体高(cm)	67.6	3.7	5.4	87.6	3.4	3.9	99.2	3.1	3.1	105.4	3.0	2.9	70.9	3.4	4.7	91.9	3.9	4.2	103.1	4.0	3.8	111.0	*	3.6	3.2
体長(cm)	68.0	5.1	7.5	97.4	4.8	4.9	114.5	5.1	4.4	123.7	4.5	3.6	69.3	5.2	7.5	101.2	5.4	5.4	119.0	5.7	4.8	129.8	*	5.8	4.5
胸囲(cm)	84.0	6.3	7.5	122.0	6.6	5.4	142.7	6.8	4.8	157.5	5.4	3.4	85.8	5.8	6.7	125.3	7.6	6.0	146.7	8.5	5.8	164.8	*	8.8	5.3
胸幅(cm)	18.9	1.8	9.6	27.9	2.2	8.2	33.7	2.7	8.0	37.3	2.6	7.1	19.2	1.7	8.8	28.0	2.6	9.3	34.4	2.7	7.9	38.9	*	2.9	7.6
胸深(cm)	29.9	2.6	8.9	43.8	2.5	5.7	51.4	2.5	4.8	55.8	2.2	4.0	30.2	2.6	8.8	44.4	2.5	5.6	52.6	2.8	5.4	58.0	*	2.8	4.9
体重(kg)	51.1	9.4	18.5	152.8	19.5	12.7	239.7	24.8	10.3	303.5	30.0	9.9	51.4	9.6	18.6	166.0	26.7	16.1	260.4	36.8	14.1	344.9	*	42.5	12.3
体高/体高%	100.0			129.5			146.7			155.9			100.0			129.6			145.4			156.5			
体長/体高%	100.5			111.1			115.4			117.3			97.7			110.1			115.4			116.9			
胸囲/体高%	124.2			139.2			143.8			149.4			121.0			136.3			142.2			148.4			
胸幅/体高%	27.9			31.8			33.9			35.3			27.0			30.4			33.2			35.0			
胸深/体高%	44.2			50.0			51.8			52.9			42.5			48.3			51.0			52.2			
体重/体高%	75.5			174.4			241.6			287.9			72.4			180.6			252.5			310.7			

1. S型1か月107頭、6か月101頭、12か月108頭、18か月90頭、M型1、6、12か月81頭、18か月77頭。

2. M型18か月令体格5部位と体重の有意差表示はS型とM型間。

3. 体高: 体高は1 か月体高と6, 12, 18 か月体高比。

$$** : P < 0.05, ** : P < 0.01$$

2.2 cm, 胸深は 1.6 cm とそれぞれ大きく, 体重は 41.4 kg 重かった。M 型と S 型の上記部位間にはすべて 5 % 水準で有意差を認めた。変動係数は月令が進むほど小さくなった。胸幅の変動係数は他部位より大きい傾向があった。

1 か月令体高を 100 とした月令別の体高比においては S 型と M 型間に差を認めなかった。また、体高と体長、胸囲、胸幅、胸深の比においては、S 型が M 型より

りすべての月令において上回る傾向があった。しかし、体高と体重の比は6か月令以降においてM型がS型より大きく、かつ、月令が進むほどその差は大きくなった。

2. 体重と体格5部位間及び体格5部位相互間の相関関係

体重と体格 5 部位及び体格 5 部位相互間の単相関係数を表 2 に示した。

表2. 体重と体格5部位間及び体格5部位測定値間の単相関

部位間	区分 月令	S		型		M		型	
		1	6	12	18	1	6	12	18
体重：体高		0.61**	0.50**	0.50**	0.58**	0.62**	0.57**	0.61**	0.71**
“：体長		0.61**	0.52**	0.53**	0.51**	0.71**	0.64**	0.66**	0.70**
“：胸囲		0.50**	0.54**	0.56**	0.56**	0.58**	0.68**	0.59**	0.75**
“：胸幅		0.56**	0.64**	0.60**	0.57**	0.68**	0.58**	0.68**	0.78**
“：胸深		0.46**	0.42**	0.38**	0.30**	0.40**	0.47**	0.57**	0.57**
体高：体長		0.57**	0.61**	0.54**	0.60**	0.67**	0.78**	0.76**	0.74**
“：胸囲		0.56**	0.60**	0.59**	0.64**	0.66**	0.69**	0.80**	0.77**
“：胸幅		0.64**	0.67**	0.64**	0.66**	0.67**	0.83**	0.84**	0.80**
“：胸深		0.30**	0.39**	0.46**	0.39**	0.47**	0.53**	0.60**	0.56**
体長：胸囲		0.53**	0.73**	0.78**	0.68**	0.73**	0.81**	0.81**	0.83**
“：胸幅		0.68**	0.72**	0.79**	0.82**	0.70**	0.91**	0.89**	0.89**
“：胸深		0.51**	0.65**	0.61**	0.54**	0.50**	0.72**	0.77**	0.68**
胸囲：胸幅		0.49**	0.62**	0.68**	0.67**	0.58**	0.79**	0.80**	0.83**
“：胸深		0.41**	0.46**	0.54**	0.35**	0.48**	0.58**	0.58**	0.60**
胸幅：胸深		0.52**	0.50**	0.50**	0.46**	0.51**	0.71**	0.76**	0.73**

** : $P < 0.01$

S型とM型の体重と体格5部位間の単相関係数はすべての月令で正の有意な相関 ($P < 0.01$) があった。しかし、体重と胸深間の単相関係数は他部位より明らかに低かった。また、S型とM型の体重と体高、体長、胸囲及び胸幅間の単相関係数の大きさはあまり変らなかった。

S型とM型の体格5部位相互間の単相関係数においては、体高と他4部位間にすべて正の有意な相関($P < 0.01$)が認められた。体高と胸幅間が他部位間よりやや高く、体高と胸深間がやや低い値を示した。また、月令が進むほど単相関係数の値が大きくなる傾向があった。

S型とM型の体長と胸囲、胸幅、胸深間ではすべて有意な相関 ($P < 0.01$) を示したが、体長と胸深間は

他部位間に比べて低かった。胸囲と胸幅、胸深間及び胸幅と胸深間にもすべて正の有意な相関 ($P < 0.01$) が認められた。

3. 体重と体格5部位測定値間の関連性

体重と体格 5 部位測定値間の重回帰分析の結果は表 3 と表 4 に示した。

体重を説明する体格5部位測定値において、S型の1, 6, 12及び18か月令の偏回帰係数の t 値からみて有意な回帰($P < 0.05$, $P < 0.01$)を示した部位は胸囲と体長であった。他部位では、1か月令の胸幅、6か月と12か月令の体高がともに有意($P < 0.01$)であったが、胸深はすべての月令で有意性を認めず、負の値をとる場合も認められた。

M型もS型と同じ傾向を示し、胸囲と体長が有意

表3. 体重と体格5部位測定値間の重回帰分析

区分	月令	b_0	偏 回 帰 係 数					重 回 帰 式 の寄与率($\sqrt{R}$)	回帰変動による 適合度(F_0)
			b_1	b_2	b_3	b_4	b_5		
S型	1	-63.25	0.06	0.67**	0.50**	1.15**	-0.00	77.3	30.1**
	6	-245.23	1.60**	1.18**	1.14**	0.18	-0.04	81.8	38.4**
	12	-316.80	1.40**	1.08**	1.88**	1.18	-0.31	85.1	53.6**
	18	-542.32	1.00	1.23*	3.27**	0.03	1.23	86.0	47.9**
M型	1	-88.84	0.76**	0.46*	0.46**	0.82	-0.08	78.5	24.2**
	6	-266.99	-0.54	1.51**	1.86**	1.34*	1.30	94.5	125.6**
	12	-441.96	0.65	2.19**	1.82**	2.21*	0.56	93.8	109.9**
	18	-579.94	2.01*	1.39**	2.13**	2.48**	1.28	94.0	107.9**

注 b_0 : 定数項, b_1 : 体高, b_2 : 体長, b_3 : 胸囲, b_4 : 胸幅, b_5 : 胸深
*: $P < 0.05$, **: $P < 0.01$

表4. 体重と体格5部位測定値間の標準偏回帰係数

区分	月令	標 準 偏 回 帰 係 数				
		b'_1	b'_2	b'_3	b'_4	b'_5
S型	1	0.02	0.36**	0.34**	0.22*	-0.00
	6	0.28**	0.29**	0.38**	0.02	-0.00
	12	0.17	0.22*	0.52**	0.12	-0.03
	18	0.10	0.18	0.59**	0.00	0.09
M型	1	0.27**	0.25*	0.28**	0.14	-0.02
	6	-0.08	0.31**	0.53**	0.13	0.12
	12	0.07	0.34**	0.42**	0.16	0.04
	18	0.17	0.19	0.44**	0.16	0.08

注 b'_1 : 体高, b'_2 : 体長, b'_3 : 胸囲, b'_4 : 胸幅, b'_5 : 胸深
*: $P < 0.05$, **: $P < 0.01$

($P < 0.05$, $P < 0.01$)となり、他部位では、1か月令と18か月令の体高($P < 0.05$)と6か月、12か月及び18か月令の胸幅が有意($P < 0.05$, $P < 0.01$)となったが、胸深はすべての月令に有意性を認めず、1か月令では負の値を示した。

標準偏回帰係数からみると、胸囲が体長よりも体重の説明割合がやや高いことが認められた。

重回帰式の寄与率はS型では77.3から86.0、M型では78.5から94.0となり、M型はS型より高い値を示した。回帰による変動の適合度はS型、M型のすべての月令において有意であった。

考 察

Brownら^{3,4)}、松川⁵⁾、塩谷ら⁶⁾は、肉牛の体重と

体格部位間の単相関について報告しているが、Brownら^{3,4)}は1930年代のヘレフォード育成雌牛の発育記録において、生後1か月から18か月令までの体重と体高間の単相関係数は0.71~0.86、体重と体長間は0.72~0.81、体重と胸囲間は0.92~0.96と正の有意な相関を認めている。松川⁵⁾、塩谷ら⁶⁾もそれぞれ有意な単相関を報告しているが、これらの諸報告は共通して、体重と胸囲間の単相関係数が他部位間より高いことを指摘している。

本報告では、体重と体格5部位間のすべての月令に1%水準の有意な単相関係数を認めたが、S型とM型を通じて体重と胸囲間の単相関係数が体重と他4部位との相関よりとくに高いことはなかった。また、単相関係数が他部位に比べて低かったのは体重と胸深間

であった。

この他、体重と体高、体長、胸囲間の相関を求めた報告^{7,8,9,10,11,12,13)}もあるが、いずれも高い有意な相関を報告している。

体格5部位相互間の単相関係数はS型とM型においてすべての月令で正の有意な相関($P < 0.01$)を認めたが、体高と胸深間は他部位に比べてやや低い値であった。

本報告の体重を目的変数、体格5部位を説明変数とする重回帰分析において、偏回帰係数の t 値から、胸囲と体長がS型、M型のすべての月令を通じて有意であった。

ヘレフォード育成雌牛の体重と牛体測定値間の重回帰分析について既往の成績はみあたらないが、他品種における分析結果^{5,6)}では、体重を有意に説明する部位としては共通して胸囲をあげており、本報告の結果とおおむね一致している。

体長に関しては、松川⁵⁾が日本短角種において胸囲、胸幅について体長を有意と分析した。塩谷ら⁶⁾の黒毛和種の変数増加法による分析結果では、18か月令までの7測定月令において、A場所では5測定月令、B場所では3測定月令において体長が有意となり、A場所では第2から第5までの説明変数の順序に入り、B場所では腰幅、腹幅、尻長につぐ順序となった。これらの報告は本報告に比べて、体長が体重を説明する度合いが低かった。

今後は、肉牛の品種、性、生後月令及び飼養条件等を考慮しながら、体重と牛体測定値間の関連性を検討することが必要と考えられる。

また、本報告は、ヘレフォード育成雌牛のS型とM型についての分析であり、当場では1979年からさらに牛体の大きな繁殖牛の導入を図っているため、今後は大型牛について検討することが必要である。

謝 辞

本報告のとりまとめにあたり、ご指導いただいた帯広畜産大学瀬戸幸三教授に深甚な謝意を表する。

文 献

- 1) 清水良彦, 新名正勝, 森関夫: 肉牛の肥育に関する研究, II, 若令肥育における仕上げ体重が産肉におよぼす影響. 新得畜試研究報告, 7: 1-10 (1976)

- 2) 北海道立新得畜産試験場: 肉用牛の累進交雑に関する試験, 若令肥育における産肉形質の相似性. 北海道農業試験会議資料, 96~127 (1978)

- 3) Brown, C. T., Maurice L. R., W. Gifford and R. S. Honea: Growth and development of Hereford cattle. Ark. Agric. Exp. Sta. Bull. 570 (1956)

- 4) Brown, C. T., Maurice L. R., W. Gifford and R. S. Honea: Growth and development of Aberdeen-Anquus cattle. Ark. Agric. Exp. Sta. Bull. 5~71 (1956)

- 5) 松川正: 和牛の選抜方法に関する研究. 東北農試研究報告, 45: 117~170 (1973)

- 6) 塩谷康夫, 小畑太郎, 福原利一: 放牧子牛の発育に関する研究, 第3報, 体重および体型各部位測定値間の相互関係について. 中国農試研究報告, B21: 1~24 (1975)

- 7) Wanderstock, J. J., G. W. Sausburg: The relation of certain objective measurements to weight of beef cattle. J. Anim. Sci., 5: 264~271 (1946)

- 8) Jeffery, H. B., and R. T. Breg: A evaluation of several measurement of beef cow size as related to progeny performance. Can. J. Anim. Sci., 52: 23~37 (1972)

- 9) Johansson, I., and S. E. Hilderman: The relationship between certain body measurement and live and slaughter weight in cattle. Anim. Breed. Abst., 22: 1~7 (1954)

- 10) Brody, S., Davis, H. P., and Rag'sdale, A. C: Growth and development with Special reference to domestic animals. Res. Bull. Mo. Agric. Exp. Sta., 262: 24 (1937)

- 11) Greg'ory, D. W: The mature of size factors in domestic breed of cattle. Gen., 18: 221~249 (1932)

- 12) 熊崎一雄: 黒毛和種若令去勢牛の体重と産肉形質との関係. 中国農試研究報告, B10: 29~37 (1962)

- 13) 土屋平四郎, 大久保忠且: 牛の肉用体型に関する研究. 中国農試研究報告, B10: 134~168 (1967)

Relationships among Body Measurements and Live Weights of Hereford Heifer at Several Months of Age

Nobuo HOSONO and Isamu SHŌJI

Live weight and five parts of body of 189 Hereford heifers at 1, 6, 12 and 18 months of age were measured and the records were subjected to correlation and multiple regression analysis. Of the sample heifers, 108 of them were born from the cows imported before 1963 (size-S), while 81 were born from the cows imported in 1968, 1969 and 1972 (size-M).

The correlations among all measurements for each months of age within size were significant at 1 per cent level of probability.

The multiple regression coefficients for heart girth and body length were significant at all months of age. Hence these two measurements are important to estimate the body weight. The contribution of the multiple regression equations for five body measurements at each month of age ranged from 77.3 to 86.0 per cent in size-S and from 78.5 to 94.5 per cent in size-M.

