



黒毛和種産肉能力直接検定成績と検定開始前発育形質に及ぼす要因

メタデータ	言語: jpn 出版者: 宮崎大学農学部 公開日: 2020-06-21 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 原田, 宏, 平井, 康夫, 守屋, 和幸, 福原, 利一, Hirai, Yasuo メールアドレス: 所属:
URL	http://hdl.handle.net/10458/5679

黒毛和種産肉能力直接検定成績と 検定開始前発育形質に及ぼす要因

原 田 宏*・平 井 康 夫*
守 屋 和 幸*・福 原 利 一*

Some Factors Affecting on Performance Traits and Pre-test Growth Traits of Japanese Black Bulls

Hiroshi HARADA, Yasuo HIRAI, Kazuyuki MORIYA
and Riichi FUKUHARA

(昭和 60 年 8 月 10 日受理)

緒 言

わが国の黒毛和種の種雄牛候補牛の産肉能力の推定には、候補牛自身の増体能力及び飼料の利用性などを対象形質とした産肉能力検定直接法（以下、直接検定と略記）が適用されており、その検定成績に及ぼす遺伝及び環境要因の影響について、いくつかの報告がなされている^{3,10}。

一方、子牛の育成期の発育に対し、産次、哺乳能力、出生季節など母牛の関与する要因が影響を及ぼすことが知られている^{4,6,8}。しかし、これら母牛サイドの要因が雄牛の直接検定成績に及ぼす影響についての報告は少ない¹⁰。また、雄子牛の育成期の発育に関する要因が、育成後の直接検定成績にどのような影響を及ぼすかについてほとんど検討されていない。

そこで本研究では、これまで取り上げられている要因に加えて、検定開始前の 1 日増体量及び母牛の産次を取り上げ、これらの要因が直接検定成績に及ぼす影響について調べるとともに、特に母牛の影響を受けると考えられる検定開始前の発育形質に対する環境要因の影響についても検討した。さらに、生時から検定終了時までの雄牛の産肉能力に関する諸形質について遺伝率の推定を行った。

材料及び方法

1. 材料

供試材料は、Table 1 に示すように、1974 年から 1983 年までに鹿児島、宮崎、大分の各県畜産試験場において実施された黒毛和種産肉能力直接検定の記録であって、44 頭の種雄牛から生産された 738 頭の雄牛の成績である。

なお、分析には各種雄牛当たり 5 頭以上の雄牛の記録を持つ材料を用いた。

2. 統計処理

本研究では、直接検定成績と検定開始前の発育形質を分けて統計分析を行った。なお、検定開始時体重は、検定開始前発育形質に含めて分析した。

まず、直接検定成績について分析の対象とした形質は、検定期間中の 1 日平均増体量、検定終了

* 家畜育種学研究室

Table 1. Number of bulls within stations, and years

Year	Station			Total
	Kagoshima	Miyazaki	Ohita	
1974	6(2)	23(7)	9(3)	38(12)
1975	34(3)	27(10)	28(6)	89(19)
1976	27(3)	28(13)	30(8)	85(24)
1977	37(4)	30(12)	32(7)	99(23)
1978	33(5)	37(13)	21(6)	91(24)
1979	25(3)	20(11)	19(6)	64(20)
1980	22(5)	26(9)	14(5)	62(19)
1981	44(6)	25(12)	21(4)	90(22)
1982	33(6)	23(8)	11(2)	67(16)
1983	34(7)	8(5)	11(3)	53(15)
Total	295(11)	247(21)	196(12)	738(44)

Figures in parentheses are number of sire.

時体重, 濃厚飼料摂取量, 粗飼料摂取量, 粗飼料摂取率, 1 kg 増体当たりの DCP 要求量 (以下, DCP 要求量と略記), 同 TDN 要求量 (以下, TDN 要求量と略記) 及び産肉能力点数の 8 形質である. これらの形質に関する分散分析に用いた数学モデルは, 次式に示すとおりである.

$$Y_{ijklm} = \mu + L_i + s_{ij} + N_k + K_l + a W_{ijklm} + b_1 X_{ijklm} + b_2 X_{ijklm} + e_{ijklm}$$

