

放牧子牛の価格形成要因

矢部 光保

(東北農業試験場)

Effect of Grazing on a Calf Price

Mitsuyasu YABE

(Tohoku National Agricultural Experiment Station)

1 はじめに

放牧子牛の価格形成は、一般に舎飼子牛と比較して低評価で行われており、このため公共牧場等を活用した子牛生産を行っている繁殖農家の収益性は低くなり経営上極めて大きな問題となっている。そこで本研究は、放牧子牛の価格形成において、放牧それ自体と放牧にともなう自然交配や飼い直し状況等の要因が、どのような影響を価格に与えているかを直接的・間接的效果を通して分析しようと試みたものである。計算は農林水産研究計算センターを利用し、「MAP—多解析プログラム—」を使用した。

2 分析の手順

(1) データの性質と分析モデル

対象とする放牧子牛は岩手県南の磐井市場に上場された去勢子牛58頭、雌子牛38頭である。全供用種雄牛の約90%を自然交配牛(まき牛)1頭と人工授精用種雄牛2頭の合計3頭で、占めているため、分析の単純化のために子牛をこれらの種雄牛のものだけに限定した。

分析モデルは

$$Y = a_0 + a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_{13} X_{13} + \epsilon$$

ただし、Y=子牛1頭当たり取引価格(千円)、 X_1 =

母牛登録点数(点)、 X_2 =出荷体重(kg)、 X_3 =出荷日齢(日)、 X_4 =1日平均増体重(kg)、 X_5 =放牧開始後の入牧時日数(日)、 X_6 =入牧時日齢(日)、 X_7 =放牧日数(日)、 X_8 =飼い直し日数(日)、 X_9 =飼い直し増加体重(kg)、 X_{10} =飼い直し1日当たり増体量(kg)、 $X_{11} \cdot X_{12}$ =供用種雄牛選択1・2(自然交配のかわりに人工授精1・2を示すダミー変数)、 X_{13} =市場開設時期(S56.12~S59.2の毎月開設市場の通番号)、 $a_0, a_1, \dots, a_{13}$ =推定すべきパラメータ、 ϵ =誤差項とした。

そして、取引価格に有効に影響を与える要因を変数減増法で選択して重回帰式を決定し、回帰係数を用いて説明変数の直接的・間接的效果を検討した。

(2) 要因相互の関連性

取引価格と説明変数との単純相関係数について絶対値の大きいものからみると、放牧去勢子牛では $r_{Y2} = 0.680$, $r_{Y4} = 0.553$, $r_{Y9} = 0.531$, $r_{Y11} = 0.472$, そして、放牧日数(X_7)との相関 $r_{Y7} = -0.382$ があり、他は0.350以下である。同様に、放牧雌子牛では、 $r_{Y13} = -0.496$, $r_{Y6} = 0.387$ があり、他は0.300以下である。

(3) 変数選択と要因の直接的・全体的効果

表1の放牧去勢子牛からみると、第4段階まで変数選択され、更に分析の過程で、飼い直し増加体重の効果が出荷

表1 放牧去勢子牛について説明変数を減少させたときの偏回帰係数の変化

段階	母牛登録 点 数 X_1	出荷体重 X_2	退 牧 時 体 重 X_{14}	放牧日数 X_7	飼い直し 日 数 X_8	飼い直し 増加体重 X_9	供用種雄 牛選択1 X_{11}	供用種雄 牛選択2 X_{12}	市場開設 時 期 X_{13}	飼い直し 1日当たり 増体量 X_{10}	重 相 関 係 数 R	自由度調 整済み重 相関係数 $R^{*2}(\%)$
3	14.10*	1.24**	—	-0.26	-0.55	0.63	69.32**	44.02*	-2.92**	-28.74	0.875	72.06
4	13.47*	1.31**	—	-0.27*	-0.30	0.28	68.98**	42.34*	-2.79**		0.871	71.96
5	13.47*	—	1.31**	-0.27*	-0.30	1.59**	68.98**	42.34*	-2.79**		0.871	71.96
	(2.322)		(5.777)	(-2.010)	(-1.710)	(7.344)	(4.989)	(2.018)	(-3.883)			