ホルスタイン雌牛の体重と産乳能力との 関連性に関する多変量解析*

西村和行・塚本達

北海道立新得畜産試験場で29頭の種雄牛から生産されたホルスタイン雌牛229頭を用い主成分分析法により生時から36か月令までの体格の総合評価の解析を行った。段階式重回帰分析法により、各月令の体重及び泌乳能力推定の可能性を検討した。一元配置分類法による分散・共分散分析法で遺伝的パラメータの推定を行った。主成分分析法により算出した3主成分による寄与率は64.66%と概して大きくはなかった。各々の寄与率は月令とともに低下傾向にあり、特に妊娠前後で様々な要因が加えられることが分かった。遺伝率は生時体重で0.47、母子分離時体重で0.50、その間の増体量は0.08、3か月令から36か月令までの体重は0.23~0.99と推定された。分娩時の月令、腹巾、体長、胸囲及び体重では-0.00~0.84と推定された。淘汰月令では、0.37であった。段階式重回帰式に取り入れられる説明変数は、24か月令以降の体重であった。寄与率は、乳量で22.14~47.18%、乳成分で45.13~49.56%、泌乳持続性で40.81%、分娩月令で52.43%、淘汰月令で20.41%であった。生後2年未満の体重のみによる泌乳能力の推定は極めて難しいことが示唆され、更に他の体格との遺伝的関連性の考慮が必要である。

複雑な立体構造とも考えられる多変量のデータ構造から、総合特性値を高い精度で推定する必要性は情報化社会といわれる今日、家畜育種の分野にも要求されている^{1,2)}。長年月にわたる研究材料の場合累代交配による遺伝的变化や環境の変化も問題点として残るが、乳牛の遺伝的改良は、一般的に能力の判明した種雄牛の計画交配、導入育種、あるいは目的形質に対する集団内での選抜淘汰等によりなされる。しかし、我が国のように種雄牛の適確な能力評価がいまだ不十分な現状では、個体の能力を評価したり選抜したりするために、雌牛の体格と泌乳能力の関連に関する情報を利用することが必要とされている。初生時体重とその後の育成段階における体重の遺伝的関連性及びこれらの泌乳能力に対する影響を論じた研究は多くはない^{3,4,5)}。体各部位の相対的成長として理解すべき体格を論議する場合体各部位の測定値から、その立体的構造の総合的特性を把握する必要がある^{1,6,7)}。その具体的方法として複雑な相互依存関係にある多変量データの線形関係式を求め、その係数あるいは総合特性値によりグルーピングする主成分分析等の手法を用いることがある^{8,7,8)}。

そこで、生時から36か月令までの体重の時系列データを用いて各月令の持つ情報について解析を試み、初期育成段階における成長過程の推定と、これらからの泌乳能力推定の可能性を検討した。

材料と方法

供試牛は1965年から1976年までに北海道立新得畜産試験場(以下当該とする)で生産されたホルスタイン雌牛229頭を用いた。これらに供用された種雄牛は29頭である。供試牛の体重測定時期は、生時、生後4日目の母子分離時(以下分離時とする)、3か月令時、6か月令時、及びその後6か月ごとである。生時から分離時までの増体量(以下分離時増体量とする)もと上げた。各測定時期における体重の平均、標準偏差は表2のとおりである。初産次の体格として腹巾、体長、胸囲、及び体重をとり上げた。

また泌乳記録は、泌乳持続性、分娩月令、淘汰月令、305日間の年令・分娩月・産次補正乳量⁹⁾(以下補正乳量とする)、実乳量、脂肪量、無脂固形分量及び蛋白質量である。

生時から36か月令までの体重の時系列データを用いて各月令の持つ情報を解析し、導出された主成分と測定時期との相関である因子負荷量の散布図を作成した¹⁰⁾。泌乳能力及び各月令時体重の予測は、段階式重回帰手法を用い芳賀ら¹¹⁾のプログラムを一部変更し、各形質の遺伝率及び遺伝、表型相関は横内¹²⁾のプログラムを一部変更して各々推定した。遺伝率の標準誤差はDICKERSON (1963)¹³⁾の方法により、遺伝及び表型相関の標準誤差はHAMMOND and NICHOLAS (1972)¹⁴⁾

* 乳用後継雌牛選抜に関する統計学的解析 III.

の方法により推定した。これら一連の計算は、北海道庁電子計算課ACOS-4により行った。

Table 1. Number of sires and daughters in each year.

No. and name of sire	Years which sires were used	No. of daughters
No. 1. White burch Rag Apple Master	1965	6
No. 2. Snowball Robel Parade	"	9
No. 3. Hendrik Himpel Burke	1966	6
No. 4. Carnation Da Mass Wisdom	"	13
No. 5. Heisen D. V. Bell Boy	1966-1967	5
No. 6. Rilie Royal Parade	1967	6
No. 7. Raven Segis Butter Boy	"	7
No. 8. Packrummer Captaine	"	9
No. 9. International Alliance	1967-1968	8
No. 10. Roybrook Choice	1968	6
No. 11. Hayssen Diamond Cross	1968-1969	11
No. 12. Orilla Orater	"	10
No. 13. Shambrick Beechwood Tijm	1969	8
No. 14. Elmrain M.B.B. Ivanhoe	"	9
No. 15. Schokie Aeroom	1970	8
No. 16. Clanyard Skylarke Walker 2nd	"	11
No. 17. Spring Farm Stony	1970-1971	14
No. 18. Puget Sound Aal Profitt	"	13
No. 19. Walker Bess Burke	1972	9
No. 20. Sanny Side Mose Reader	"	11
No. 21. Cresent Beauty Trustee	"	4
No. 22. Dunlea Royal Maple	1973	8
No. 23. Oscad Prince Charlie	1974	5
No. 24. Harbourcrest Mr. Crusader	"	9
No. 25. Oakland Master A.B.C.	"	5
No. 26. Raven Mercedes Pride	1975	5
No. 27. E.L.V. Apache Rising Sun	"	5
No. 28. U.N.H. Ideal Oxonian	1975-1976	4
No. 29. Paclamer Snowboots Ace Telster	1976	5
Total		229

Table 2. Means, standard deviations (SD) of body measurements in parturition and milking performance.

Traits	Mean	SD
Thurl width at parturition (cm)	50.18	2.09
Body length at parturition (cm)	161.34	4.49
Chest girth at parturition (cm)	192.73	6.48
Body weight at parturition (kg)	543.98	52.66
Persistency of lactation (day)	325.86	30.33
Age of parturition (month)	27.31	3.11
Age for culling (month)	54.32	14.46
305 day's milk Yield (kg)	5839.05	926.21
Actual milk yield (kg)	4664.57	854.93
Fat yield (kg)	177.55	33.27
SNF yield (kg)	407.67	71.91
Protein yield (kg)	151.60	30.24

結果と考察

分散・共分散行列の固有値, 固有ベクトル, 因子負

荷量を表3に示した。第1固有値は3.89, 寄与率38.85%であり, 第3固有値までの累積寄与率は64.66%となる。第1固有ベクトルの符号は全て正で, 生後4日

Table 3. Means, standard deviation, structure vectors and factor loading of the principal components obtained from body weight at seven stages.

Stages	Mean $\pm$ S.D.*	Eigen vector			Factor loading			C.R.**
		1	2	3	1	2	3	
① BW ¹⁾	42.38 $\pm$ 4.60	0.33	-0.56	0.07	0.56	-0.67	0.07	87.67
② SW ²⁾	45.34 $\pm$ 4.93	0.36	-0.45	-0.37	0.72	-0.54	-0.39	95.59
③ DG ³⁾	0.99 $\pm$ 0.83	0.10	0.13	-0.87	0.20	0.16	-0.92	91.87
④ 3 month	115.73 $\pm$ 11.86	0.36	0.13	-0.02	0.70	0.16	-0.02	51.85
⑤ 6 month	180.30 $\pm$ 22.54	0.31	0.29	0.06	0.61	0.35	0.06	50.21
⑥ 12 month	301.52 $\pm$ 33.94	0.28	0.45	-0.06	0.55	0.54	-0.06	59.14
⑦ 18 month	418.33 $\pm$ 30.44	0.39	0.25	0.12	0.77	0.30	0.13	70.05
⑧ 24 month	535.90 $\pm$ 40.83	0.34	0.21	0.16	0.67	0.25	0.17	54.03
⑨ 30 month	546.66 $\pm$ 59.41	0.30	-0.22	0.21	0.58	-0.27	0.23	46.43
⑩ 36 month	585.98 $\pm$ 67.27	0.30	-0.11	0.13	0.60	-0.13	0.14	39.70
Eigen values		3.89	1.44	1.14				
Cumulative contribution ratio (%)		38.85	53.26	64.66				

* S.D. : Standard deviation

** C.R. : Contribution rate (%)

1) BW : Birth weight

2) SW : Body weight at separation from dam

3) DG : Daily gain from birth to 4 days of age

間の分離時増体量を除いて全てほぼ同じ大きさの係数である。すなわち, 第1主成分は, 出生後の成長量に重みづけされた平均的成長量を示すものと考えられる。

第2固有ベクトルは, 生時体重, 分離時体重, 30か月令及び36か月令時で各々負の係数を有するが, 12か月令において最大の正の係数を有し, 6, 18及び24か月令ではほぼ同じ大きさを示した。したがって, 第2固有ベクトルは, 発育曲線における初期値及び成熟値の規定と変曲点の位置を示すものと考えられる。第3固有ベクトルは, 分離時増体量で最大の負の値を有したが, その他はいずれも小さいことから, 初期成長の立ち上りの大小を規定するものと考えられる。

主成分の寄与率は, 生時体重, 分離時体重及び分離時増体量で87.67%~95.59%の範囲にあり, 上記3つの主成分の情報でこの間の増体様相をほとんど説明

できることが示された。一方, 3か月令以上の体重は, 主成分の寄与率が70%以下であり, 3主成分のみでは全て説明しきれないことを示している。特に, 初産次妊娠前後からその寄与率が低下していくことから飼養環境により影響を受ける発育過程の体重, とりわけ分娩により変動要因が増加する初産次妊娠以降の体重は, 3主成分だけで解釈するのが困難であることも伺えた。

第1及び第2主成分の体重への因子負荷量をプロットして図1, 2に示した。図中の番号は, 表3で示した体重の各ステージを表したものである。図1のとおり, 第1及び第2主成分の体重への因子負荷量の散布状況は, 3から24か月令までと, 30及び36か月令の2つのサブグルーピングが可能であり, 発育様相が2段階になることが分かる。しかし, 生時体重, 分離時体重及び分離時増体量の占める位置から, これらの時期の

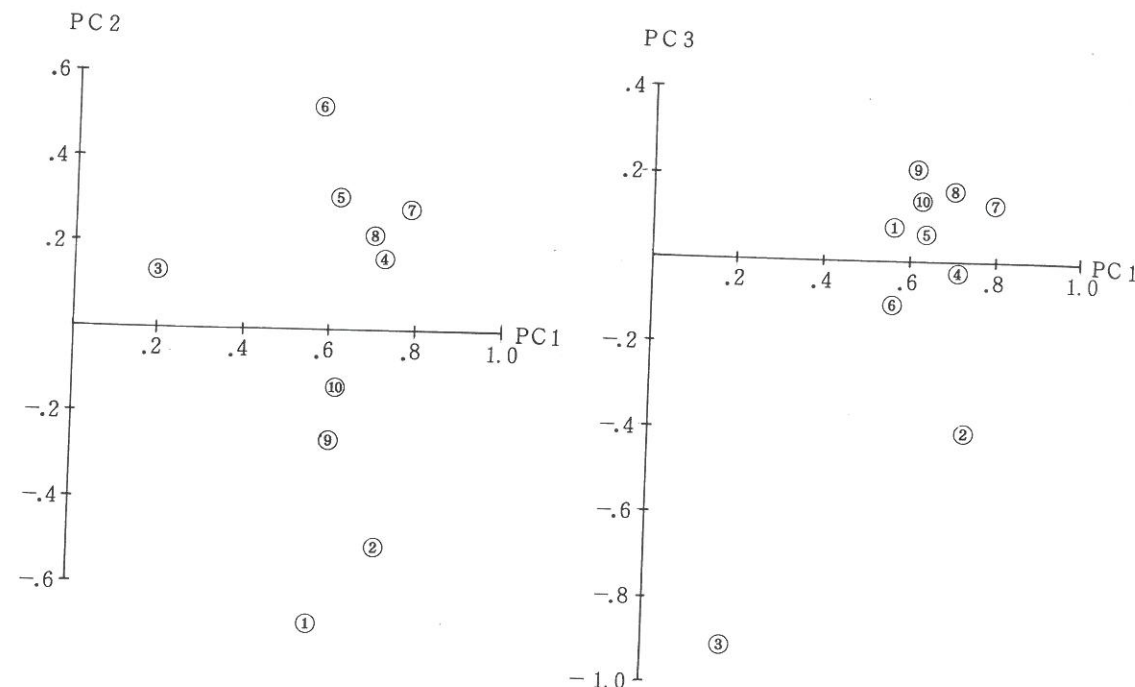


Fig 1. Plots of the factor loadings of weights for grouping (Principal component 1 vs. Principal component 2). The numerical values in diagram coincide with the sequence numbers of stages in Table 3.

体重は他の時期のものとやや異なる特性を有することが分かる。

図2は、第1及び第3主成分軸上に因子負荷量をプロットしたものである。第3主成分軸上での散布がほとんど認められず、極初期の増体様相を規定する分離時体重及び分離時増体量と他のステージとに、それぞ

Fig 2. Plots of the factor loadings of weights for grouping (Principal component 1 vs. Principal component 3). The numerical values in diagram coincide with the sequence numbers of stages in Table 3.

れサブグループを構成する傾向が認められた。

生時体重、分離時体重及び分離時増体量を説明変数とし、3か月令時から36か月令時までの7つの時期の体重を独立変数として段階式重回帰分析を行い、重回帰式を推定して表4に示した。12か月令及び30か月令を除いた全ての時期において、分離時体重が式に取り

Table 4. Predicted equations by a stepwise regression analysis using body weight at three stages to predict the body weight of seven stages.

Stages	Constant	X ₁	Remaining variables partial regression	Coefficient of determination	R ^{a)}
3 month	70.504	0.998 (SW)	BW : 0.145 DG : 0.764	0.172	0.415
6 month	117.884	1.392 (SW)	BW : 0.026 DG : 0.008	0.135	0.368
12 month	294.354	7.238 (DG)	BW : 2.842 SW : 3.034	0.031	0.176
18 month	322.140	2.122 (SW)	BW : 0.076 DG : 0.217	0.118	0.344
24 month	419.571	2.566 (SW)	BW : 0.943 DG : 1.117	0.096	0.310
30 month	328.965	5.137 (BW)	SW : 0.493 DG : 0.908	0.158	0.397
36 month	369.429	4.776 (SW)	BW : 0.586 DG : 0.633	0.123	0.350

a) R: Multiple correlation coefficient

込まれている。しかし、そのいずれの場合も回帰の決定係数は0.172以下で、低い説明しか期待されない。そこで、12か月令以降の体重の説明のために、先の3つの説明変数にその時期までの体重を加えて段階式

重回帰分析を行い、重回帰式を推定して表5に示した。説明変数の増加とともに寄与率は18.17%~46.49%となり、初期体重だけによるものよりいく分寄与率が上昇した。

Table 5. Predicted equations by a stepwise regression analysis using body measurements to predict the index of production.

Var. of Equa.	Constant	Partial regression coefficients and order of introduction for equation				Contribution rate (%)	R ^{a)}	R ^{*b)}
12 mo.		6 month	DG ³⁾					
1	144.295	0.874				22.26	0.472	0.468
2	143.907	0.847	5.544			23.96	0.489	0.483
18 mo.		3 month	12month	6month	BW ¹⁾			
1	248.937	1.467				31.38	0.560	0.557
2	190.638	1.090	0.337			43.17	0.657	0.653
3	178.245	0.791	0.291	0.337		45.19	0.672	0.667
4	158.286	0.694	0.300	0.308	0.796	46.36	0.681	0.674
24 mo.		18month	6 month	SW ²⁾				
1	208.496	0.784				34.00	0.583	0.581
2	189.963	0.640	0.436			36.59	0.605	0.600
3	174.606	0.610	0.383	0.829		37.38	0.611	0.604
30 mo.		18month	BW ¹⁾					
1	221.813	0.770				18.17	0.426	0.422
2	141.583	0.609	3.485			25.52	0.499	0.499
36 mo.		30month	24month	6month				
1	306.424	0.520				29.57	0.544	0.541
2	66.337	0.440	0.529			45.81	0.677	0.673
3	52.841	0.424	0.478	0.274		46.49	0.682	0.677

a) R: Multiple correlation coefficient

b) R*: Multiple correlation coefficient adjusted by degree of freedom.

1), 2), 3): Refer to the footnote for the Table 3.

30か月令時体重の寄与率が18.17、25.52%と低いのは、平均分娩月令が27.31か月であることから分娩時の影響と考えられる。

また12か月令時体重の寄与率が22.26、23.96%と比較的低い。これは、当場牛群は9~10か月令以後から、夏季間昼夜放牧飼養に入るが、これに伴う飼養環境変化の影響も考慮される。したがって、育成段階での体重の増減に関しては、それを支配している遺伝的要因及び環境要因について更に検討を加える必要性が

示唆された。

各ステージの体重及び分娩時体格の遺伝率及び遺伝、表型相関係数を表6に示した。

生時体重の遺伝率は、0.47と推定され、ユタ州立大学の記録を用いたLAMB¹⁵⁾の0.35、PLUM¹⁶⁾の0.34より大きく推定されたが、米国農務省の記録を用いたLAMB¹⁵⁾の0.75より小さく推定された。

6か月令体重は0.39でBLACKMORE¹⁷⁾の0.14より高く、またHICKMAN³⁾の0.53より低く推定さ

Table 6. Correlation coefficients among various stages (genetic correlations above diagonal, phenotypic correlations below diagonal, heritabilities on diagonal).