Y_{ijklm} = 対象形質の観測値,

μ = 全平均,

L_i = i 番目の検定場所に共通の効果 ($i=1\sim3$),

s_{ij} = i 番目の検定場所における j 番目の種雄牛に共通の効果 ($i=1\sim3, j=1\sim44$),

N_k = k 番目の検定年次に共通の効果 ($k=1\sim10$),

K_l = l 番目の検定開始時季節に共通の効果 ($l=1\sim4$),

a = 検定開始前 1 日増体量への 1 次偏回帰係数,

W_{ijklm} = 検定開始前 1 日増体量の算術平均からの偏差,

b_1, b_2 = 母牛の産次への 1 次及び 2 次偏回帰係数,

X_{ijklm} = 母牛の産次の算術平均からの偏差,

e_{ijklm} = 誤差

また, 検定開始前の発育形質について分析の対象とした形質は, 生時体重, 検定開始前 1 日増体量及び検定開始時体重の 3 形質である. なお, 検定開始前 1 日増体量は次式から求めた.

$$\text{検定開始前 1 日増体量} = \frac{\text{検定開始時体重} - \text{生時体重}}{\text{検定開始時日齢}}$$

これらの形質に関する分散分析に用いた数学モデルは, 次式に示すとおりである.

$$Y_{ijklm} = \mu + L_i + s_{ij} + N_k + K_l + b_1 X_{ijklm} + b_2 X_{ijklm} + e_{ijklm}$$

Y_{ijklm} = 対象形質の観測値,

μ = 全平均,

L_i = i 番目の生産県に共通の効果 ($i=1\sim3$),

- $s_{ij} = i$ 番目の生産県における j 番目の種雄牛に共通の効果 ($i=1\sim 3, j=1\sim 44$),
- $N_k = k$ 番目の出生年次に共通の効果 ($k=1\sim 11$),
- $K_l = l$ 番目の出生季節に共通の効果 ($l=1\sim 4$),
- $b_1, b_2 =$ 産次への 1 次及び 2 次偏回帰係数,
- $X_{ijklm} =$ 母牛の産次の算術平均からの偏差,
- $e_{ijklm} =$ 誤差

なお、各数学モデルの主効果のうち小文字は変量効果を、大文字は母数効果を示す。また、供試中の出生季節及び検定開始時季節は、それぞれ 3～5 月を春、6～8 月を夏、9～11 月を秋、12～2 月を冬とした。

遺伝率の推定は、次次に示す同父牛半きょうだい相関法により算出した。

$$\hat{h}^2 = \frac{4\hat{\sigma}_{s:L}^2}{\hat{\sigma}_{s:L}^2 + \hat{\sigma}_e^2}$$

ただし、 $\hat{\sigma}_{s:L}^2$ は検定場所内あるいは生産県内種雄牛分散を、また、 $\hat{\sigma}_e^2$ は誤差分散を表わす。

分散分析は、いずれも Henderson の Method III¹⁾ による最小自乗分散分析法に基づく Harvey の最小自乗分散分析用プログラム LSML 76²⁾ を用いて行った。計算は、九州大学大型計算機センター FACOM-M 382 を用いた。

結果及び考察

1. 直接検定成績に対する要因効果

直接検定成績の最小自乗分散分析の結果は、Table 2 に示すとおりである。

従来、直接検定成績に対する検定開始前の変動の影響を検討する際、検定開始時体重あるいは日齢を回帰に取り上げている^{3,10)} が、本研究では、供試牛の生時から検定開始時までの育成期の発育

Table 2 Least-squares analysis of variance for performance traits

Source of variation	d. f.	Mean squares							
		Average daily gain	Final weight	Concentrate intake	Roughage intake	Rate of roughage intake	DCP consumed per kg gain	TDN consumed per kg gain	Performance score
Station	3	0.72**	21244.6**	916397.8**	390290.2**	5842.6**	0.098**	0.008	194.3
Sire/Station	41	0.04**	709.3	17568.0**	4315.6**	35.9*	0.009**	0.066**	105.8**
Testing year	9	0.09**	1146.9**	39091.7**	15332.6**	189.2**	0.010*	0.036*	320.1**
Starting season of test	3	0.20**	4167.5**	4028.5	29722.9**	96.9**	0.039	1.95**	241.3**
Regression on pre-test D. G. Linear	1	0.65**	377673.1**	611776.0**	87044.1**	11.1	0.140**	6.41**	6406.0**
Regression on calving no. of dam Linear	1	0.01	117.0	19195.6*	5264.6	135.5*	0.001	0.01	5.1
Quadratic	1	0.01	6.9	101.6	1029.9	2.9	0.011	0.28	60.6
Residual	672	0.02	626.9	4842.9	2497.6	23.6	0.005	0.18	45.2