注. 1) 表1の変数の他に、第0段階では放牧開始後の入牧時日数(X_5)、入牧時日齢(X_3)、1日平均増体重(X_4)が存在し($R = 0.881$, $R^{*2} = 71.56$)だが、 X_4 は第1段階で、 X_3 は第2段階で、 X_5 は第3段階で落ちた。

2) 出荷日齢(X_3)=入牧時日齢(X_6)+放牧日数(X_7)+飼い直し日数(X_8)である。

3) ()内の値はt値であり、**印は1%で、*印は5%で有意性を示す。

体重に吸収される傾向が強いため、出荷体重(X_2)を更に退牧時体重(X_{14})と飼い直し増加体重(X_9)とに分けて計測し、第5段階の結果を得た。この式はパラメータの安定性も高く、放牧・飼い直しの効果も良好に表している。

表2の放牧雌子牛についても同様にした。なお、放牧雌

子牛の母牛登録点数は低い値に集中している(平均値77.3点、変動係数1.00)ため、それ自体は重要な要因でありながら変数選択の過程で落ちてしまう。そこで強制的に説明変数として取り込んで形で変数選択を行なった。

以上のようにして決定した重回帰式の説明変数について、

表2 放牧雌子牛について説明変数を減少したときの偏回帰係数の変化

段階	母牛登録 点 数 X_1	出荷体重 X_2	退 牧 時 体 重 X_{14}	放牧日数 X_7	飼い直し 1日当たり 増体重 X_{10}	供用種雄 牛選択1 X_{11}	供用種雄 牛選択2 X_{12}	市場開設 時 期 X_{13}	飼い直し 増加体重 X_9	放牧開始 後の入牧 時 日 数 X_5	重 相 関 係 数 R	自由度調 整済み重 相関係数 $R^{*2}(\%)$
3	1.56	1.10**	—	-0.36	104.78*	48.72*	15.61	-2.65**	-1.06*	0.09	0.813	55.32
4	1.94	1.07**	—	-0.41	106.70*	45.47*	13.14	-2.65**	-1.06*		0.812	56.54
5	1.94	—	1.07**	-0.41	106.70*	45.47*	13.14	-2.65**	0.01		0.812	56.54
6	1.93	—	1.07**	-0.41*	107.40**	45.38*	12.92	-2.63**			0.812	57.99
	(0.276)		(4.653)	(-2.638)	(4.063)	(2.895)	(0.704)	(-5.011)				

注. 1) 表2の変数の他に, 第0段階では出荷日齢(X_3), 1日平均増体重(X_4), 飼い直し日数(X_8)が存在し($R = 0.815$, $R^{*2} = 50.13$)だが, X_8 は第1段階で, X_4 は第2段階で, X_3 は第3段階で落ちた。他は表1と同じ。

表3 放牧去勢子牛の取引価格の変化

説明変数	各 形 質 の 直 接 変 化 ΔX_i	取 引 価 格 の 直 接 変 化 量 (円) $b_{yi} \cdot \Delta X_i$	取引価格の全変化量 (円) $\Delta Y (\Delta X_i)$		
			自然交配	人工授精 1	人工授精 2
母牛登録点数 X_1	1.0 点	13,474	26,547*	32,348	27,789
退牧時体重 X_{14}	10 kg	13,086	3,944	3,392	9,198
放牧日数 X_7	10 日	-2,701	-4,348	-6,280	-4,730
飼い直し日数 X_8	10 日	-3,046	1,143	2,523	2,413
飼い直し増加体重 X_9	10 kg	15,923	6,532	8,325	6,574
供用種雄牛選択1 X_{11}	1.0	68,981	—	100,974	—
供用種雄牛選択2 X_{12}	1.0	42,340	—	—	68,765