	1)	2)	3)	4)	5)	6)	7)	8)	9)	10)	11)	12)	13)	14)	15)	16)
1) BW	0.47	0.98	0.39	-0.05	0.48	0.38	0.41	0.45	0.74	0.36	0.69	0.68	0.02	0.63	-	-0.08
2) SW	0.88	0.50	0.59	0.11	0.54	0.47	0.42	0.46	0.55	0.39	0.74	0.61	0.21	0.57	-	0.13
3) DG	-0.10	0.37	0.08	0.70	0.60	0.58	0.14	0.27	-0.87	0.24	0.69	0.01	0.61	-0.14	-	0.98
4) 3 month	0.43	0.43	0.03	0.59	0.77	0.96	0.90	0.20	0.62	0.34	0.36	0.06	0.55	0.72	-	-0.07
5) 6 month	0.36	0.38	0.08	0.66	0.39	0.97	0.86	0.64	0.91	0.67	0.63	0.66	0.50	0.79	-	-0.09
6) 12 month	0.23	0.24	0.06	0.48	0.62	0.23	0.94	0.68	0.90	0.70	0.64	0.81	0.73	0.92	-	0.31
7) 18 month	0.38	0.39	0.04	0.56	0.56	0.67	0.52	0.70	0.86	0.72	0.41	0.51	0.63	0.84	-	-0.09
8) 24 month	0.39	0.35	-0.05	0.34	0.46	0.50	0.60	0.50	1.00	0.98	0.76	-	0.80	0.90	-	0.22
9) 30 month	0.43	0.38	0.00	0.26	0.28	0.27	0.45	0.21	0.53	-	0.66	0.77	0.68	-	-	0.65
10) 36 month	0.42	0.37	-0.04	0.22	0.37	0.39	0.45	0.55	0.56	0.99	0.78	-	0.96	-	-	0.63
11) TW.Par.	0.41	0.40	0.06	0.22	0.32	0.32	0.35	0.25	0.58	0.56	0.67	0.92	0.45	0.61	-	0.17
12) BL.Par.	0.30	0.27	-0.04	0.05	0.26	0.27	0.36	0.32	0.55	0.50	0.65	0.59	0.57	0.76	-	0.09
13) CG.Par.	0.31	0.26	-0.04	0.24	0.24	0.22	0.32	0.25	0.70	0.60	0.52	0.42	0.71	0.78	-	0.55
14) BW.Par.	0.43	0.36	-0.07	0.26	0.33	0.31	0.44	0.33	0.85	0.68	0.65	0.59	0.83	0.84	-	0.65
15) AGE.P.	0.09	0.03	-0.08	-0.03	-0.00	-0.11	-0.11	-0.25	0.54	0.25	0.48	0.37	0.59	0.57	-0.00	-
16) AGE.C.	0.06	0.06	0.05	-0.00	0.01	0.05	0.00	0.03	0.27	0.22	0.17	0.23	0.27	0.27	0.29	0.37

1), 2), 3): Refer to the footnote for the Table 3.

11) TW.Par.: Thurl width at parturition.

12) BL.Par.: Body length at parturition.

13) CG.Par.: Chest girth at parturition.

14) BW.Par.: Body weight at parturition.

15) AGE.P.: Age of parturition.

16) AGE.C.: Age for culling.

れた。

12か月令及び24か月令体重では各々0.23, 0.50といずれもBLACKMOREら¹⁷⁾の0.21, 0.53とほぼ同程度に推定された。

分娩時体重の遺伝率は0.84で、ユタ州立大学の記録を用いたLAMBら¹⁵⁾の0.34, HICKMANら³⁾の0.22より大きく、米国農務省の記録を用いたLAMBら¹⁵⁾の0.82とほぼ同程度に推定された。また分娩時胸囲も0.71とHICKMANら³⁾の報告とほぼ類似した結果を示した。初産分娩月令の-0.00及び淘汰月令での0.37は各々ALLAIREら¹⁸⁾の0.22, 0.23より低く、HOOQUEら⁵⁾の0.10より高く推定された。

体重の遺伝及び表型相関は、30か月令以上になるとほぼ安定した値を示すようになり、概して、遺伝相関が表型相関より大きく、遺伝的要因がより強く作用することを示唆している。

分娩月令に関しては、24か月令まではほとんど相関を示さないが、30か月令以降で0.25~0.59の表型相

関係数を示すようになり、分娩時前後では遺伝的要因以外の要素の存在が示唆されている。

淘汰月令については、遺伝相関係数が表型相関係数より大であり、30及び36か月令時体重、分娩時胸囲及び体重で各々0.65, 0.63, 0.55及び0.65と高い。このことは、当場の牛群構成の要因として様々な外的因子が考えられるが、淘汰基準として分娩前後の体格がその一つの要因として加味されていることを示唆された。しかし、本研究で取り上げた淘汰月令の中には、淘汰基準に従った要因と同時に、非淘汰基準要因の双方が混在していた。淘汰基準については、経営の観点から効率的酪農生産の最も重要な点でもあることから、今後の検討により淘汰基準としての因子を数式化し、生産能力との遺伝パラメータ推定に寄与すべきことが示唆された。

泌乳能力に体格が関与する程度と段階式重回帰式への変数の取り入れ順序を表7から13に示した。補正乳量(表7)と実乳量(表8)に対する変数の取り入れ順序は、ほぼ似ているが、その寄与率は明らかに実乳

Table 7. Predicted equations by a stepwise regression analysis using body measurements to predict the index the index of production.

Var. of Equa.	Constant	Partial regression coefficients and order of introduction for equation								C.R. ^{a)}	R ^{b)}	R ^{b)}
	305 day milk yield	AGE.C. ^{c)}	PER.L. ^{d)}	24 month	TW.Par. ^{c)}	BL.Par. ^{c)}	36 month	AGE.P. ^{c)}	CG.Par. ^{c)}			
1	4712.870	20.733								10.48	0.324	0.318
2	3234.900	19.288	4.776							12.87	0.359	0.348
3	1720.860	19.516	4.389	3.033						14.69	0.383	0.368
4	4655.840	19.961	4.120	3.541	-62.664					16.69	0.408	0.389
5	1327.124	18.628	4.648	2.575	-99.864	34.800				18.40	0.429	0.407
6	222.640	19.629	4.300	3.791	-83.945	41.762	-2.394			19.39	0.440	0.415
7	781.566	17.581	3.923	5.859	-109.000	34.791	-3.268	53.547		21.08	0.459	0.431
8	3505.200	18.213	3.922	6.564	-107.136	33.704	-2.343	76.270	-21.897	22.14	0.471	0.439

a) C.R.: Contribution rate (%)

b) R.R.: Refer to the footnote for the Table 5.

c) AGE.C., TW.Par., BL.Par., AGE.P., CG.Par.: Refer to the footnote for the Table 6.

d) PER.L.: Persistency of lactation.

Table 8. Prediction equations by a stepwise regression analysis using body measurements to predicted index of production and contribution for variables to estimated R and R*.

Var. Equ.	Const.	Partial regression coefficients and order of introduction								C.R. ^{a)}	R ^{b)}	R ^{*b)}
		PER.L. ^{a)}	AGE.C. ^{c)}	AGE.P. ^{c)}	24 month	TW.Par. ^{c)}	CG.Par. ^{c)}	BL.Par. ^{c)}	36 month			
Actual milk yield												
1	-375.575	15.467								30.11	0.549	0.546
2	-911.060	14.314	14.314							37.99	0.616	0.612
3	-2123.500	14.494	13.967	47.836						40.79	0.639	0.632
4	-3681.720	14.193	13.603	57.394	2.636					42.29	0.650	0.642
5	-1038.000	13.892	12.375	88.687	3.884	-79.770				44.88	0.670	0.661
6	1073.890	13.747	13.106	112.063	5.030	-74.338	-18.840			45.93	0.678	0.667
7	-790.212	14.061	12.754	104.986	4.310	-89.670	-19.916	19.916		46.56	0.682	0.670
8	-2097.100	13.776	12.776	107.198	5.246	-83.093	-14.035	23.816	-1.940	47.18	0.687	0.673

a) C.R., PER.L.: Refer to the footnote for the Table 7.

b) R.R*: Refer to the footnote for the Table 5.

c) AGE.C., AGE.P., TW.Par., CG.Par., BL.Par.: Refer to the footnote for the Table 6.

量の場合の方が高かった。これは、本研究で用いた牛群の泌乳期間の問題と考えられる。実乳量では泌乳期間が式の第一番目に取り入れられ、重相関係数は(.549)となり、その後、変数の取り入れが行われ寄与率が、17.07%増加するのに対し、補正乳量では泌乳期間は第二番目に取り入れられ、その寄与率は12.87%と低く、その後の変数の取り入れが行われても9.27%の増加に過ぎない。すなわち、泌乳期間の個体差が非常

に大きく、実乳量では、偏差平方和が大となり、回帰推定値($\hat{y}$)の $\bar{y}$ のまわりの変動(平方和)が小となり、全体の平方和の中で回帰による平方和の占める割合(寄与率)が補正乳量の場合の2倍近くなるように思われる。

脂肪量(表9)、無脂固形分量(表10)、及び蛋白質量(表11)、の各々に対する変数の取り入れ順序も寄与率もほぼ似たものであった。乳量及び乳成分量も

Table 9. Prediction equations by a stepwise regression analysis using body measurement and milking performances to predict the index of production.

Var. Equ.	Const.	Partial regression coefficients and order of introduction for equation						C.R. ^{a)}	R ^{b)}	R ^{*b)}
		PER.L. ^{a)}	AGE.C. ^{c)}	AGE.Par. ^{c)}	24 month	TW.Par. ^{c)}				
Fat yield										
1	-17.631	0.599						29.81	0.546	0.543
2	-38.545	0.554	0.655					37.75	0.614	0.610
3	-89.559	0.562	0.537	2.013				41.02	0.640	0.634
4	-159.106	0.548	0.521	2.439	0.118			42.99	0.656	0.648
5	-65.773	0.537	0.477	3.544	0.162	-2.816		45.13	0.672	0.663

a) C.R., PER.L.: Refer to the footnote for the Table 7.

b) R.R*: Refer to the footnote for the Table 5.

c) AGE.C., AGE.Par., TW.Par.: Refer to the footnote for the Table 6.

Table 10. Prediction equations by a stepwise regression analysis using body measurements and milking performances to predict the index of production.

Var. Equ. Const.		Partial regression coefficients and order of introduction for equation							C.R. ^{a)}	R ^{b)}	R ^{*b)}
SNF	yield	PER. L. ^{a)}	AGE. C. ^{c)}	AGE. P. ^{c)}	TW. Par. ^{c)}	24 month	BL. Par. ^{c)}	36 month			
1	-37.680	1.367							33.22	0.576	0.574
2	-83.379	1.268	1.432						41.34	0.643	0.639
3	-191.708	1.284	1.181	4.274					44.50	0.667	0.662
4	-8.984	1.276	1.124	5.721	-4.311				45.71	0.676	0.669
5	-92.285	1.238	1.054	7.523	-6.480	0.296			48.08	0.693	0.685
6	-272.748	1.268	1.019	6.805	-7.938	0.226	1.879		48.88	0.699	0.689
7	-333.958	1.241	1.054	7.519	-7.283	0.329	2.219	-0.160	49.56	0.704	0.693

a) C.R., PER.L.: Refer to the footnote for the Table 7.

b) R.R*: Refer to the footnote for the Table 5.

c) AGE.C., AGE.P., BL.Par.: Refer to the footnote for the Table 6.

Table 11. Prediction equations by a stepwise regression analysis using body measurements and milking performances to predict the index of production.

Var. Equ.	Const.	Partial regression coefficients and order of introduction for equation						C.R. ^{a)}	R ^{b)}	R ^{*b)}
		PER.L. ^{a)}	AGE.C. ^{c)}	AGE.P. ^{c)}	24 month	TW.Par. ^{c)}	BL.Par. ^{c)}			
Protein yield										
1	-30.102	0.558						31.28	0.559	0.557
2	-46.632	0.522	0.518					37.28	0.611	0.606
3	-92.714	0.529	0.411	1.818				40.52	0.637	0.630
4	-171.481	0.514	0.393	2.301	0.133			43.58	0.660	0.652
5	-67.550	0.502	0.344	3.531	0.182	-3.136		46.78	0.684	0.675
6	-145.617	0.515	0.329	3.221	0.152	-3.767	0.813	47.63	0.690	0.680

a) C.R., PER.L.: Refer to the footnote for the Table 7.

b) R.R*: Refer to the footnote for the Table 5.

c) AGE.C., AGE.P., TW.Par., BL.Par.: Refer to the footnote for the Table 6.

育成時体重については24、36か月令時体重以外は式に取り入れられず、生後2年未満の体重から泌乳能力の推定は極めて難しいことが示唆された。泌乳持続性に対する変数の取り入れは、第1番目が無脂固形量で、その寄与率は33.22%で、その後分娩時体格等が取り入れられても40.81%であるのは興味深いものであり、この点、今後の検討を要する(表12)。

分娩月令の推定には、分娩前後の体重が式に取り入

られているが、分離時増体量が第5番目に取り入れられている点は興味深い。淘汰月令の推定は、寄与率が低いとはいえ、乳成分量が淘汰基準の要素としてかなり重要な位置を占めていることは、更に今後の検討を要するものと思われる(表13)。

本研究では、特に体重と泌乳能力について論じたが、更に他の体格各部位とのかかわり、あるいは、変動要因として父牛、母牛、分娩年次・季節及び産次、及び

Table 12. Prediction equations by a stepwise regression analysis using body measurements and milking performances to predict the index of production.

Var. Equ. Const.	Partial regression coefficients and order of introduction for equation						C.R. ^{a)}	R ^{b)}	R* ^{b)}
	Persistence of lactation	SNF.Y. ^{c)}	BL.Par. ^{d)}	BW.Par. ^{d)}	ACT.M.Y. ^{e)}	AGE.P. ^{d)}			
1	226.754	0.243					33.22	0.576	0.574
2	391.221	0.251	-1.039				35.56	0.596	0.591
3	397.912	0.249	-1.333	0.979			37.21	0.612	0.606
4	399.212	0.517	-1.369	1.028	-0.023		38.84	0.623	0.614
5	383.696	0.535	-1.111	1.031	-0.024	-1.115	39.92	0.632	0.621
6	360.256	0.542	-1.450	0.931	-0.023	-1.547	40.81	0.639	0.626

a) C.R.: Refer to the footnote for the Table 7.

b) R, R*: Refer to the footnote for the Table 5.

c) SNF.Y.: Solid-not-fat yield.

d) BL.Par., BW.Par., AGE.P., TW.Par.: Refer to the footnote for the Table 6.

e) ACT.M.Y.: Actual milk yield.

Table 13. Prediction equations by a stepwise regression analysis using body measurements and milking performances to predict the index of production.

Var. Equ. Const.	Partial regression coefficients and order of introduction for equation						C.R. ^{a)}	R ^{b)}	R* ^{b)}
	Age of parturition	30 month	24 month	36 month	18 month	D.G. ^{c)}			
1	10.880	0.030					29.08	0.539	0.536
2	24.059	0.035	-0.029				43.36	0.659	0.655
3	23.011	0.028	-0.037	0.016			47.32	0.688	0.683
4	26.068	0.032	-0.027	0.016	-0.026		51.12	0.715	0.709
5	26.064	0.032	-0.027	0.016	-0.025	-0.446	52.43	0.724	0.717
Age for culling		SNF.Y. ^{d)}	CG.Par. ^{e)}	PRO.Y. ^{f)}	FAT.Y. ^{g)}	18 month			
1	24.391	0.073					13.33	0.365	0.360
2	-55.092	0.068	0.424				16.87	0.411	0.402
3	-67.645	0.143	0.480	-0.188			18.28	0.428	0.415
4	-70.190	0.121	0.484	-0.272	0.129		19.47	0.441	0.425
5	-64.915	0.121	0.563	-0.264	0.124	-0.049	20.41	0.452	0.432

a) C.R.: Refer to the footnote for the Table 7.

b) R, R*: Refer to the footnote for the Table 5.

c) D.G.: Refer to the footnote for the Table 3.

d) SNF.Y.: Refer to the footnote for the Table 12.

e) CG.Par.: Refer to the footnote for the Table 6.

f) PRO.Y.: Protein yield.

g) fat.y.: Fat yield.