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

の差あるいは母牛の哺乳能力が直接検定成績に及ぼす影響について検討するため検定開始前の1日増体量と母牛の産次を回帰に取り上げた。

その結果、検定開始前1日増体量の効果は、検定期間中の1日平均増体量、終了時体重、濃厚飼料摂取量、粗飼料摂取量、DCP 要求量、TDN 要求量及び産肉能力点数の7形質に対して有意性 ($p < 0.01$) が認められた。しかし、粗飼料摂取率には有意性は認められなかった。一般に、育成期、特に哺乳中の発育は、両親から受ける遺伝的要因と母牛の哺乳能力、出生季節及び飼養管理状態などの環境要因によって影響を受ける複合形質であると考えられている^{8,11)} が、本研究においても、検定開始前の遺伝的要因あるいは環境要因による供試牛の発育の差が直接検定成績に対して大きく影響を及ぼしていることが推察された。さらに、代償性発育を考慮すると、供試牛の検定開始前の飼養管理状態などの違いによる環境要因が繰り越し効果として、検定期間中の発育に影響を及ぼすのではないかと考えられた。

一方、母牛の産次の効果は、1次偏回帰係数で濃厚飼料摂取量と粗飼料摂取率に有意性 ($P < 0.05$) が認められたのみで、他の形質については、いずれも有意性が認められなかった。このように、母牛の哺乳能力に関連が深いと考えられる母牛の産次の効果については、直接検定成績の発育形質に対する影響は少なく、検定開始時までには、母牛の産次の効果による供試牛の増体能力の差が生産者の育成技術などによってかなり平均化されているのではないかと考えられた。

次に、検定場所の効果は、TDN 要求量及び産肉能力点数を除くすべての形質に対して有意性 ($P < 0.01$) が認められた。また、検定場所内種雄牛の効果は、終了時体重を除くすべての形質に対して有意性が認められた。検定年次の効果は、すべての形質に対して有意であり、検定開始時季節の効果は、濃厚飼料摂取量及び DCP 要求量を除く6つの形質に対して有意性 ($P < 0.01$) が認められた。

これらの結果は、熊崎ら⁹⁾ あるいは佐々木ら¹⁰⁾ の報告とほぼ一致するものであって、直接検定成績に基づいて種雄牛候補牛を選抜する際、影響の強く表われている環境要因については、何らかの補正を行うことが必要ではないかと考えられた。

2. 直接検定開始前の発育形質に対する要因効果

検定開始前発育形質の最小自乗分散分析結果と、その最小自乗平均値を示せば Table 3 及

Table 3. Least squares analysis of variance for pre-test growth traits

Source of variace	d. f.	Mean squares		
		Birth weight	Pre-test daily gain	Initial weight on testing
Prefecture	2	131.5**	0.639**	5353.3*
Sire/Prefecture	41	11.8**	0.023**	1216.2**
Year of birth	10	5.2	0.013	641.5
Season of birth	3	1.9	0.075**	4016.0**
Regression on calvingno. of dam				
Linear	1	4.8	0.016	764.8
Quadratic	1	17.8*	0.062**	2167.5
Residual	669	4.3	0.009	723.0

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

Table 4 Least-squares means and standard errors for fixed effects

Effect	No. of obs.	Birth weight (kg)	Pre-test daily gain (kg)	Initial weight on testing (kg)
Prefecture				
Kagoshima	295	31.5±0.4 ^a	1.01±0.02 ^b	269.3±3.7 ^b
Miyazaki	247	30.1±0.3 ^c	1.09±0.01 ^a	276.0±2.7 ^a
Ohita	196	30.7±0.4 ^b	1.00±0.02 ^b	266.5±3.4 ^b
Season of birth*				
Summer	140	30.8±0.3	1.01±0.01 ^c	265.5±2.9 ^b
Fall	151	30.8±0.3	1.03±0.01 ^b	268.3±3.0 ^b
Winter	236	30.8±0.3	1.07±0.01 ^a	277.6±3.3 ^a
Spring	211	30.6±0.3	1.03±0.01 ^d	271.0±3.2 ^{ab}
Regression on calving no. of dam				
Linear	738	0.0324	0.00186	0.4106
Quadratic	738	-0.0170	-0.00100	-0.1872

* Spring: Mar. -May, Summer: Jun. -Aug., Fall: Sep. -Nov., Winter: Dec. -Feb.

a, b, c: Least squares means with different subscripts are significantly different (P<0.05).

