

# 北海道のホルスタイン種における初産分娩月齢と繁殖ならびに生産形質との遺伝的関連

阿部隼人<sup>1</sup>・増田 豊<sup>2</sup>・鈴木三義<sup>1</sup>

<sup>1</sup> 帯広畜産大学, 帯広市 080-8555

<sup>2</sup> 岩手大学大学院連合農学研究科, 盛岡市 020-8550

(2007. 12. 12 受付, 2008. 2. 28 受理)

**要 約** 初産分娩月齢と3産までの経産牛繁殖形質ならびに生産形質間について, AIREML法を用いた2形質アニマルモデルにより, 遺伝的パラメータを推定した。記録は, (社)北海道酪農検定検査協会に集積された繁殖ならびに乳期記録, および(社)日本ホルスタイン登録協会北海道支局に集積された血統記録である。計算機の能力の制約からすべての記録を同時に分析することは困難であったため, 牛群単位の無作為抽出により10万記録程度のサブセットを10個生成し, 各サブセットに対し分析を行なった。遺伝率は, 初産分娩月齢に対し0.22, 経産牛繁殖形質に対し0.03~0.05と推定された。初産分娩月齢と経産牛繁殖形質との遺伝相関は絶対値で0.2を上回らなかった一方, 生産形質との遺伝相関は2産以降で-0.3から-0.4と比較的高かった。2産以降の生産形質との好ましい関連から, 初産分娩月齢の改良による長期的な生産性の向上の可能性が示された。

日本畜産学会報 79 (2), 203-209, 2008

乳牛において, 良好的な繁殖能力は生涯生産性を高める上で不可欠である。繁殖形質の遺伝評価は既に10カ国以上で行なわれており, インターブルは2007年2月より繁殖形質の国際種雄牛評価を公表している(International Bull Evaluation Service 2007)。

一方, 日本においても生産形質以外の機能的形質への関心の高まりを受け, 1997年に管理形質, 2003年に体細胞スコア, 2006年には在群期間の遺伝評価が始まっている(家畜改良センター 2007)。しかし繁殖形質については, AtagiとHagiya(2005)において空胎日数, 藤田と鈴木(2006)において初産分娩月齢ならびに分娩間隔が取り上げられた程度であり, 生産形質やその他の繁殖形質との関連に関する調査はほとんど報告されていない。

繁殖形質の遺伝分析に関する報告は数多くなされているが, その遺伝率は一般に低く, また近年の研究においても生産形質との対立関係が示されている(DematawewaとBerger 1998; Veerkampら 2001; Haile-Mariamら 2003; Kadarmideenら 2003; González-Recioら 2006)。

一方で未経産牛の繁殖形質については, 報告数こそ少ないものの, 経産牛よりも高い遺伝率が示されており, また生産形質との間での望ましい関連を示した研究もある(Hansenら 1983; Muirら 2004)。

未経産牛に対しては, 空胎日数, 初回授精日数および分娩間隔といった日数形質を定義することができず, 授

精回数, ノンリターン率, 初回授精月齢, 受胎月齢および初産分娩月齢といった形質が用いられる(Hansenら 1983; Muirら 2004; Jamrozikら 2005)。このうち初産分娩月齢は多くの個体について算出可能であり, 成熟性の指標としてもとらえられることから, わが国においても遺伝分析の結果が報告されている(鈴木と光本 1981; 河原ら 1996; 藤田と鈴木 2006)。

本研究の目的は, 初産分娩月齢, 経産牛繁殖形質および生産形質に関する遺伝的パラメータを推定することにより, 初産分娩月齢と経産牛繁殖形質ならびに生産形質との関連を調査することである。

## 材料および方法

データは, (社)北海道酪農検定検査協会に集積された, 1990年から2003年に分娩した個体の繁殖記録ならびに乳期記録, および(社)日本ホルスタイン登録協会北海道支局に集積された血統記録である。

繁殖記録より初産分娩月齢を算出し, さらに経産牛繁殖形質として初産から3産までの初回授精日数および空胎日数を算出した。空胎日数については, 次の産次の記録の存在する産次の記録に対してのみ計算した。次いで生産形質として, 乳期記録より初産から3産までの305日乳量, 乳脂量, 乳タンパク質量および無脂固形分量を抽出した。搾乳日数が305日以上の産次の記録について

連絡者: 鈴木三義 (fax: 0155-49-5414, e-mail: mit@obihiro.ac.jp)