それらの交互作用を取り上げた分析方法等を考慮し、種雄牛能力との関連性も検討する必要がある。

謝 辞

本研究のとりまとめにあたりご指導並びにご校閲をたまわった帯広畜産大学光本孝次教授に深く謝意を表します。また、乳牛科長曾根章夫、研究職員峰崎康裕及び乳牛科職員の協力を得たことに謝意を表します。

文 献

- 1) 光本孝次：家畜育種における多変量解析の応用。日畜会報，50：197-204。(1979)
- 2) 奥野忠一：応用統計ハンドブック，318-355頁。養賢堂，東京(1978)
- 3) HICKMAN, C. G. and D. M. BOWDEN: Correlated Genetic Responses of Feed Efficiency, Growth, and Body Size in Cattle Selected for Milk Solids Yield. J. Dairy Sci., 54: 1848-1855. (1971)
- 4) MARTIN, T. G., N. L. JACOBSON, L. D. MCGILLIARD and P. G. HOMEYER: Factors Related to Weight Gain of Dairy Calves. J. Dairy Sci., 45: 886-892. (1962)
- 5) HOQUE, M. and J. HODGES: Genetic and Phenotypic Parameters of Lifetime Production Traits in Holstein Cows. J. Dairy Sci., 63: 1900-1910. (1980)
- 6) 光本孝次，梶谷智史：乳牛の体格と乳量との関連性に対する多変量解析。帯大研報，11：73-84。(1980)
- 7) BROWN, J. E., C. J. BROWN and W. T. BUTTS: Evaluating Relationships among Immature Measures of Size, Shape and Performance of Beef Bulls. J. Anim. Sci., 36: 1010-1020. (1973)
- 8) 向井文雄，福島豊一，並河 澄：主成分分析および，クラスター分析法による黒毛和種雄牛における血統構造分析の可能性。神大農研報，14：355-362(1981)
- 9) 光本孝次，寺脇良悟，鈴木三義：乳量における年令，分娩月および産次に対する補正の有効性について。帯大研報，12：23-39。(1980)
- 10) 脇本和昌，後藤昌司，松原義弘：多変量グラフ解析法，16-37頁。朝倉書店，東京(1980)
- 11) 芳賀敏郎，橋本茂司：回帰分析と主成分分析，61-130頁。日科技連出版，東京(1980)
- 12) 横内園生：分散・共分散分析による集団の遺伝パラメータ推定。農村研計センター報告 A-11：147-185。(1975)
- 13) DICKERSON, G. E.: Techniques for Research in Quantitative Animal Genetics. Thech. Proce. Anim. Prod. Res., pp36-79. Amer. Soci. Anim. Sci. (1963)
- 14) HAMMOND, K. and F. W. NICHOLAS: The Sampling Variance of the Correlation Coefficients Estimated from Two-fold Nested and Offspring-parent Regression Analysis. Theret. Appl. Genet., 42: 97-100. (1972)
- 15) IAMB, R. C. and B. O. BARKER: Genetic Relationship between Birth Weight and Adult Weight in Holsteins. J. Dairy Sci., 58: 724-728. (1974)
- 16) PLUM, M., H. ANDERSEN and L. A. SWIGER: Heritability Estimates of Gestation Length and Birth Weight in Holstein-Friesian Cattle and their Use in Selection Indexes. J. Dairy Sci., 43: 1672-1675. (1965)
- 17) BLACKMORE, D. W., L. D. MCGILLIARD and J. L. LUSH: Genetic Relations between Body Measurements at Tree Ages in Holsteins. J. Dairy Sci., 41: 1045-1049. (1958)
- 18) ALLIRE, F. R. and C. Y. LIN: Heritability of Age at First Calving. J. Dairy Sci., 63: 171-173. (1980)

Multivariate Analysis of Weights and Milking Abilities of Holstein Cows*

Kazuyuki NISHIMURA and Tatsushi TSUKAMOTO

The records on 229 Holstein cows, born from 29 sires in Hokkaido Prefectural Shintoku Animal Husbandry Experiment Station were used to calculate genetic relationships among several earrier stages of developments, of heifers and to evaluate body size measurements by the principal component analysis. The applicability of the stepwise analysis method was investigated in the prediction of body weight at each stage and of milking abilities at the first parity. These data were also used to estimate genetic parameter by variance-covariance analysis of linearly classified data.

The principal component analysis was applied to the change of weight from birth to 36 months to extract the three principal components. The first principal component was 64.60% of the total variance, which was unusually high. Each total variance decreased with the month. Various factors appear to have accumulated during the stage of parturition.

The heritability of all available body weight of paternal sister was 0.47 at birth, 0.50 at the 4 day with the daily gain during this period being 0.08. Heritability of the body weights from 3 to 36 months old was estimated to be between 0.23 and 0.99. Similarly, heritabilities of the parturition age, the thurl width, the body length, the chest girth, and the parturition varied from -0.00 to 0.84. Heritability of the month of the culling was 0.37.

The prediction of milking ability at the first parity was analysed by a stepwise regression analysis, using the body weight of heifers at several developmental stages. The body weights, used in the equation as the dependent variables, were those older than 24 months. According to the analysis, the body size of heifers at the later developmental stages has significantly influenced the milking ability. The ratio of contribution to milk yield ranged between 22.14 and 47.18%. Similarly, that of the ingredients of milk varied from 45.13 to 49.56%. The ratios of contribution to persistency of lactation, the age of parturition and the age of culling were 40.81, 52.43, and 20.41%, respectively.

These results suggest it is difficult to predict the milking ability by body weight of heifers less than 2 years old. It appears necessary to consider the genetic relation among other body measurements.

* Part III of a Series, * Statistical Analysis on the Selection of the Dairy Heifer for the Herd Replacement *.

とうもろこしサイレージの好気的変敗がめん羊の第一胃内

発酵と反芻行動並びに消化率に及ぼす影響

出岡謙太郎・坂東 健・岡本 全弘

とうもろこしサイレージの好気的変敗がめん羊の第一胃内発酵、反芻行動並びに消化率に及ぼす影響を検討するため、2つの試験を行った。試験1では、乳熟期と黄熟期に調製したとうもろこしサイレージをそれぞれ25℃の室に3日間放置し変敗を生起させた。これらを第一胃にフィステルを装着しためん羊4頭に給与し、第一胃内発酵と消化率を4×4ラテン方格法で検討した。試験2では、黄熟期に調製したとうもろこしサイレージを25℃の室に1, 3及び5日間放置し変敗を生起させた。これらをめん羊4頭に給与し、反芻行動と消化率を4×3ユーデン方格法で検討した。

その結果、試験1では、両熟期とも好気的変敗は摂取量、消化率、栄養価並びに第一胃内容液のpH、NH₃-N及びVFA濃度に有意な影響を及ぼさなかった。試験2では、1及び3日間放置した変敗は摂取量、消化率、栄養価並びに反芻時間、反芻食塊吐出回数に有意な影響は認められなかった。しかし、5日間放置では摂取量の有意な低下及び摂取乾物量当り反芻食塊吐出回数の有意な増大が認められた。

サイレージの好気的変敗（以下変敗とする）について、その原因となる微生物的、物理的及び化学的条件などに関する知見は多い^{1)~7)}が、変敗したサイレージを家畜に給与し飼料価値の変化を検討した報告は少ない。牧草サイレージでは、牛⁸⁾とめん羊⁹⁾について変敗により栄養価の低下することが報告されている。とうもろこしサイレージでは、変敗の進行に伴い牛の乾物摂取量が低下することを示唆する報告¹⁰⁾もあるが詳細には検討されていない。

著者ら¹¹⁾は黄熟期とうもろこしサイレージについて、サイレージの外観や化学的品質は低下するが一般成分やTDN含量に影響しない程度の変敗は産乳価値に

ほとんど影響しないことを報告した。しかし、とうもろこしサイレージの変敗が反芻家畜の消化生理に及ぼす影響については報告がなく不明である。そこで、変敗したとうもろこしサイレージをめん羊に給与し、第一胃内発酵と反芻行動並びに消化率に及ぼす影響について、2つの試験を実施し検討したので報告する。

材料と方法

試験1.

供試サイレージは乳熟期及び黄熟期のとうもろこしを収穫しそれぞれ調製したもので、いずれも品種はハイゲンワセ、設定切断長は9mmであった。処理は、乳

Table 1 Description of corn silage used in experiment 1

	milk stage		dent stage	
	0*	3*	0*	3*
Silage temperature at feeding (°C)	17	37	17	41
Dry matter (%)	18.8	18.2	26.0	26.1
pH	3.9	4.7	4.0	5.0
VBN (% of total nitrogen)	4.6	4.4	6.0	4.8
Organic acid (% of fresh matter)				
Lactic acid	1.19	0.76	1.42	0.71
Acetic acid	0.40	0.33	0.42	0.26
Propionic acid	tr.	—	—	tr.
Proximate composition (% of dry matter)				
Crude Protein	11.2	10.2	8.9	9.3
Crude Fat	3.7	3.0	5.1	4.4
Nitrogen free extract	56.1	54.3	61.8	60.7
Crude fiber	21.9	25.6	18.2	19.2
Crude ash	7.1	6.9	6.0	6.4

*: Days of aerobic exposure

熟期及び黄熟期サイレーズのそれぞれについて、サイロから取出した日に給与する区（以下それぞれM区及びD区とする）と、室温25℃程度の室内に3日間放置後給与する区（以下それぞれM3区及びD3区とする）の4処理とした。サイレーズの温度、化学的品質及び一般組成を表1に示した。両熟期とも、3日間の放置により温度は20～24℃、PHは0.8～1.0上昇し、乳酸、酢酸含量は低下したが、一般組成には大きな変化はなかった。

供試めん羊は第一胃にフィステルを装着したサフォーク去勢雄4頭（体重68～87kg）である。試験は1期7日間の4×4ラテン方格法で行った。サイレーズの給与量は乾物で体重の1.7%を目途とし、1日2回7時と19時に半量ずつ給与した。第一胃内容物は、各期最終日の6, 8, 9, 10, 12, 14及び16時に採取した。水と固型塩は、第一胃内容物採取日の8～16時以外は自由摂取させた。また、各期の後半3日間に全糞を採取し消化率を測定した。

サイレーズ及び糞の分析はA.O.A.C.法¹²⁾によった。サイレーズ及び第一胃内容物のPHはガラス電極PHメータで測定し、揮発性脂肪酸（以下VFAと

Table 2 Description of corn silage used in Experiment 2

	Days of aerobic exposure			
	0	1	3	5
Silage temperature at feeding (°C)	18	37	40	37
Dry matter (%)	28.5	30.3	28.6	26.9
PH	3.97	4.40	5.88	6.35
VBN (% of total nitrogen)	5.6	4.7	3.0	2.7
Organic acid (% of fresh matter)				
Lactic acid	1.33	1.02	0.45	0.38
Acetic acid	0.39	0.31	0.15	0.15
Propionic acid	tr.	0.01	tr.	0.01
Proximate composition (% of dry matter)				
Crude protein	8.5	7.7	8.2	9.2
Crude fat	3.4	3.2	3.4	3.8
Nitrogen free extract	62.5	62.8	63.1	62.9
Crude fiber	20.5	21.7	21.0	18.8
Crude ash	5.1	4.6	4.3	5.3

供試めん羊はサフォーク去勢雄4頭（体重73～83kg）である。試験は1期13日間の4×4ラテン方格法で行ったが、IV期はサイロに地下水が浸透したため試験を中止し4×3ユーデン方格法¹⁴⁾として解析した。サイレーズの給与量は乾物で体重の1.4%を目途とし、1

する）は水蒸気蒸留後ガスクロマトグラフを用いて分析した。サイレーズの揮発性塩基態窒素（以下VBNとする）及び第一胃内容物のアンモニア態窒素（以下NH₃-Nとする）は水蒸気蒸留法¹³⁾により定量した。サイレーズの乳酸はBARKER and SUMMERON法¹³⁾により定量した。平均値の差の検定はTUKEYの方法¹⁴⁾によった。

試験2

供試サイレーズは黄熟期のとうもろこしを収穫し調製したもので、品種はワセホマレ、設定切断長は9mmであった。処理は、サイレーズをサイロから取出した日に給与する区（以下0区とする）、室温25℃程度の室内に1, 3及び5日間放置後給与する区（以下それぞれ1区, 3区及び5区とする）の4処理とした。サイレーズの温度、化学的品質及び一般組成を表2に示した。放置日数の増加に伴い、肉眼的に酵母、かびが認められ、5区では触感は粘性を持ち腐敗臭が感じられた。サイレーズの温度とPHの上昇、乳酸、酢酸含量の低下、また、総窒素に占めるVBNの割合（以下VBN/T-Nとする）の低下も認められたが、一般組成には大きな変化はなかった。

日2回朝夕半量ずつ給与した。水と固型塩は自由摂取させた。各期とも7日間予備飼養し、8～13日目に反芻行動を連続24時間測定した。反芻行動の記録は咬筋の筋電位のラジオバイオテレメトリ¹⁵⁾によった。また、各期の後半6日間に全糞を採取し消化率を測定した。

サイレーズ及び糞の分析方法は試験1と同じである。

結 果

試験1

サイレーズの乾物摂取量、消化率及び栄養価を表3に示した。乾物摂取量はD, D3区がM3区より多か

った（ $P < 0.05$ ）。各成分の消化率は、乾物、粗脂肪、NEF、粗繊維では4処理間に差は認められず、粗蛋白質はM区がD, D3区より高かった（ $P < 0.05$ ）。DCP含量はM区がD, D3区より高かった（ $P < 0.05$ ）。TDN含量はD3区がM区より高かった（ $P < 0.05$ ）。両熟期とも変敗による差は認められなかった。

Table 3 Dry matter intake, digestibility and nutritive value of corn silage in Experiment 1

	milk stage		dent stage	
	0*	3*	0*	3*
DM intake (% of body weight)	1.6 ab	1.4 b	1.7 a	1.7 a
Digestibility (%)				
Dry matter	63	64	64	66
Crude protein	63 a	56 ab	51 b	50 b
Crude fat	83	76	85	86
Nitrogen free extract	68	69	71	73
Crude fiber	50	62	48	53
DCP (% of dry matter)	7 a	6 ab	5 b	5 b
TDN (% of dry matter)	63 b	64 ab	67 ab	68 a

Values in each line with unlike superscripts are different ($P < 0.05$)

*: Days of aerobic exposure

第一胃内容物のPH、NH₃-NとVFAの濃度及びVFAモル比を全測定時間の平均値間で比較し表4に示した。PHはM3区がD, D3区より、NH₃-N濃度はM区がD3区より、またVFA濃度はD, D3区がM, M3区より、それぞれ高かった（ $P < 0.05$ ）。

しかし、両熟期とも変敗による差は認められなかった。各VFAモル比では、M3, D3区がそれぞれM, D区より、酢酸は高く、プロピオン酸と酪酸は低かった。また、バレリアン酸はD, D3区がM, M3区より高かったが、いずれも4処理間に有意差は認められなかった。

Table 4 Mean values of pH, NH₃-N and total VFA concentrations and molar percentages of individual acids in the rumen liquor of sheep consumed corn silage in Experiment 1

	milk stage		dent stage	
	0*	3*	0*	3*
pH	6.61ab	6.78 a	6.45 b	6.43 b
NH ₃ -N (mg per 100 ml)	10.4 a	8.7 ab	5.6 ab	4.9 b
Volatile fatty acids				
Total (mmol per 100 ml)	6.28b	6.29 b	7.77 a	8.00 a
Molar % of total				
Acetic acid	59.1	64.1	59.0	61.6
Propionic acid	20.8	18.6	22.3	21.4
Butyric acid	18.5	15.7	16.6	14.4
Valeric acid	1.6	1.6	2.1	2.6

Values in each line with unlike superscripts are different ($P < 0.05$)

*: Days of aerobic exposure

試験2

サイレーズの乾物摂取量、消化率及び栄養価を表5に示した。乾物摂取量は5区が0, 1及び3区より少

なかった（ $P < 0.05$ ）。しかし、各成分の消化率は4処理間に差は認められず、DCP及びTDN含量に差は認められなかった。

Table 5 Dry matter intake, digestibility and nutritive value of corn silage in Experiment 2

	Days of aerobic exposure			
	0	1	3	5
DM intake (% of body weight)	1.35 ^a	1.41 ^a	1.24 ^a	0.59 ^b
Digestibility (%)				
Dry matter	66.5	70.0	65.3	69.0
Crude protein	54.1	50.2	42.4	48.1
Crude fat	84.7	82.6	83.8	85.0
Nitrogen free extract	73.4	76.4	72.1	75.4
Crude fiber	54.4	64.5	58.3	61.4
DCP (% of dry matter)	4.6	3.9	3.6	4.5
TDN (% of dry matter)	68.2	71.7	67.7	70.9

Values in each line with unlike superscripts are different ($P < 0.05$)

採食時間、反芻時間及び反芻食塊吐出回数をそれぞれ1日当たり及び摂取乾物量当りで表6に示した。5区が0、1及び3区より、1日当りの反芻時間及び反芻食塊吐出回数は少なく、摂取乾物量当りの採食時間、

反芻時間及び反芻食塊吐出回数は多かった。しかし、有意差が検出されたのは摂取乾物量当り反芻食塊吐出回数のみであった ($P < 0.05$)。

Table 6 Time spent eating and ruminating and number of boli regurgitated in sheep consumed corn silage in Experiment 2

	Days of aerobic exposure			
	0	1	3	5
Time spent eating (min.)				
per day	109	72	76	114
per 100 g DM consumed	10.4	6.8	8.2	24.3
Time spent ruminating (min.)				
per day	562	486	497	364
per 100 g DM consumed	53.9	46.0	53.2	73.3
Number of boli regurgitated				
per day	653	584	545	426
per 100 g DM consumed	63.0 ^b	55.4 ^b	58.5 ^b	83.3 ^a

Values in each line with unlike superscripts are different ($P < 0.05$)

考 察

試験1において、本試験程度の変敗は乾物摂取量、消化率及び栄養価に有意な影響を及ぼさず、むしろ熟期の影響が顕著であった。すなわち、名久井ら¹⁶⁾の報告と同様に、黄熟期が摂取量の多い傾向を示し、また、粗蛋白質消化率と DCP 含量は低く、TDN 含量は高かった。

第一胃内発酵についても変敗による影響は認められず、VFA 濃度は黄熟期が乳熟期より高かった ($P < 0.05$)。黄熟期と完熟期（それぞれ乾物含量 23.0 %

と 31.4 %）のとうもろこしサイレージでは乳牛の第一胃内の pH、 $\text{NH}_3 - \text{N}$ 濃度及び VFA 濃度にほとんど違いは認められず¹⁷⁾、また、乾物含量 30.7 %と 43.3 %ではめん羊の第一胃内 VFA 濃度に影響を及ぼさない¹⁸⁾と報告されている。本試験では、黄熟期以前の熟期はめん羊の第一胃内 VFA 濃度に有意な影響を及ぼすことが示された。黄熟期のとうもろこしサイレージは乳熟期のものより、登熟により易発酵性炭水化物が増加し、また、摂取量も多くなる傾向があるので、発酵基質の量が増加したため第一胃内 VFA 濃度が高くなったものと考えられる。