Table 5 Composition of peidgree group of sires within prefectures (Kagoshima, Miyazaki, Ohita) and years

Prefecture	Peidgree group of sires	years 1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983
Kagoshima	Hyogo	0	3	15	8	61	4	36	80	48	67
	Tottori	100	97	85	92	39	96	64	20	52	33
	Okayama	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Miyazaki	Hyogo	39	26	22	10	27	60	50	60	56	75
	Tottori	26	30	39	60	49	30	38	24	35	25
	Okayama	35	44	39	30	24	10	12	16	9	0
Ohita	Hyogo	0	8	7	16	19	42	50	38	45	64
	Tottori	100	88	63	37	67	21	43	57	55	36
	Okayama	0	4	30	47	14	37	7	5	0	0

Figures are presented with percentage.

び Table 4 のとおりである。また、供試牛の生産県及び年次ごとの種雄牛の系統別供用割合は Table 5 に示した。

分散分析の結果、生産県の効果は、生時体重、検定開始前1日増体量及び検定開始時体重のいずれに対しても有意性が認められた。生時体重は、鹿児島県が31.5 kgで最も大きく、次いで大分県(30.7 kg)、宮崎県(30.1 kg)の順となった。しかし、検定開始前1日増体量では、宮崎県が1.09 kgで鹿児島(1.01 kg)、大分(1.00 kg)の両県より大きく、その結果、検定開始時体重でも宮崎県が276.0 kgで他の2県に比べ大きかった。生産県の効果に含まれる内容としては、生産県ごとに産地、系統の異なる種雄牛あるいは繁殖雌牛群の遺伝的要因が考えられる。

Table 5 から明らかなように、各県とも年々、兵庫系種雄牛の供用割合が増えているものの、生時体重の優れていた鹿児島県では、一般に、肉質よりも増体の優れていると言われる鳥取系種雄牛の供用割合が高い。また、検定開始前1日増体量及び検定開始時体重の優れていた宮崎県では、兵庫系種雄牛あるいは鳥取系種雄牛に加えて、体積に富む岡山系種雄牛も鹿児島県あるいは大分県に比べて多く供用されている。次に、生産県内種雄牛の効果は、生時体重、検定開始前1日増体量及び検定開始時体重のすべての形質に対して有意性 ($P < 0.01$) が認められており、これらの各県で異なる種雄牛が供試牛の検定開始前の発育形質に対して影響を及ぼしていることが示された。

出生年次の効果は、いずれの形質に対しても有意性は認められなかった。一方、Table 5 に示すように、各県で若干の違いはあるものの、1978年あるいは1979年ころから、それまでの鳥取系種雄牛から兵庫系種雄牛へと変遷しているにもかかわらず、直接検定にかけられる雄牛の生時体重は、ほとんど変化していない。さらに、その後の育成過程における供試牛の発育に対しても年次的変遷のみられた種雄牛から受ける遺伝的要因あるいは飼養条件や気候条件などの環境要因の影響が少ないことが推察された。

出生季節の効果は、検定開始前1日増体量と検定開始時体重の2形質に対して有意性 ($P < 0.01$) が認められた。最小自乗平均値でみると、検定開始前1日増体量は冬に出生したものが1.07 kgで最も優れ、夏に出生したもの (1.01 kg) が劣っていた。さらに、検定開始時体重でも冬から春に出生したものが277.6 kgで夏から秋に出生したもの (265.5 kg) に比べて優れていた。これらに関連して、熊崎ら⁹⁾は、黒毛和種の子牛を用いて生時から離乳時までの発育形質に対する影響について検討し、離乳時体重は冬に出生したものが夏から秋に出生したものより優れており、その主な理由として、育成期の飼育環境の違いをあげている。本研究の結果は、これとほぼ同様であり注目されるものであった。すなわち、本研究の供試牛は、生産子牛のうち種雄牛候補として選抜を受けた雄子牛であり、特に発育形質についてはかなり優れた能力をもつものと考えられるが、こうした雄子牛でさえ出生季節に含まれる気候条件あるいは飼養条件などの環境要因を受けることが認められた。