注. *: $\Delta Y (\Delta X_1) = (b_{y1} + b_{y14} \cdot b_{141} + b_{y7} \cdot b_{71} + b_{y8} \cdot b_{81} + b_{y9} \cdot b_{91}) \Delta X_1 = 26,547$ として計算した。

表4 放牧雌子牛の取引価格の変化

説明変数	各 形 質 の 直 接 変 化 ΔX_i	取 引 価 格 の 直 接 変 化 量 (円) $b_{yi} \cdot \Delta X_i$	取引価格の全変化量 (円) $\Delta Y (\Delta X_i)$		
			自然交配	人工授精 1	人工授精 2
母牛登録点数 X_1	1.0 点	1,928	5,276	7,186	5,363
退牧時体重 X_{14}	10 kg	10,673	2,867	2,141	2,700
放牧日数 X_7	10 日	-4,079	-3,801	-4,488	-4,065
飼い直し1日 当たり増体重 X_{10}	0.1 kg	10,741	2,502	3,006	2,869
供用種雄牛選択1 X_{11}	1.0	45,377	—	45,726	—
供用種雄牛選択2 X_{12}	1.0	12,923	—	—	35,838

これらの変数の取引価格に対する直接的効果と直接的・間接的効果を含めた全体的効果とを表3・4に示した。

3 結果と考察

(1)放牧去勢子牛

供用種雄牛の影響は, 表3で示すように供用種雄牛選択1(X_{11})の場合, つまり自然交配のかわりに人工授精1を行うと, 直接的効果で約6.9万円, 全体的効果で約10.1万円の差が生じる。また供用種雄牛選択2(X_{12})の場合, 直接的効果で約4.2万円, 全体的効果で約6.9万円の差が生じ, 調査期間中の平均取引価格約23万円からみても供用種雄牛が価格形成上いかに大きな影響力を持つかがわかる。

放牧日数(X_7)延長の直接的・全体的効果は負を示す。

この理由としては, ①放牧それ自体の影響や②放牧日数(X_7)の延長が全期間の1日平均増体重(X_4)を減少させる($r_{47} = -0.245$)ことなどが考えられる。

飼い直し増加体重(X_9)の直接的・間接的効果は正であり, 飼い直し日数(X_8)延長の直接的効果は負である。このことは, 放牧期間中順調に成長し退牧時体重(X_{14})の大きいものほど飼い直し日数が少なく済む($r_{814} = -0.536$)ことから, 飼い直し日数の延長はかえって望ましくない効果を表わすと考えられる。しかしながら, 飼い直し日数(X_8)の延長は飼い直し増加体重(X_9)をより大きくする($r_{98} = 0.601$)ため, X_8 の全体的効果は正となると考えられる。

なお, 退牧時体重と飼い直し増加体重の直接的効果に比べて, それらの全体的効果が一般に低い理由は, ある程度の出荷体重を目標として退牧時体重に応じた飼い直しが行われているため, 退牧時体重(X_{14})が高ければ飼い直し増加体重(X_9)が少なく($r_{914} = -0.710$)てすみ, その逆もあることから, それらの効果が相殺されるためと考えられる。

(2)放牧雌子牛

表4を表3と比べれば, 飼い直し日数・飼い直し増加体重のかわりに飼い直し1日当たり増体重が入っているが, 説明変数の効果は, ①供用種雄牛の影響, ②放牧・飼い直しの影響とも放牧去勢子牛とほぼ同様の傾向が認められる。

しかし, 表1・2で自由度調整済み重相関係数 R^{*2} が放牧去勢子牛の71.96(%)に対し, 放牧雌子牛の57.99(%)と低いことからわかるように, 放牧雌子牛の場合は取引価格の形成において量的要因の寄与する割合がより少なく, 質的要因がより重要なことが示唆される。なお, 今後の課題として, ①多頭数での分析, ②外貌などの数量化の困難な部分の分析, ③放牧・舎飼子牛の経済性比較, ④放牧子牛生産農家とこれを購入する繁殖・肥育農家の収益性などについての検討が残されている。