とうもろこしサイレージを乳牛に給与すると第一胃内プロピオン酸濃度が高くなり（モル比で29~30%）、これが関与して乳汁中の無脂固形分や蛋白質の含量が増加するとされている^{17, 19)}。しかし、本試験ではめん羊にとうもろこしサイレージを給与したが第一胃内プロピオン酸濃度は低かった（モル比で21~22%）。これについては、家畜の種類や摂取量の違いも関与していると思われるが、乳牛にとうもろこしサイレージを給与した場合でも報告^{17, 20, 21)}によって第一胃内の VFA 組成に著しい相違が認められており、今後とも更に追究する必要があると考えられる。

一般に、サイレージが変敗すると、サイレージの乳酸、酢酸含量は減少し温度、pH が上昇する^{1, 4, 5)}。これを家畜が摂取した場合、第一胃内の pH や VFA 産生に影響を及ぼすことが懸念された。しかし、乳熟期及び黄熟期のとうもろこしサイレージとも変敗によりこれらに有意差は認められず、本試験程度の変敗はめん羊の第一胃内発酵に著しい影響を及ぼさないと考えられた。ただし、各 VFA モル比についてみると、両熟期とも変敗サイレージを給与した場合に、有意差は検出されなかったが、酢酸は高くプロピオン酸と酪酸は低くなっており、VFA の産生パターンになんらかの影響があったのかもしれない。

試験2において、乾物摂取量は0、1及び3区の間に差は認められなかったが、5区は0区の56%であった ($P < 0.05$)。5区程度の変敗を生起すると、摂取量は極端に低下し栄養価に変化はなくとも栄養摂取量が低下するので、飼料価値として低下することが示された。乾物含量 23.7 %のとうもろこしサイレージでは、好気的条件下に放置する日数が増えるに伴い牛の摂取量が低下することを示唆する報告¹⁰⁾がある。とうもろこしサイレージの変敗と摂取量の関係については、変敗の程度以外に家畜の種類とその生理条件、飼養条件など多くの要因が複雑に関与していると考えられる。

変敗した牧草サイレージについて、乳牛⁸⁾では、粗脂肪以外の各成分の消化率が低下し、特に NFE 消化率の低下が著しく、DCP 及び TDN 含量の低下すること、めん羊⁹⁾では、粗蛋白質及び NFE 消化率は低下、粗繊維消化率はわずかながら上昇する傾向、DCP 及び TDN 含量の低下することが報告されている。試験1、2とも、変敗により粗蛋白質消化率は低下し粗繊維消化率は上昇する傾向はうかがえたが、処理間に有意差は認められなかった。また、他の成分の消化率、

DCP 及び TDN 含量にも変敗による差は認められなかった。とうもろこしサイレージでは、本試験で生起させた程度の変敗は消化率や栄養価に大きな影響を及ぼさないと考えられた。しかし、黄熟期とうもろこしサイレージの可消化エネルギーは乾物 1 kg 当り 12.1 MJ (2.90 Mcal)²²⁾であるのに対し、23℃で6日間の好気的条件下で変敗により消失する熱量は 2.64 MJ でエネルギー価として無視しえないとする報告³⁾もある。試験2の5区で摂取量が低下したにもかかわらず消化率に変化のなかったことも併せて考えると、変敗と消化率について更に検討が必要である。

1日当りの採食時間、反芻時間及び反芻食塊吐出回数は、摂取量の増加につれ増大する¹⁵⁾。試験2の5区では乾物摂取量が0区の56%であるにもかかわらず、1日当り採食時間は0区とほとんど同じ値であった。したがって、摂取乾物量当りの採食時間は著しく増大していた。これは、5区のような変敗程度の進行したサイレージを、めん羊は積極的に採食せず時間をかけて少量ずつ採食したためと考えられる。また、1日当りの反芻時間の水準は 500 ~ 600 分程度とされている¹⁵⁾が、5区は 364 分と少なく、1日当り反芻食塊吐出回数も少なかった。これらは摂取量の低下によるものと考えられる。しかし、1、3区の乾物摂取量は0区と有意差なく、この場合、反芻時間と反芻食塊吐出回数に大きな相違は認められないので、3区程度までの変敗はめん羊の反芻行動に大きな影響を及ぼさないものと考えられた。

試験2では、乾物摂取量と摂取乾物量当り反芻食塊吐出回数以外の測定項目には処理間に有意差は認められなかった。このことには、ラテン方格法として計画した試験をユーデン方格法として解析せざるを得なくなったことも関与していると思われる。

以上のように、とうもろこしサイレージを好気的条件下に3日間放置して生起させた程度の変敗は、めん羊による第一胃内発酵、反芻行動、摂取量、消化率及び栄養価に有意な影響を及ぼさなかった。しかし、5日間放置すると乾物摂取量が減少し、反芻時間の低下する傾向がうかがわれた。とうもろこしサイレージの通年利用が普及するに伴い、程度の差はあれ変敗したサイレージを給与する場合もある^{5, 23)}。サイレージの変敗が牛の消化生理及び繁殖生理に及ぼす影響について更に検討を加える必要があるものと考えられる。

文 献

- 1) 大山嘉信：サイレージの好気的変敗とその防止対策(1). 畜産の研究, 35: 997-1002. (1981).
- 2) 大山嘉信：サイレージの好気的変敗とその防止対策(2). 畜産の研究, 35: 1118-1120. (1981).
- 3) 原慎一郎・伊藤稔・大山嘉信：サイレージの好気的変敗の際の品温, ガス代謝量および熱発生量と微生物相の相互関係. 日畜会報, 50: 549-556. (1979).
- 4) 山下良弘・山崎昭夫：予乾サイレージにおける2次発酵誘発の条件について. 北農試研報, 110: 81-95. (1975).
- 5) 西部潤・及川博・前田亨・名久井忠・岩崎薫・早川政市：とうもろこしサイレージの好気的変敗(2次発酵)に関する一考察. 北海道草地研究会報, 13: 106-109. (1979).
- 6) 名久井忠・岩崎薫・早川政市：トウモロコシホールクロップサイレージの二次発酵抑制に関する試験第1報トウモロコシの品種・刈取時期と二次発酵の関係. 畜産の研究, 35: 797-798. (1981).
- 7) OHYAMA, Y., MASAKI, S. and HARA, S.: Factors influencing aerobic deterioration of silages and changes in chemical composition after opening silos. J. Sci. Fd Agric., 26: 1137-1147. (1975).
- 8) FUJITA, H., S. MATSUOKA, J. TAKAHASHI, A. FUKAZAWA and K. TAKASE: Effect of aerobic deterioration on the nutritive value of grass silage. Jpn. J. Zootech. Sci., 51: 511-518. (1980).
- 9) 松岡栄・尾上富見男・加藤勝幸・藤田裕：牧草サイレージの好気的変敗にともなう飼料価値の低下割合. 第72回日本畜産学会大会講演要旨, 2. (1981).
- 10) LEAVER, J. D.: The use of propionic acid as an additive for maize silage. J. Br. Grassld Soc., 30: 17-21. (1975).
- 11) 坂東健・出岡謙太郎：好気的変敗ならびにプロピオン酸添加とうもろこしサイレージの産乳価値. 新得畜試研究報告, 10: 25-31. (1979).
- 12) ASSOCIATION of OFFICIAL AGRICULTURAL CHEMISTS Official methods of analysis. 9th ed. 283-296. Washington, D.C. (1960).
- 13) 大山嘉信：動物栄養試験法(森本宏監修). 初版, 412-417. 養賢堂, 東京. (1971).
- 14) 吉田実：畜産を中心とする実験計画法. 初版, 101-237. 養賢堂, 東京. (1975).
- 15) 岡本全弘：反芻行動とその消化生理学的意義に関する研究. 北海道立農業試験場報告, 30: 1-72. (1979).
- 16) 名久井忠・岩崎薫・早川政市：ホールクロップサイレージ用トウモロコシの収穫適期の検討. 日草誌, 26: 412-416. (1981).
- 17) 和泉康史：熟期の異なるとうもろこしサイレージと1番および2番刈オーチャードグラスラジノクロバサイレージの給与がウシ第一胃内揮発性脂肪酸の産生に及ぼす影響. 日畜会報, 47: 648-653. (1976).
- 18) GEASLER, M. R. and H. E. HENDERSON: Corn silage maturity, fineness of chop and metabolic parameters. J. Anim. Sci. (Society Proceedings), 31: 242. (1970).
- 19) 和泉康史・裏悦次・岡本全弘・渡辺寛・福井孝作・曽根章夫：熟期の異なるとうもろこしサイレージと1番および2番刈オーチャードグラスラジノクロバサイレージの産乳価値の比較. 日畜会報, 47: 537-542. (1976).
- 20) 和泉康史：とうもろこしサイレージの摂取量がウシ第一胃内揮発性脂肪酸の産生に及ぼす影響. 日畜会報, 45: 194-199. (1974).
- 21) 和泉康史：粗飼料と濃厚飼料の給与割合がウシ第一胃内揮発性脂肪酸の産生に及ぼす影響. 日畜会報, 50: 443-452. (1979).
- 22) 農林水産省農林水産技術会議事務局編：日本標準飼料成分表. 32-33. 中央畜産会, 東京. (1980).
- 23) 荻間昇・田辺安一・出岡謙太郎・坂東健・王木哲夫・渡辺寛：自走式フォーレー・ハーベスタの広域集団利用とサイレージ用とうもろこしの収穫調製技術. III. とうもろこしサイレージの品質及び給与形態. 北農, 46: 47-52. (1978).

Effect of Aerobic Deterioration of Corn Silage on Rumen Fermentation, Ruminating Behavior and Digestibility by Sheep

Kentaro DEOKA, Takeshi BANDO and Masahiro OKAMOTO

Two experiments were conducted to investigate the effect of aerobic deterioration of corn silage on the rumen fermentation, ruminating behavior and digestibility by sheep. In the first experiment, the whole crop corn was harvested at milk and dent stage, and ensiled separately in two silos. Deteriorated silage was prepared from each silo by leaving some of the silage under aerobic conditions at 25 °C for 3 days. The four silage, undeteriorated milk stage, undeteriorated dent stage, deteriorated milk stage and deteriorated dent stage, were fed to four fistulated wether sheep using a 4 × 4 Latin square design to study the rumen fermentation with digestibility. In the second experiment, the whole crop corn was harvested at dent stage, and ensiled in a silo. Deteriorated silage were prepared by leaving a part of the silage under aerobic conditions at 25 °C for 1, 3 and 5 days. The four silage, underiorated, 1, 3 and 5 days deteriorated, were fed to four wether sheep using a 4 × 3 Youden square design to study the ruminating behavior with digestibility.

The results were summerized as follows:

From the first experiment, the aerobic deterioration treatment of each silage was shown to have no significant effect on DM intake, digestibilities, nutritive value, and also on pH, and concentrations of ammonia nitrogen and VFA in rumen liquor.

From the second experiment, the 1 and 3 days aerobic deterioration treatments were shown to have no significant effect on DM intake, digestibilities, nutritive value, and also on ruminating time, number of boli regurgitated. However, the 5 days aerobic deterioration treatment had significantly decreased DM intake and increased the number of boli regurgitated per 100g DM consumed.

イネ科草種を異にするシロクローバ混播草地の収量,

植生及び放牧草の *in vitro* 乾物消化率

川 崎 勉 ・ 田 辺 安 一

イネ科5草種のそれぞれにシロクローバを混播した放牧地に肉用牛を放牧して4年間調査した。マメ科率はチモシー草地およびメドーフェスク草地が4か年を通して20%前後を維持した。トールフェスク草地も3か年までは20%前後で推移したが4年目には4%まで低下した。オーチャードグラス草地は利用初年目から5%以下となった。ケンタッキーブルーグラス草地は年次とともに8%まで低下した。放牧草の細胞壁物質含量はトールフェスク及びメドーフェスクが少なく、これらの *in vitro* 乾物消化率は高かった。また、チモシーの乾物消化率も前記2草種と同程度に高かった。年間乾物収量 (DM, kg/10a) はトールフェスク草地が1.2tで最も多く、チモシー草種0.9tとの間に有意差 ($P < 0.05$) が認められた。他の3草種草地は約1.0tで草種間で差がなかった。1日当り乾物生産量 (DM, kg/10a/日) はトールフェスク草地がどの季節とも他の4草種に比較して優れており、オーチャードグラス草地は春には同じく高かったが秋には低かった。他の3草種は季節間の差が小さかったが低水準で経過した。トールフェスクは収量、植生、季節生産及び *in vitro* 乾物消化率の点からみて放牧用草種として有望と考えられた。

北海道における放牧草地はこれまでオーチャードグラスおよびチモシーの採草型品種を主体にして造成利用されている。このため季節生産性の平準化や適正なマメ科率の維持が困難であり、耐寒性あるいは耐病性の地域性に対応できない面も生じている。更に、造成時には一般に多数草種の混播がなされいながら、播種後間もなく優勢草種によって占められ、多草種混播の有利性を期待できないのが実情である。脇本¹⁾は主体イネ科1草種にマメ科草種を組合せた単純混播草地を利用目的別に設ける方が栽培および利用上から合理的であろうとしている。

これらの理由から、各イネ科草種、品種について地域ごとの特性を比較し、その有効利用法を検討することが重要となってくるが、放牧試験の実施や評価方法の困難性から、多くは刈取り条件で評価されるにとどまっていた。最近、小原²⁾、沢田³⁾は空知地域で、また、藤田・折目⁴⁾は天北地域で放牧による草種比較を行ない、それぞれペレニアルライグラスが放牧地に有望であろうと報告している。

本試験では肉牛の放牧条件下で寒地型イネ科5草種の特性を明らかにするため、各草地について収量、植生、化学成分および放牧草の *in vitro* 乾物消化率を4年間調査し比較検討した。

材 料 と 方 法

北海道立新得畜産試験場内の湿性黒色火山性土の圃場を用いた。イネ科5草種のそれぞれにシロクローバを組合せた草地を1973年6月に造成した。各草種の供試面積は9aの1牧区とした。供試したイネ科草種、品種はオーチャードグラス「キタミドリ」(以下Ogとする)、チモシー「ハイデミー」(以下Tiとする)、トールフェスク「ホクリョウ」(以下Tfとする)、メドーフェスク「レトーデンフェルト」(以下Mfとする)、およびケンタッキーブルーグラス「トロイ」(以下Kbとする)であった。また、シロクローバは「ミルカパイピア」を用いた。

施肥は造成時に土壌改良資材として10a当り堆きゅう肥2t、炭酸カルシウム250kg、溶成磷肥60kgを、また、基肥として年間N4kg、 P_2O_5 20kg、 K_2O 6kgを投入した。放牧利用の1974年からは年間で10a当りN8kg、 K_2O 16kgを早春と2回次後および4回次後に3:3:4の割合で分施した。また、 P_2O_5 10kgは早春に全量施用した。

供試家畜はヘレフォード育成牛であり、年次により12~20頭用いたが、1974年は供試頭数20頭のうち黒毛和種を13頭用いた。

Table 1 Some details of pasture used in the experiment.

species	year	no. of rotation	average rest period (days)	plant height (cm)	
				grass	clover
Orchardgrass	1974	6	26 (17-38)	47 (41-51)	19 (14-24)
	1975	5	32 (23-49)	47 (38-69)	18 (13-21)
	1976	6	26 (21-31)	40 (30-51)	16 (12-20)
	1977	6	26 (18-33)	42 (26-56)	15 (6-19)
Timothy	1974	5	29 (26-35)	40 (32-50)	22 (20-26)
	1975	5	32 (27-41)	37 (30-48)	21 (16-26)
	1976	5	31 (27-35)	33 (28-40)	17 (13-21)
	1977	5	30 (27-34)	32 (26-38)	17 (13-21)
Tall fescue	1974	7	20 (16-29)	45 (37-50)	19 (14-21)
	1975	6	27 (21-37)	44 (28-53)	21 (11-30)
	1976	6	25 (24-28)	37 (31-44)	15 (11-18)
	1977	6	25 (19-30)	37 (31-43)	14 (11-17)
Meadow fescue	1974	6	24 (20-28)	39 (31-41)	23 (17-25)
	1975	5	31 (27-42)	41 (34-47)	20 (13-27)
	1976	6	27 (23-30)	33 (25-38)	16 (10-19)
	1977	5	32 (30-34)	34 (25-41)	17 (12-21)
Kentucky bluegrass	1974	6	26 (21-31)	36 (28-54)	23 (16-28)
	1975	5	30 (27-35)	36 (29-42)	19 (16-22)
	1976	5	28 (23-32)	29 (25-32)	15 (13-16)
	1977	5	31 (20-39)	28 (22-35)	15 (11-19)

note: range in bracket

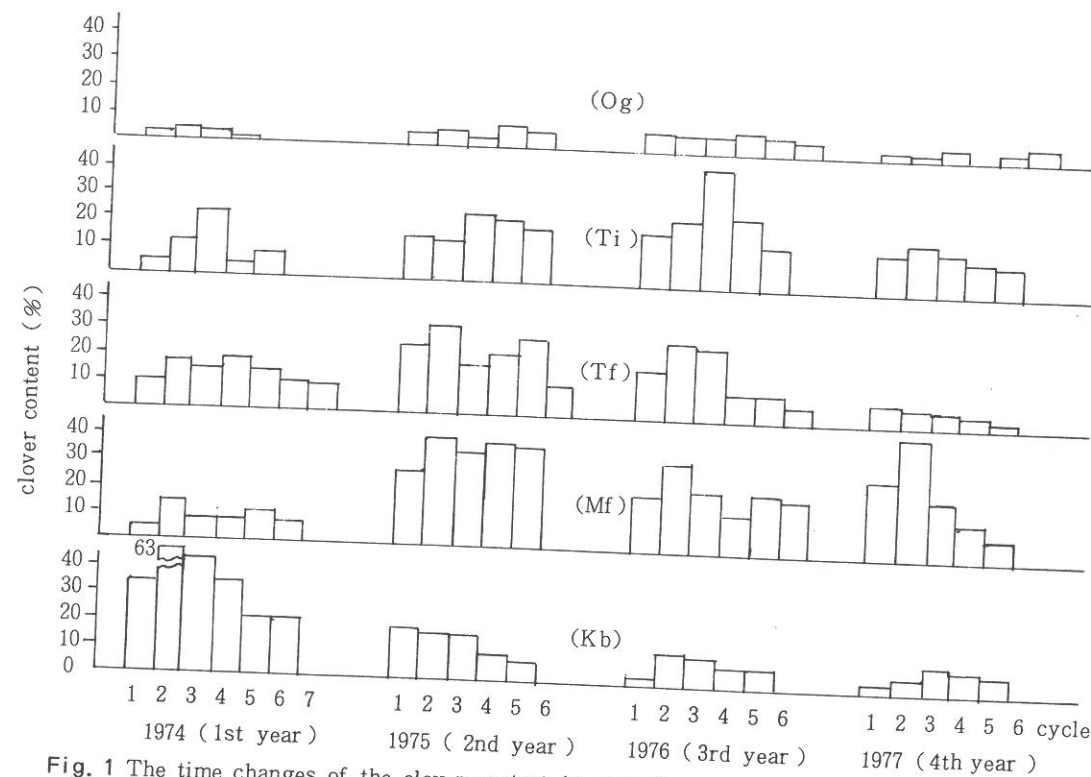


Fig. 1 The time changes of the clover content in each five pastures.