母牛の産次の効果は、2次偏回帰で生時体重及び検定開始前1日増体量に対して有意性 ($P < 0.01$) が認められた。これら2形質に対する偏回帰係数の符号は、Table 4 に示すように、両形質とも1次では正となり、2次では負となった。すなわち、産次数の少ない母牛あるいは多い母牛から生産された供試牛は、生時体重及び検定開始前1日増体量が劣っていることを示していた。この結果は、松川⁹⁾が、生時体重及び離乳時体重に対して母牛の産次が有意な効果を示し、初産～3産あるいは10産以上の子牛の発育は、5～7産の子牛と比べて劣るという報告とほぼ一致するものであった。これらのことから考えると、従来、報告されている⁹⁾ように、5～7産の雄子牛は、生時体重も大きく増体量も優れ、検定開始時体重も大きくなるものと推察される。しかし、本研究の供試牛については、個々の農家の育成技術を詳細に調査しなかったため、理由については不明であるが、母牛の産次の効果は検定開始時体重に対して認められなかった。

3. 遺伝率の推定

遺伝率の推定値は、Table 5 に示すとおりである。

検定開始前発育形質については、生時体重、検定開始前1日増体量及び検定開始時体重の遺伝率は、それぞれ0.429、0.179及び0.392と推定された。検定開始前の発育形質のうち、生時体重は他の発育形質の遺伝率に比べて高かった。また、検定開始時体重も生時体重の遺伝率に近い値となった。一方、検定開始前1日増体量の遺伝率は低く、育成期間における供試牛の発育が飼養条件あ

Table 6 Estimates of heritability and standard errors of pre-test traits and performance traits

Traits	heritability±S. E.
Birth weight	0.429±0.126
PDG.*	0.179±0.088
Initial weight	0.392±0.121
ADG.**	0.307±0.109
Final weight	0.036±0.065
Concentrate intake	0.616±0.151
Roughage intake	0.190±0.090
Rete of roughage intake	0.141±0.083
DCP/kg gain	0.222±0.095
TDN/kg gain	0.633±0.153
Preformance score	0.334±0.113

* Pre-test daily gain.

** Average daily gain on testing.

るいは母牛の哺乳能力の違いなどによる環境要因の影響をかなり受けていることを反映しているものと考えられた。佐々木¹¹⁾は、黒毛和種の生時から離乳時までの遺伝率を推定し、生時体重、生時から離乳時までの1日増体量及び180日齢補正体重の遺伝率は、それぞれ0.43、0.25及び0.30であり、子牛の生時から離乳時までの発育が母牛の哺乳能力にかなり左右されると報告している。また、Preston and Wills⁹⁾は、外国種について、生時体重、生時から離乳時までの増体量及び離乳時体重の遺伝率の平均値が、それぞれ0.38、0.27及び0.30と推定している。

直接検定成績の分析により求めた検定期間中の1日平均増体量、終了時体重、濃厚飼料摂取量、粗飼料摂取量、粗飼料摂取率、DCP要求量、TDN要求量及び産肉能力点数の遺伝率は、それぞれ0.307、0.036、0.616、0.190、0.141、0.222、0.633及び0.334と推定された。このように、検定期間中の1日平均増体量についても検定開始時体重同様、検定開始前1日増体量に比べ遺伝率が高いものとなった。熊崎ら⁵⁾は、生時から12カ月齢までの黒毛和種の発育形質の遺伝率を推定し、生時から6カ月齢までの発育形質の遺伝率よりも6カ月齢から12カ月齢までの発育形質の遺伝率の方が高いと報告している。また、外国種についても、kochら⁷⁾がほぼ同様の報告をしている。しかしながら、終了時体重の遺伝率は、0.036と他の発育形質に比べかなり低いものとなった。これは前述したように、検定場所内種雄牛間の分散が有意でなかったことからみて、検定終了時においては、種雄牛間の遺伝的なばらつきがかなり小さくなっているためであると推察された。

要 約

鹿児島、宮崎、大分の各県畜産試験場で1974年から1983年までに実施された黒毛和種雄牛738頭(種雄牛44頭)の産肉能力直接検定成績を用いて、検定開始前の発育形質に対する遺伝及び環境要因の影響を調べるとともに、検定開始前の発育が直接検定成績に及ぼす影響について検討した。加えて、検定開始前の発育形質及び直接検定形質の遺伝率を推定した。

検定開始前1日増体量の効果は、直接検定成績のうち、粗飼料摂取率を除くすべての形質に有意性が認められ、検定開始前の発育の差が直接検定成績に対して影響を及ぼしていることが示された。母牛の産次の効果は、濃厚飼料摂取量と粗飼料摂取率に対して有意性が認められた。検定場