放牧試験は1974年から1977年の4か年実施した。表1には各草地の放牧回数、休牧日数および放牧時草丈を示した。各試験草地への放牧は現存量が生草で1,000~1,200 kg/10 aを目途に、全頭1群で24時間滞牧を基準とした。試験区に放牧できない場合は隣接の予備区に待期放牧した。年間放牧回数は表1に示したように年次または草種によって5~7回であった。退牧後は約5 cmの高さで毎回掃除刈りを実施し、刈取草をできるだけ牧区外へ搬出した。排糞処理は特に行わなかった。

各試験区の現存量は入牧時ごとに1 m²のコドラートをを用い3か所を5 cmの高さで刈取り調査した。1日当り乾物生産量は各回次の現存量を休牧日数(1回次については萌芽期からの日数)で除し、これらを季節ごとの平均値として示した。マメ科率は各ゴトラートごとに生草重量比で求めた。越冬前被度は各年の放牧終了後に牧草の冠部被度面積の割合を10%単位で観察して求めた。現存草の粗蛋白質(以下CPとする)、細胞壁物質(以下CWとする)⁵⁾およびin vitroの乾物消化率(以下IVDMDとする)⁶⁾は1975年から3か年測定した。なお、放牧期間を3つに季節区分し、春

は5~6月、夏は7~8月および秋は9~10月とし放牧回次を割振りした。

結果と考察

各草地のマメ科率の季節および年次推移を図1に示した。Og草地は利用初年目から5草種の中で最も低いマメ科率を示し、年間平均で2~7%であった。Kb草地は初年目が平均36%であったが、年次の経過に伴い8%まで低下した。Ti草地およびMf草地は4か年を通じてそれぞれ11~27%および10~35%と比較的高いマメ科率を維持した。Tf草地も3年目までは13~23%と比較的高いマメ科率であったが、4年目には4%近くまで低下した。季節推移では春から夏にマメ科率が高まり秋に低下する傾向を示した。このように、Ti草地およびMf草地はシロクロバの混生率を適正に維持した。しかし、Og草地の場合その維持が極めて困難と思われ、また、Tf草地では4年目以降に問題が残った。この点について沢田³⁾が同様の結果を報告しており、Tf草地ではマメ科率を維持するためにシロクロバ品種の選定と草地管理上の点から検討を加える必要がある。

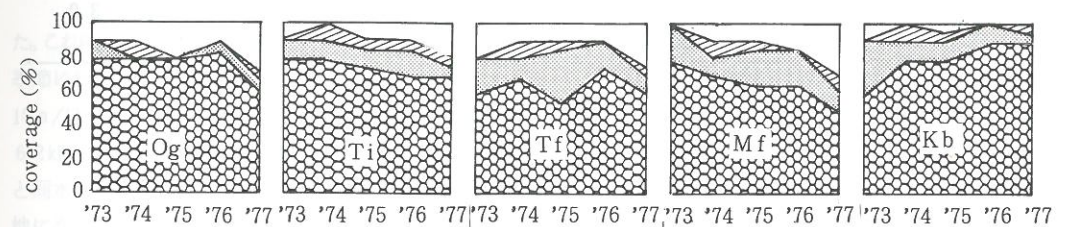


Fig. 2 The time changes of visual estimates of proportion of grass and clover (% ground cover) after grazing season.

図2には越冬前被度の年次推移を示した。裸地率はKb草地を除いて経年過が進むにつれて増加し、最終年(1977年)には20~30%であった。各草種の被度はMfが裸地率にはほぼ平行して低下していったのを除いて他の草地では年次経過に伴う低下が少なかった。

放牧草のCP, CWおよびIVDMDを表2に示した。CP含量は草種間ではMfが若干高く、また、季節間では秋に低い傾向があった。しかし、これらに有意差は認められなかった。CW含量ではKbが平均60%で他

の4草種より、またOgが54%でTfの50%より明らかに高かった。OgとTi並びにTiとTf間に有意差はなく、Mfは45%で他の4草種に比べて明らかに低かった。季節間ではOgで夏が有意に高かった。他の草種も夏に高くなる傾向を示したが、有意差は認められなかった。IVDMDについてみると、CW含量とは反対にKbが最も低く平均67%であった。Ogは平均71%でMfの76%、Ti及びTfの74%に比べて有意に低かった。また、草種×季節の交互作用は認められ

ず、どの季節においても草種間順位は一定の傾向を示した。次に、季節間差を比較すると、各草種とも春が最も高く夏に著しく低下した ($P < 0.01$)。特に春の

1 回次放牧草では IVDMD で 80% を超えることが多かった。年間乾物収量を表 3 に示した。Tf 草地はいずれの年

Table 2 Seasonal change of crude protein, cell wall constituent and *in vitro* dry matter digestibility (% of dry matter) of the herbage on five grass-clover pastures.

season	Orchard-grass	Timothy	Tall fescue	Meadow fescue	Kentucky bluegrass	LSD ²⁾
CP (%)						
spring	19±5.8 ¹⁾	19±2.5	20±1.4	20±2.4	18±3.8	NS ³⁾
summer	18±2.3	20±1.5	21±2.3	22±1.9	19±2.2	NS
autumn	16±1.3	19±4.0	19±0.9	19±0.4	22±0.2	NS
mean	18±3.7	19±2.4	20±1.9	21±2.3	19±2.9	NS
LSD	NS	NS	NS	NS	NS	NS
CW (%)						
spring	53±6.2	52±2.5	48±5.2	45±4.3	59±3.4	8.1
summer	58±2.4	52±1.5	52±3.0	48±2.7	62±3.5	4.1
autumn	50±0.2	49±2.9	49±2.4	43±2.6	57±5.0	8.5
mean	54±4.9	51±2.4	50±3.8	46±3.8	60±4.0	3.6
LSD	4.2	NS	NS	NS	NS	
IVDMD (%)						
spring	76±4.4	78±3.1	77±2.5	78±3.2	71±5.3	3.4
summer	68±2.5	71±2.7	72±2.3	74±3.2	64±5.6	7.7
autumn	70±1.6	75±1.1	73±1.2	78±3.2	67±3.1	6.1
mean	71±4.7	74±4.0	74±3.4	76±3.7	67±5.7	3.0
LSD	4.7	4.8	3.0	NS	NS	

1) mean + S. D.

2) Least significant difference at 5% level.

3) No significance.

Table 3 Herbage yield of five grass-clover pastures (DM, kg/10 a).

year	Orchardgrass	Timothy	Tall fescue	Meadow fescue	Kentucky bluegrass
1974	1,030	840	1,250	1,170	1,190
1975	810	930	1,180	1,110	1,050
1976	1,060	1,020	1,200	960	830
1977	1,010	860	1,150	790	810
total	3,910	3,650	4,790	4,030	3,880
mean ¹⁾	990 ^{ab}	910 ^b	1,200 ^a	1,010 ^{ab}	970 ^{ab}

1) Value with the different letter differ significantly at the 5% level.

においても最多収量を示し、かつ、年次に伴う収量低下が少なかった。Og 草地は 2 年目を除けば Tf 草地と同様安定した収量であった。Ti 草地は 1 年目が 840 kg/10 a で供試草種中最も低かったが、その後 3

年目までは漸増傾向を示した。これら 3 草種に対して、Mf 草地及び Kb 草地は 1 年目の約 1,200 kg/10 a から 4 年目の 800 kg/10 a へと漸減する傾向を示した。これらを 4 年間の合計乾物収量でみると Tf 草地: 4.9

t で最も多く、次いで Mf 草地: 4.1, Og 草地: 3.9, Kb 草地: 3.9, 及び Ti 草地: 3.6 t/10 a の順となり、Tf 草地と Ti 草地の間では 1.3 t の差 ($P < 0.05$) があった。また、Mf 草地、Og 草地及び Kb 草地はほぼ同水準で Tf 草地に比べて 0.8~1.0 t 少なかった。なお、Og 草地については前述の通り、2 年目 (1975 年) が他の 3 年と比較して 20% 程度の減収となった。この年に十勝地方では雪腐大粒菌核病が発生し⁷⁾、特に Og 草地の被害が 5 草種中で最も大

きかったためである。したがって、Og 草地の 4 年合計乾物収量は 5 草種中 3 番目であったが、通常では Tf 草地に次ぐ収量を維持するものとする。この点について、沢田³⁾は 10 種類の 2 草種混播草地にめん羊を放牧し、各草地の生産量を比較した結果、4 年間の合計収量が Og 草地及び Tf 草地が Mf 草地あるいは Ti 草地よりも多収であったと報告している。

次に各草種の季節別にみた 1 日当り乾物生産量と 1 日当り生産量の春に対する秋の比率を求め表 4 に示し

Table 4 Seasonal change of the dry matter production rate per day of five grass-clover pastures (DM, kg/10 a/day).

season	Orchard-grass	Timothy	Tall fescue	Meadow fescue	Kentucky bluegrass	LSD ¹⁾
spring	8.3	6.3	8.5	6.8	6.6	NS ²⁾
summer	7.2	6.2	8.2	7.0	6.6	NS
autumn	4.0	5.1	6.2	5.4	5.4	1.5
mean	6.5	6.0	7.8	6.6	6.4	
LSD	3.2	NS	1.4	NS	NS	
autumn/spring ratio	0.48	0.81	0.73	0.77	0.82	

1) Least significant difference at the 5% level

2) No significance.

た。これによれば、Tf 草地の 1 日当り乾物生産量はどの季節においても最高値を示し、特に、春と夏には 8 kg/10 a/日を超す生産量であった。さらに秋に入ってもなお 6.2 kg/10 a/日を維持した。Og 草地において Tf 草地と同水準の生産を示し、夏にも Mf 草地とともに Tf 草地に次いで高かったが、秋には逆に 5 草種中で最低となり 4.0 kg/10 a/日 で Tf 草地との間に有意差が認められた。Ti 草地、Mf 草地及び Kb 草地は各季節ごとの 1 日当り生産量がほぼ等しく、また、季節間差も小さかったが、Tf 草地と比較すると春で 1.7~2.1, 夏で 1.2~2.0 及び秋で 0.8~1.1 kg/10 a/日それぞれ低かった。しかし、Tf 草地とこれらとの間に有意差は認められなかった。本試験では Og 草地の秋の生産性が Ti 草地より低い結果となったが、ラジノクローバ混播のイネ科草地で 5 回刈り条件の試験結果⁸⁾では、秋 (9 月下旬の最終刈取り時) において Og: 4.0~4.2, Ti: 3.0~4.0 kg/10 a/日であった。また、イネ科単播の 4 回刈り条件の結果⁹⁾から推定したもので、10 月上旬の最終刈取り時で Og: 3.7~2.9, Ti: 2.5~2.2 kg/10 a/日となった。このように秋

の生産性は Og の方が Ti より高いとする報告が多いのに対し、本試験では逆の結果を示したが、これは放牧と刈取り試験における収量調査法の違い、特に放牧では残食草の影響が避けられないこと、あるいは草種間で年間の放牧回数が異なっていたこと (表 1) から季節区分における生育時期及び生育期間が草種間で多少のずれを生じたことなどによると考える。

放牧草種の季節生産性を評価する場合、1 日当り生産量が高いことと同時に季節間差が少ないこと、すなわち、生産量の高い春に対して秋においてもその低下が少ないことが重要である。そこで 1 日当り生産量の春に対する秋の比率をみると、表 4 に示したとおり、Og が 0.48 と 5 草種の中で最も低く季節間の収量変動が大きいことを示した。雑賀¹⁰⁾はオーチャードグラスの多回刈り試験で 11 品種平均値が 0.34 であったことを報告している。これに対し、Tf は 0.73 で Og に比べて約 1.5 倍であった。また、Ti, Mf 及び Kb についても 0.77~0.82 と Tf に比べても若干高い傾向であったが、これはこれら 3 草種の春における 1 日当り生産量が相対的に低かったためである。

以上の結果, Tf は収量及び1日当り季節生産量が高く, かつ秋/春比も高いことから放牧用草種として有望と考えられた。今後, 家畜の採食性及び Tf 草地の家畜生産性の検討が必要である。

文 献

- 1) 脇本 隆: 混播牧草の草種構成に関する研究. 北海道立農業試験場報告, 31: P80 (1980)
- 2) 小原 勉: 放牧地の草種の違いが肉用牛の増体に及ぼす影響. 滝川畜試研報, 15: 43-46 (1978)
- 3) 沢田嘉昭: めん羊放牧地における草種を異にする草地の生産性および採食性, 北海道草地研究会報, 12: 80-82 (1978)
- 4) 藤田 保・折目芳明: 放牧地における家畜の牧草選択と利用性. I. 放牧における育成牛の嗜好牧草について, 北海道草地研究会報, 12: 86-89 (1978)
- 5) GOERING, H. K. and P. J. VAN SOEST: Forage fiber analyses (Apparatus, Reagents,

Procedures, and Some Applications).

Agriculture Handbook No. 379 ARS, USDA (1970)

- 6) TILLEY, J. M. A. and R. A. TERRY: A two-stage technique for the *in vitro* digestibility of forage crops. J. Brit. Grassld. Soc. 18: 104-111 (1963)
- 7) 小松輝行・山川政明・住吉正次・田辺安一: 雪腐病発生常習地帯(十勝地方)におけるオーチャードグラス優占草地の経年変化の特徴点について. 日草誌別号, 24: 305-306 (1978)
- 8) 北海道農業試験成績会議資料: 十勝地方における輪作草地の季節および年次生産性に関する試験成績. 新得畜試 (1972)
- 9) 北海道農業試験成績会議資料: 牧草品種に関する試験—牧草品種の栄養価査定に関する試験—新得畜試 (1979)
- 10) 雑賀 優・川端習太郎・後藤寛治: オーチャードグラス主要品種の放牧条件における特性. 北農試彙報, 99: 97-103 (1971)

Herbage Yield, Botanical Composition and *in vitro* Digestibility of Five Grass Species on Grazing Pasture

Tsutomu KAWASAKI and Yasuichi TANABE

1. A grazing experiment was carried out to compare productibility, quality and botanical composition of five grass-white clover pastures. Pastures of orchardgrass ('Kitamidori'), timothy ('Heidemij'), tall fescue ('Hokuryo'), meadow fescue ('Leto Daehnfeldt') and Kentucky bluegrass ('Troy'), each mixed with white clover, were established in spring 1973. Pastures were grazed with yearling beef steers at equal stocking rate from May until October during the years 1974 to 1977.
2. The white clover content of timothy- and meadow fescue pasture were maintained at about 20 % during the four years of experiment. Tall fescue pasture declined to 5 % of white clover in the 4th year. Orchardgrass pasture had the lowest white clover content from the first grazing year.
3. Samples from meadow fescue-, tall fescue- and timothy pasture had lower cell wall constituents and higher *in vitro* dry matter digestibility than those from other pastures. Significant difference in the digestibility was observed during the three grazing seasons.
4. The annual dry matter yields of tall fescue- and timothy pasture were 1.2 and 0.9 metric ton/10a, respectively. The difference is significant. Tall fescue pasture had the highest dry matter production rate per day (kg/10a/day) among the five pastures in each grazing season. On the other hand, orchardgrass showed the lowest rate in autumn. Dividing the rate at the autumn by the rate at the spring, the lowest ratio, 0.48, was obtained in orchardgrass pasture. On the contrary, the other pastures showed relatively high ratios ranging from 0.73 to 0.82.
5. From these results, we conclude that tall fescue 'Hokuryo' is the appropriate grass for pasture.

十勝山麓地帯のオーチャードグラス主体草

地における株の分散構造

竹田 芳彦 ・ 大原 益博 ・ 小松 輝行

十勝山麓地帯におけるオーチャードグラス主体草地の株化の様相及び株化に伴う植生構造の変化を主として分散構造の面から検討した。供試草地は1974年~1980年に造成し、以後はほぼ一定の管理を施してきた造成後2~8年目のオーチャードグラス主体草地である。オーチャードグラスの株数は4年目まで減少し、それ以降約30株/m²で安定した。基底被度は株数ほどの年次間差はなく、4年目以降20~30%であった。株密度の減少に伴い、株当たり分げつ数及び株直径は5年目まで増加したが、それ以降は横ばいか、あるいは減少し、株の崩壊が顕著となった。また、分げつの分散構造は集中分布を示したが、生存株はランダム分布ないし規則分布で、株は独立してそれぞれの空間を占有していることが明らかとなった。このような株の分散構造が株密度低下後の株肥大、冬枯れ後の生存株による生産性回復、冬枯れを受けない場合の少数株による比較的高い生産性を可能にしている一因と考えられた。

オーチャードグラスは経年化に伴い株化しやすい草種とされ、株化に伴う問題点として裸地の形成、土壌侵蝕の増大、雑草の侵入、収穫・調製作業に対する障害及び生産性の低下等が指摘されてきた。当地帯においても株化したオーチャードグラス草地が多く、栽培上の問題点の一つとなっている。しかし、株化現象については佐藤ら¹⁾のように多収を期待する限り避けられず、適度の株化は必ずしも悪い現象ではないとの見方もある。

株化の過程ではまず個体間競争などの密度依存的な原因²⁾、あるいは夏枯れ³⁾及び冬枯れ⁴⁾などの密度独立的な原因によって個体密度が減少し、次に生存株が肥大する。当地帯は十勝山麓に属し、土壌凍結の程度、根雪始め、融雪期及び積雪深等冬季間における気象の年次変動が大きい。したがって、冬枯れの被害にも変動があるが、1975年の雪腐大粒菌核病の大発生時⁵⁾に顕著であったように、冬枯れも密度低下の一因になっていると考えられる。

当場においては1969年以降8年サイクルで定期的に更新を繰り返し、ほぼ一定の管理を施している造成後1~8年目までのオーチャードグラス主体草地がある。その調査結果によれば⁶⁾、収量は経年化に伴って漸減し、2, 3番草収量に比べて1番草収量の年次変動は極めて大きくなる。1番草の収量変動は主として冬枯れ被害の変動を示し、2, 3番草の安定は生育期間における急速な株の生産性回復を示すと考えられた。更に、越冬条件が良好な場合には、株の回復が翌春の比較

高い生産性に結び付いていた。

本試験では、オーチャードグラス主体草地の経年的な株化の様相を把握するとともに、このような生産特性を草地の分散構造の面から解析しようとした。

材 料 と 方 法

供試草地はオーチャードグラス (品種; キタミドリ) 主体草地である⁶⁾。造成時は混播であるが、2年目以降実質的に単一化している。施肥量は標肥区で2年目10-10-18, 3年目15-10-18, 4年目以降20-10-18 (N-P₂O₅-K₂O kg/10a) で、多肥区は標肥区の倍量である。また、刈取り回数は年3回である。

調査は株数、株の直径、分散構造 (分布様式)⁷⁾ 及び基底被度等について行った。株の直径は長径と短径を刈取り高さ約5cmで測定し、その平均値とした。株の分散構造は、4m² (2m×2m) の枠を256 (16×16) の方形区に区切り、各方形区に出現する株数を基にMORISITAのIδ指数⁸⁾を算出して解析した。分げつの分散構造は、基底被度に基づくMORISITAのIδ(P)指数^{9,10)}を算出して解析した。被度の観察は株数調査と同じ枠を用い、256個の最小方形区内の生存分げつの粗密を0~5にランク付けし、%換算した。したがって、ある株内にdead centerのような枯死部位があればそれを裸地として扱った。なお方形区の大さを連続的に変えて得られるIδ及びIδ(P)曲線の判定はMORISITAの方法⁸⁾によった。

調査は1981年9月下旬、3番草刈取り直後に実施し

たが、造成当年の草地については調査しなかった。

結果と考察

1. 株密度の減少と生存株の肥大

経過年数を異にするオーチャードグラス草地の株密

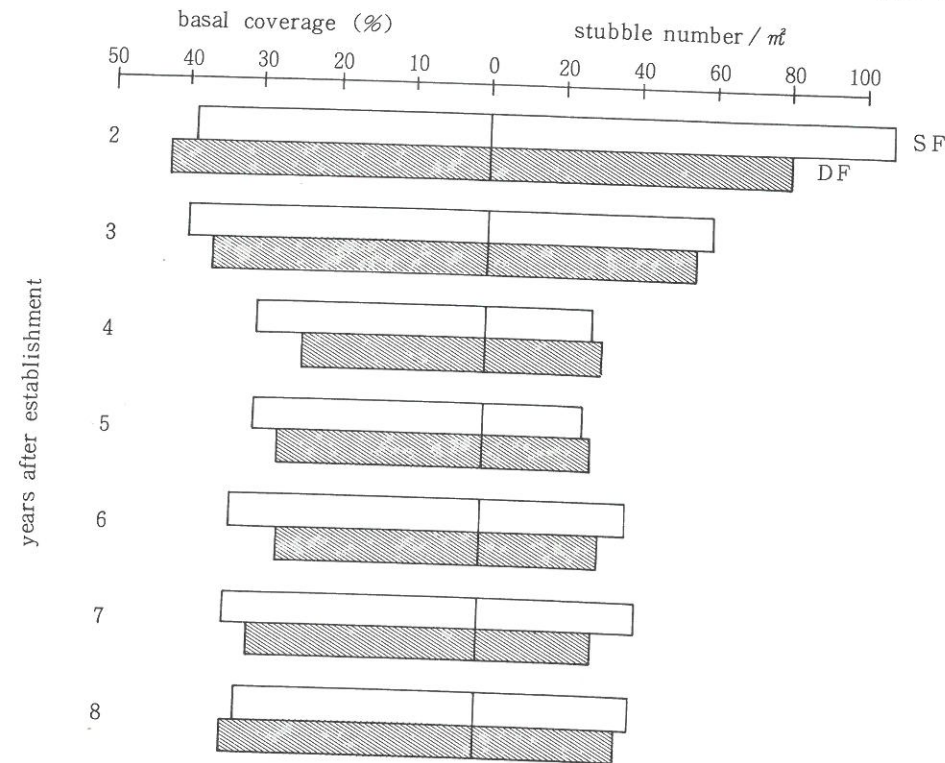


Fig 1 The differences of stubble densities and basal coverages in the 2nd to 8th year orchardgrass swards.

SE; standard fertilization

DE; double fertilization

低下は密度依存的な原因による場合には、個体間の生育較差を促進するような条件（たとえば多肥少刈り）で早まるとされている^{1,12,13,14}。本試験の条件では4年目以降30株/m²前後では安定すると推定された。また、施肥量間では標肥が若干多い傾向にあった。

一方、基底被度（図1）では、3～7年目草地でわずかに標肥が優っていた。造成後の経過年数では、2, 3年目草地で約40%, 4年目以降では20～30%で、株数でみられたほどの年次間差はなく、生存株の肥大を示していた。

株数減少に伴う株の肥大は既報^{1,15}と同様に明らか

度を図1に示した。本試験は同一草地を経時的に追跡したものではないが、2～4年目にかけたの株の減少と、4年目以降における安定傾向が認められた。

一般に、同一管理下にある草地の個体密度は時間の経過とともに一定の値に収斂し¹¹、また、個体密度の

で、株当たり分げつ数（図2）及び株直径（図3）は両者とも5年目まではほぼ直線的に増大していた。また、施肥の影響も認められ、3年目以降では多肥が標肥をいずれも上回っていた。

イネ科牧草の個々の分げつは1～2年生であり、季節的な変動はあるものの、株としての永続性は分げつの枯死と形成とのバランスの上に維持されている¹⁶。したがって、本草地では株数減少に伴って株内での分げつ形成が枯死を上回り¹⁷、5年目頃まで株肥大が進んでいるものと考えられる。しかし、この株肥大は株の生存期間中続くものではなく、株上り¹⁸、dead center

の形成、更には株の分断・崩壊へと進む¹⁹。本試験においても、株直径及び株当たり分げつ数は多肥が標肥を若干上回っているが、いずれも5年目以降横ばいかむ

しろ減少し、株内における分げつ密度（図4）も6年目以降低かった。更に、株内の分げつの枯死形態を4つに類型化し、健全株と併せてその比率を示した（表1）。

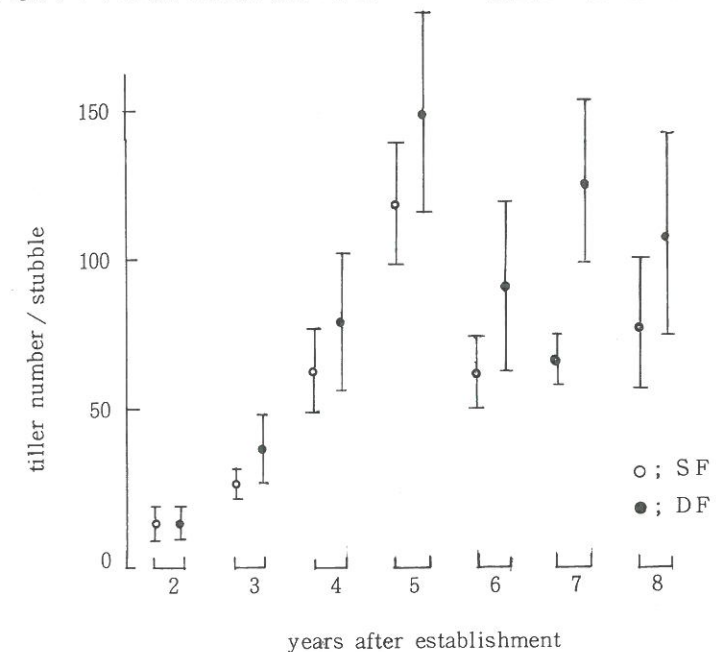


Fig 2 The number of tillers per stubble and its confidence interval (95%)

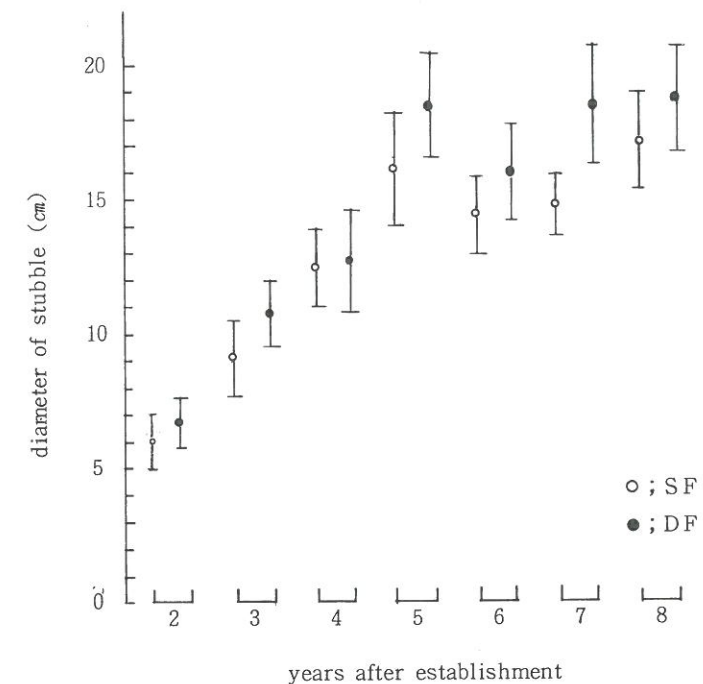


Fig 3 The diameter of stubbles and its confidence interval (95%)

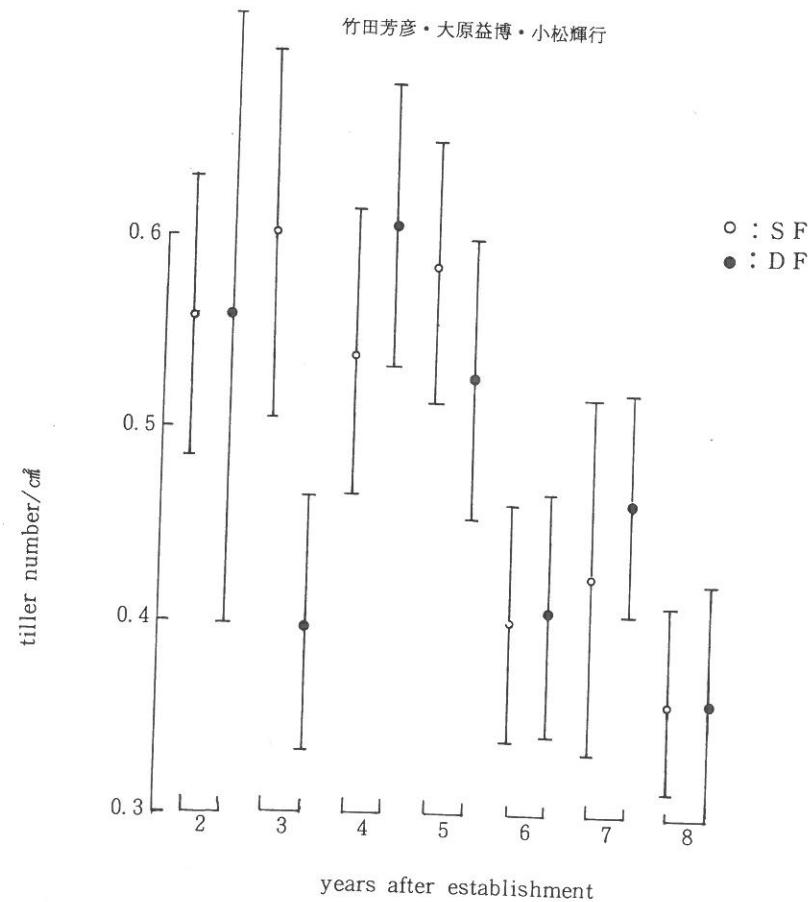
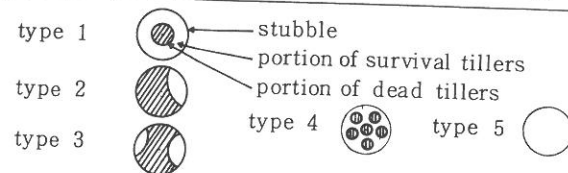


Fig 4 The tiller densities in the stubble and its confidence interval (95%)

Table 1 Frequency distribution of plants classified by dead patterns of tillers in the stubbles (%).

		type 1	type 2	type 3	type 4	type 5
SF	2nd year	0	8	0	27	65
	3rd year	20	3	10	4	63
	4th year	3	35	5	24	33
	5th year	10	43	8	26	13
	6th year	10	40	23	17	10
	7th year	10	60	15	7	8
	8th year	18	30	15	22	15
DF	2nd year	0	3	3	26	68
	3rd year	5	30	5	5	45
	4th year	13	35	8	6	38
	5th year	13	40	25	19	3
	6th year	3	35	13	11	38
	7th year	13	48	23	8	8
	8th year	15	43	13	11	18



健全株は経年的に減少し、2型のような部分的な枯死株が増大した。また、典型的な dead centerを示す1型も認められた。なお、株中の枯死部位の割合も経年的に拡大していることが観察された。したがって、本草地における生存株の崩壊は5年目を境にして株直径、株当たり分げつ数及び株内分げつ密度の減少の形で顕在化すると考えられた。このことは生存株の肥大によって株の減少がある程度補われている草地であっても、