所, 検定場所内種雄牛, 検定年次及び検定開始時季節の効果は, 従来の報告とほぼ同様, 直接検定成績のほとんどの形質に対して有意性が認められた。

生産県の効果については, 生時体重に対して, 鹿児島県, 大分県, 宮崎県の順で, 有意に大きいものとなった。また, 検定開始前1日増体量及び検定開始時体重に対しては, 鹿児島県が他の2県に比べ有意に高いものであった。生産県内種雄牛の効果は, 検定開始前の発育形質すべてに有意性が認められた。出生季節の効果については, 検定開始前1日増体量及び検定開始時体重で, 冬に出生したものが他の季節に出生したものより有意に高った。母牛の産次の効果は, 生時体重と検定開始前1日増体量の2次偏回帰で有意性が認められた。

生時体重, 検定開始前1日増体量, 検定開始時体重, 検定期間中の1日平均増体量, 検定終了時体重, 濃厚飼料摂取量, 粗飼料摂取量, 粗飼料摂取率, DCP 要求量, TDN 要求量及び産肉能力点数の遺伝率は, それぞれ0.429, 0.179, 0.392, 0.307, 0.036, 0.616, 0.190, 0.141, 0.222, 0.633及び0.334と推定された。

本稿を終わるに臨み, 本研究のために貴重なデータを快く提供していただいた宮崎県畜産試験場, 鹿児島県畜産試験場並びに大分県畜産試験場の各位に対し厚く謝意を表します。

文 献

- 1) Henderson, C. R.: *Biometrics*, **9**, 226 (1957).
- 2) Harvey, W. R.: *User's Guide for LSML 76-Mixed Model Least-squares and Maximum Likelihood Computer Program*. Mimeo. Ohio State Univ. (1977)
- 3) 熊崎一雄, 原田 宏: 日畜会報, **49**, 486 (1978).
- 4) 熊崎一雄, 松尾昭雄: 日畜会報, **39**, 426 (1968).
- 5) 熊崎一雄, 森 純一, 木原靖博: 中国農試報, **B9**, 85 (1962).
- 6) 熊崎一雄, 松川 正: 中国農試報, **B12**, 19 (1965).
- 7) Koch, R. M., Cundiff, L. V., Gregory, K. E. and Dickerson, G. E.: *J. Anim. Sci.*, **36**, 235 (1973).
- 8) 松川 正: 東北農試報, **45**, 117 (1973).
- 9) Preston and Willis: *Intensive Beef Production*. 2nd, Pergamon Press Oxford, 105-165 (1974).
- 10) Sasaki, Y., Iwaisaki, H., Masuno, Y. and Asoh, S.: *J. Anim. Sci.*, **55**, 771 (1982).
- 11) 佐々木義之: 日畜会報, **51**, 852 (1980).

Summary

The performance testing records on 738 Japanese Black bulls produced by 44 sires were analysed by the least squares procedure to study the effects of genetic and environmental factors on pre-test growth traits and the effects of pre-test growth rate on performance traits. The bulls were tested during the period of 1974 to 1983 at the Livestock Experiment Stations of Kagoshima, Miyazaki and Ohita. The heritabilities for pre-test growth and performance traits were estimated.

Pre-test daily gain had significant effects on average daily gain, final weight, concentrate intake, roughage intake, DCP consumed per kg gain, TDN consumed per kg gain and performance score. It is suggested that bulls with greater pre-test daily gain tend to be superior in performance traits. Calving number of dam had significant effects on concentrate intake and rate of roughage intake of bulls. Significant differences were found in performance traits among testing stations, sires within station, testing years and testing seasons, respectively.

Prefecture had significant effects on birth weight, pre-test daily gain and initial weight on testing. The effects of sires within prefecture on birth weight, pre-test daily gain and initial weight on testing were highly significant. Bulls born in winter were significantly higher in pre-test daily gain and initial weight on testing than bulls born in the other seasons. The effects of calving number of dam on birth weight and pre-test daily gain were significant. Year of birth had no significant effects on birth weight, pre-test daily gain and initial weight on testing.

Estimates of heritability for birth weight, pre-test daily gain, initial weight on testing, average daily gain, final weight, concentrate intake, roughage intake, rate of roughage intake, DCP consumed per kg gain, TDN consumed per kg gain and performance score were 0.43, 0.18, 0.39, 0.31, 0.04, 0.62, 0.62, 0.19, 0.14, 0.22, 0.63 and 0.33, respectively.