株の崩壊に伴って必ずしもその占有面積が十分生かされないことを示唆していた。なお、肥大した株の崩壊の機作についても今後検討する必要がある。

2. 生存株及び分げつの分散構造

生存株の肥大がどのような植生構造の下に起きているかを MORISITA の $I\delta$ 指数²⁾によって検討した。

方形区の大きさを変えて得られる $I\delta$ 曲線を図5に示した。MORISITA の判定図²⁾によると、株の分布

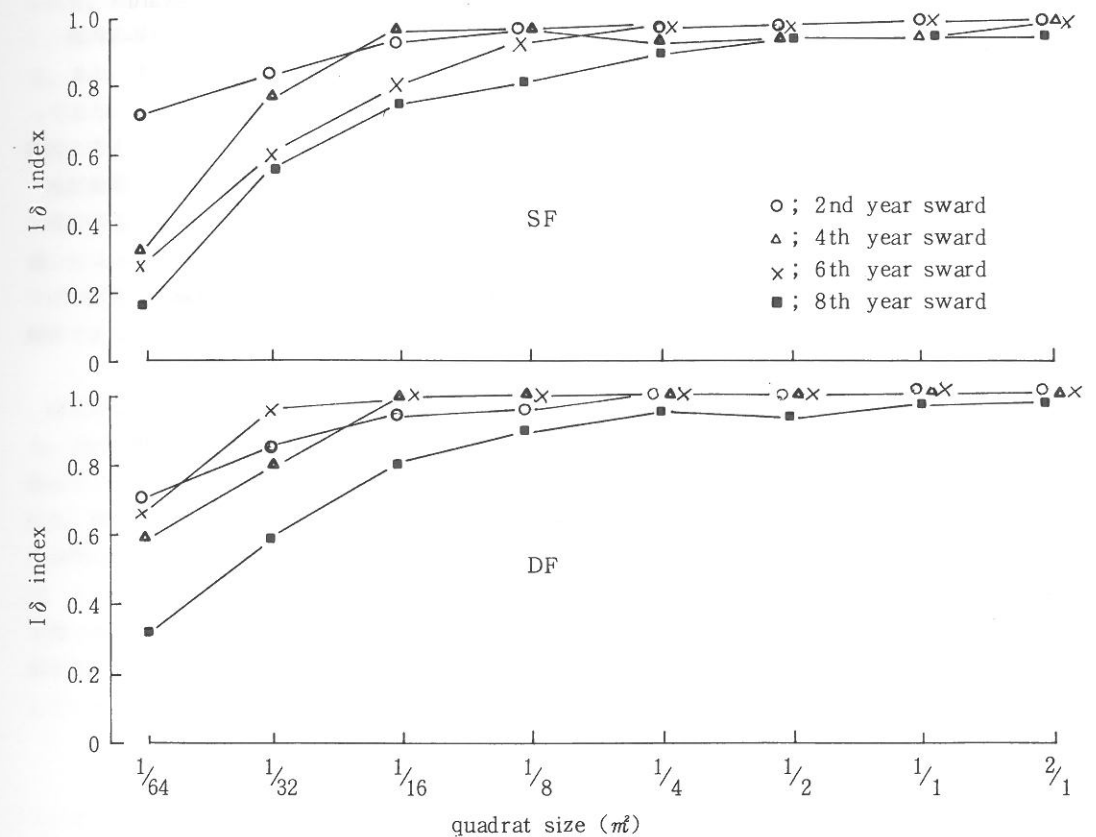


Fig 5 $I\delta$ -quadrate size relation based on number of stubbles in various sward.

は施肥量及び経過年数にかかわらずランダム分布ないし規則分布を示しており、経年的に規則性が高まる傾向もあった。 $I\delta$ 指数を用いた分散構造の解析例は幾つかあるが⁷⁾、人工草地を対象とした例は少ない^{20, 21, 22, 23)}。一般に、人工草地の牧草は造成初期に播種と発芽の不均一性を反映して集中分布をするが、弱小個体の枯死によってランダム分布ないし規則分布となって安定する^{20, 21, 22, 23)}。また、集中分析からランダム分布への移行は多肥など個体間競争が激しい時に早

まる²⁰⁾。本試験における分布様式の変化は2年目の秋以前に完了していたと考えられ、施肥量間の違いもその間に不明瞭になったと考えられる。また、当地帯における個体密度の低下については冬枯れの影響も無視できないが、このような地帯にあっても生存株はランダム分布ないし規則分布を示しており、株の分散構造からみれば一応安定したものと考えられる。

株肥大に伴って草地における分げつの分散構造がどう変化するかを解析するため、基底被度に基づいて

$I\delta(P)$ 指数^{9,10)}を算出し、図6及び図7に示した。

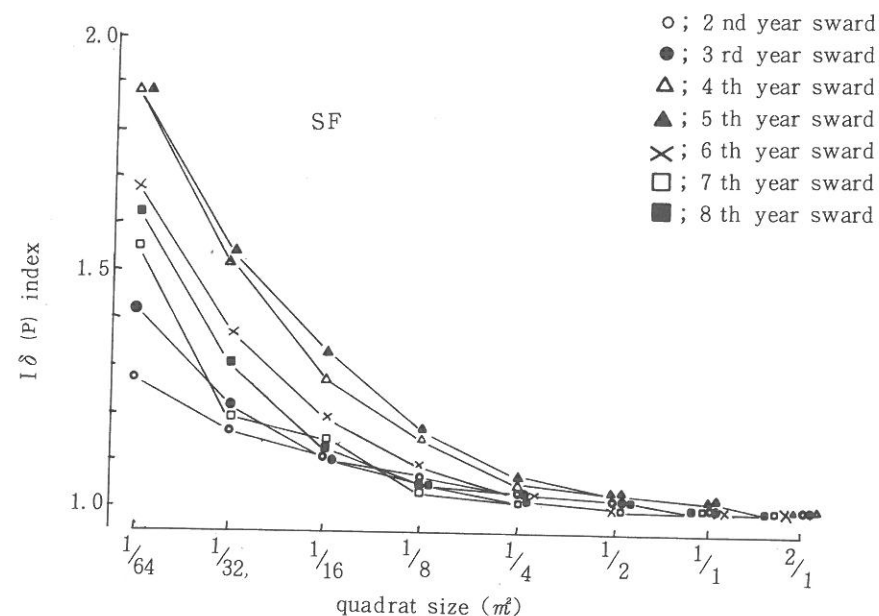


Fig 6 $I\delta$ -quadrat size relation based on basal coverage in various swards (standard fertilization).

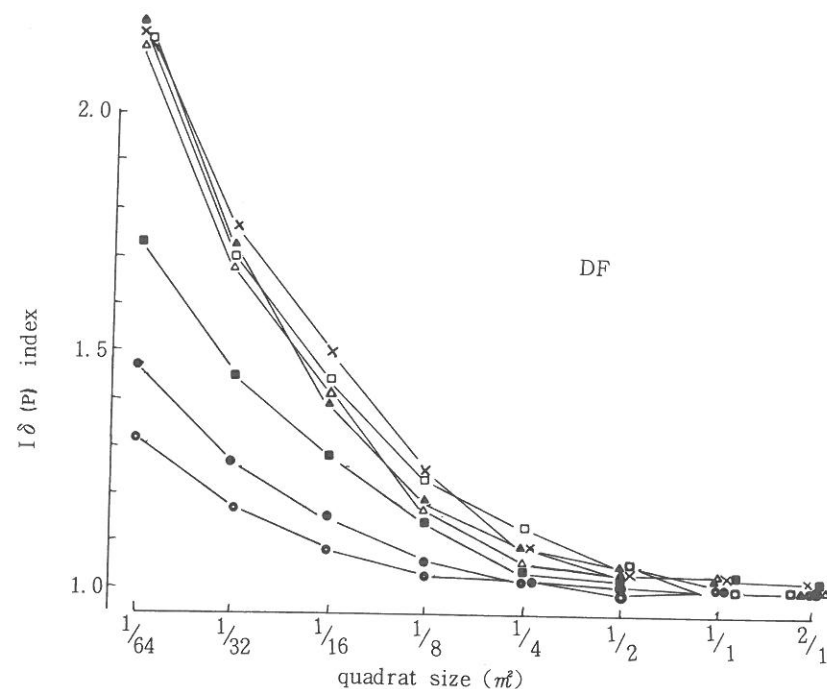


Fig 7 $I\delta$ -quadrat size relation based on basal coverage in various swards (double fertilization).

結果はいずれも集中分布を示していた。経過年次別では、多肥及び標肥とも2, 3年目で集中度($I\delta(P)$)が低く、5年目前後の草地で最も高かった。標肥では6年目以降、多肥では8年目で低下していた。若い草地において分けつの集中度が低かったのは、多数の小さな株がランダムに近い分布をしているためであり、5年目前後の $I\delta(P)$ は株の減少に伴う株肥大によって分けつの分布が少数株に集中したため高まったと考えられる。更に、この時期の株内分けつ密度は比較的高く、株内の基底被度も高く評価されたためと考えられる。また、生存株の崩壊は5年目を境にして顕著となっており、このことが古い草地で $I\delta(P)$ が低下した原因と考えられる。

施肥量間では、全般に標肥よりも多肥がわずかに高い集中度を示していた。この原因については施肥量の違いによる多肥区と標肥区の株密度、株直径及び株内分けつ密度の差異が関係していると考えられるが十分解析できなかった。

以上のように冬枯れが多く発生する当地帯にあって、分けつの分布は株化に伴って集中分布となるが、株はランダム分布ないし規則分布を示していた。すなわち、株は独立してそれぞれの空間を占有していることが明らかとなった。したがって、分散構造からみれば、このような株の分布様式が株密度低下後の収量減を補う株の肥大、冬枯れ後の生存株の急速な回復及び越冬条件が良好な場合の比較的高い茎葉生産を可能にしていると考えられた。

文 献

- 1) 佐藤徳雄・酒井 博・藤原勝見・川鍋祐夫：オーチャードグラス草地の株の状態と収量におよぼす窒素施用量の影響。日草誌, 18(1): 1-7. (1972)
- 2) 黒岩澄雄：植物群落における競争。生物科学, 17(1): 35-46. (1965)
- 3) 川鍋祐夫：多年生牧草類の“夏がれ”と栽培限界。畜産の研究, 11(1): 132-138. (1957).
- 4) 荒木隆男：越冬性作物の冬枯れをめぐる問題点。北農試研究成果資料集, 1: 27-33. (1977).
- 5) 及川 寛・田辺安一・大原益博：十勝地方における雪腐病による牧草被害の異常発生。1. 気象の経過との関連。北海道草地研究会報, 10: 80-84.

(1975).

- 6) 北海道立新得畜産試験場：オーチャードグラス草地の経年化と冬枯れの関係。昭和56年度北海道農業試験会議資料(1982).
- 7) 田川日出夫：群落の組成と構造。初版, 112-141. 朝倉書店, 東京. (1977).
- 8) MORISITA, M.: Measuring of the Dispersion of Individuals and Analysis of the Distributional Patterns. Mem. Fac. Sci. Kyushu Univ., Ser. E (Biol.) 2(4): 216-235. (1959).
- 9) MORISITA, M.: Measuring of Interspecific Association and Similarity between Communities. Mem. Fac. Sci. Kyushu Univ., Ser. E (Biol.) 3(1): 65-80. (1959).
- 10) TAGAWA, H.: Investigation of Pattern in Plant Communities. I. Pattern in Carex Kobomugi OHWI Population. Jap. J. Ecol., 13: 10-15. (1963).
- 11) 穂積和夫：植物の相互作用。初版, 8-64. 共立出版, 東京. (1977).
- 12) 石田良作・川鍋祐夫・桜井茂作・及川棟雄：人工草地の状態診断。第1報 施肥量・刈取り回数を異にしたオーチャードグラス単播草地の植生構造の変化。日草誌, 17(2): 112-117 (1971).
- 13) 石田良作・桜井茂作・及川棟雄：人工草地の植生構造 第1報 施肥量と刈取間隔を異にしたオーチャードグラス単播草地における弱小個体の枯死について。日草誌, 18(3): 196-201 (1973).
- 14) 佐藤 庚・西村 格・伊藤睦泰：草地における密度維持に関する生理生学的研究。Ⅲ. オーチャードグラス草地における刈取時期及び高さが個体数の減少過程に及ぼす影響。日草誌, 11(3): 160-167 (1965).
- 15) 石田良作・嶋村匡俊・及川棟雄：人工草地の植生構造 第3報. オーチャードグラス単播草地における株の分布状態。日草誌, 20(1): 11-15 (1974).
- 16) LANGER, R. H. M.: Tillering in Herbage Grass. Herbage Abstracts, 33(3): 141-148. (1963).
- 17) 竹田芳彦：イネ科牧草における再生分けつの種類とその量的割合の推移。北海道草地研究会報, 15: 51-54. (1981).

- 18) 関塚清蔵：作物体系第12編牧草類. 63-66. 養賢堂, 東京. (1963).
- 19) 川鍋祐夫：草地の生態学. 初版, 92-106. 築地書館, 東京. (1973).
- 20) 太田 顕：牧草地の動態 第2報 二, 三の草地における牧草個体の分散構造. 日草誌. 22(1): 33-38. (1976).
- 21) 石田良作：管理を異にする混播牧草地における個体密度および個体分布の時期的変化. 草地試研報. 20: 1-8. (1981).
- 22) 沼田 真・依田恭二：人工草地の群落構造と遷移 I. 日本草地研究会誌. 3(1・2): 4-11. (1957).
- 23) 太田 顕：牧草地の動態 III. 草地における構成草種の収量の均質性. 草地試研報. 10: 74-79. (1977).

Dispersal Pattern of the Survival Plants in Several Orchardgrass Swards at the Piedmont in the Tokachi District, Hokkaido.

Yoshihiko TAKEDA, Masuhiro OHARA and Teruyuki KOMATSU

The yearly changes in population densities and dispersal patterns of survival plants were traced on several similarly managed orchardgrass (*Dactylis glomerata* L., cv. Kitamidori) swards at the experimental field in Hokkaido Prefectural Shintoku Animal Husbandry Experiment Station. These swards were at the 2nd to 8th year after establishment and had been influenced repeatedly by winter injury.

In the analysis of dispersal pattern, Morisita's $I\delta$ (1959 a) and $I\delta(P)$ (1959 b) indices were used. These were obtained from stubble number and basal coverage respectively, which were measured in September of 1981.

The results obtained are summarized as follows;

1. The number of stubbles in orchardgrass swards decreased until 4th year after establishment, and since then stayed at a level of about 30 per m^2 . The changes in basal coverage were less remarkable than those of stubble number; the basal coverage of the 4th to 8th swards were constantly 20 to 30 %.
2. The number of tillers per stubble and diameter of stubbles increased from the 2nd to 5th year after establishment as stubble number decreased. However, these stabilized or decreased by a breakdown of stubbles.
3. The dispersal patterns of survival plants became random or uniform, while the dispersive structures of tillers based on basal coverage became contagious following the decline in the stubble number. These results suggest that survival plants independently occupy their space for growth.
4. The dispersal pattern of survival plants as obtained above explains the vigorous growth of survival stubbles after the decrease of population densities caused by competition, the recovery of productivity from winter injury in the growing season and the relatively high yield of sward attained by insufficient number of stubbles, when swards had not been injured during winter.

場外学術雑誌掲載論文抄録

初乳の効果的利用法

1. 保存初乳を給与した子牛血清中の移行抗体の消長
と有機酸添加初乳中の抗体価の推移

橋 口 裕 治 ・ 八 田 忠 雄

Studies on Effective Feeding of Colostrum

1. Changes in maternal Antibody Titers in Serum of
Precolostral Calves after Feeding of Colostrum and
Changes in Antibody Titers in Colostrum Supplemented
With Organic Acid in Several Keeping Conditions.

Yuji HASHIGUHI・Tadao HATUTA

日本獣医師会雑誌 第34巻第4号 166～171 (1981)

初乳の効果的利用法について移行抗体付与と乳汁免疫を目的とした初乳の保存法について検討した。

初乳未摂取雄子牛18頭を4群に分け、生後1.5～4.5時間以内に凍結保存プール初乳を給与量を変えて哺乳させた。給与量はA群では5ml/kg体重、B群は15ml/kg、C群は25ml/kg、D群は35ml/kgとした。給与初乳中の抗体価はアデノク型 (ADV 7) は2,560倍、牛ウイルス性下痢症 (BVDV) は4,096倍、パラインフルエンザ3型 (PIV 3) は320倍、牛伝染性鼻気管炎ウイルス (IBRV) は64倍であった。初乳給与前血清の免疫グロブリン濃度は給与前0または痕跡程度であったが、給与後はA群を除いて著明に増加し、A群と他群の間に明らかに有意差が認められた。一方、給与前血清ではいずれのウイルス抗体もなかったが、

給与血清では急上昇が認められた。3日後血清のADV 7に対する抗体価は、A群では平均57倍、B群は209倍、C群は317倍、D群は417倍であった。他のウイルスでも抗体価の違いはあるが同様な傾向が認められ、免疫グロブリン濃度とも相関性が認められた。

プロピオン酸と乳酸をそれぞれ0.5%と1%に添加した初乳を5℃と20℃に保存し、牛コロナウイルス、ADV 7及びBVOVに対する抗体価の推移を調べた。5℃で抗体価が最も安定していたのは0.5%プロピオン酸添加初乳であり、6～10週後も低下しないか1/2の低下にとどまった。ついで0.5%乳酸であり、1%添加乳と有機酸無添加の発酵初乳では抗体価は漸次低下した。20℃保存では比較的早期に抗体価は低下した。

新得畜試研究報告 No.12 1982. 3.

昭和57年 3 月20日 印刷

昭和57年 3 月30日 発行

編集兼
発行者 北海道立新得畜産試験場
北海道上川郡新得町
☎ (4)5321

印刷所 ソーゴー印刷株式会社
帯広市西16条北1丁目
☎ 0155 代24-1281