は 305 日までの合計生産量を、 240 日以上 305 日未満の産次の記録については乳期終了までの合計生産量を、 305 日生産量と定義した。

全記録の抽出後、 移動歴のある個体の全記録、 流産ならびに供卵のある産次の記録、 空胎日数が分娩間隔と 280 日の差から 2 週間以上前後する記録を削除した上で、 分娩月齢が初産に対し 20 から 43 カ月、 2 産に対し 32 から 59 カ月、 ならびに 3 産に対し 44 から 75 カ月の範囲に入らない記録を削除した。 さらに産次ならびに形質ごとに、 測定値の上位および下位 0.5% に入る記録を削除し、 牛群-分娩年グループ内の個体数が 3 に満たない記録を削除した。 日数形質に対しては、 設定した日数の範囲から外れた記録を削除する (Haile-Mariam ら 2003; Atagi と Hagiya 2005; González-Recio ら 2006)， あるいはそのような記録に上限値を割り当てる (Oseni ら 2004; VanRaden ら 2004) という編集方法が主としてとられている。 これを踏まえ、 上記報告に比べ厳しくなく、 かつ膨大な記録から外れ値と思われる記録を可能な限り除去するように、 編集条件を設定した。 なお、 2 産以降の記録については、 それ以前の産次の記録が編集済み記録内に存在する場合のみ、 用いることとした。

以上の編集により得られたデータセットを元に、 単形質分析、 初産分娩月齢と各経産牛繁殖形質ならびに生産形質の 2 形質分析、 および初産繁殖形質と生産形質の 2 形質分析を行なった。 計算機の能力の制約上、 すべての記録を分析に含めることは困難であった。 そこで各分析に対し、 編集済み記録に含まれる牛群番号を無作為に抽出した上で、 その牛群内の個体の記録をすべて抽出してサブセットに含めるという手順を、 サブセットにおける記録数が 10 万に達するまで繰り返した。 以上の生成手順によるサブセットを各分析について 10 個生成し、 各サブセットから得られた推定値の平均を最終的な推定値とした。 上記の生成手順をとったことで、 サブセット間で一部に記録の重複が生じた。 サブセットの生成に際し、 初産分娩月齢と生産ならびに経産牛繁殖形質との 2 形質分析においては生産ならびに経産牛繁殖形質の記録に欠測を許容し、 経産牛繁殖形質と生産形質との 2 形質分析においては生産形質の記録に欠測を許容した。 また、 記録を持つ個体から最大 3 世代さかのぼって得た血統記録を用いた。 各サブセット内の血縁個体数は、 記録を持つ個体も含め 180,086 から 194,818 の範囲にあった。

繁殖形質の遺伝的パラメータの推定において、 多くの国は牛群-年次あるいは牛群-年次-季節といった管理グループの効果に加え、 分娩年月、 分娩月齢をモデルに含めている (International Bull Evaluation Service 2007)。 また、 乳牛の繁殖形質の遺伝的パラメータを推定した近年の研究においても、 上記以外の要因の含まれるモデルを適用した例は少なく、 一部の研究において子牛の性、 難産スコアおよびホルスタイン種の血量といった要因が考

慮されている程度である (Dematawewa と Berger 1998; Veerkamp ら 2001; Muir ら 2004; Jamrozik ら 2005)。

これを踏まえ、 初産分娩月齢に適用したモデルを以下に示す。

$$y_{ijk} = HY_i + CM_j + a_k + e_{ijk}$$

ここで、  $y_{ijk}$  は初産分娩月齢、  $HY_i$  は牛群-分娩年の母数効果、  $CM_j$  は分娩月の母数効果、  $a_k$  は相加的遺伝子効果、  $e_{ijk}$  は残差効果である。

生産形質および経産牛繁殖形質に適用したモデルを以下に示す。

$$y_{ijkl} = HY_i + CM_j + AC_k + a_l + e_{ijkl}$$

ここで、  $y_{ijkl}$  は空胎日数、 初回授精日数、 305 日乳量、 305 日乳脂量、 305 日乳タンパク質量または 305 日無脂固体分量、  $HY_i$  は牛群-分娩年の母数効果、  $CM_j$  は分娩月の母数効果、  $AC_k$  は分娩月齢クラスの母数効果、  $a_l$  は相加的遺伝子効果、  $e_{ijkl}$  は残差効果である。 月齢クラスについては 4 カ月を 1 区分とし、 初産、 2 産および 3 産の各形質に対しそれぞれ 6 区分、 7 区分および 8 区分を設けた。

遺伝分析には AIREMLF90 (Misztal ら 2002) を使用した。

## 結果および考察

### 1. 基礎統計量

分析に用いた各形質の産次別観察値数ならびに平均を表 1 に、 初産分娩月齢および経産牛繁殖形質に対する年次別平均を表 2 に、 それぞれ示す。 初回授精の報告のない記録や、 次の産次の報告のない記録も含まれるため、 初回授精日数と空胎日数で記録数に差が生じている。 また表 2 を見ると、 初産分娩月齢が 2000 年以降に早期化している一方で、 空胎日数および初回授精日数は特に 1990 年代に増加している。 家畜改良事業団 (2007) における全国規模の統計においても同様な傾向が見られ、 経産牛における繁殖成績の悪化は全国的な問題といえる。 繁殖性悪化の原因に関する研究において、 対立的な遺伝相関に起因する負の相関反応、 高泌乳化に伴うエネルギーの未充足、 繁殖性より生産量を重視した飼養管理などが指摘されており (Nebel と McGillard 1993; Lucy 2001; Pryce ら 2004)， 育種改良のみならず管理面での改善も重要であると考えられる。

### 2. 遺伝率

初産分娩月齢、 経産牛繁殖形質ならびに生産形質の遺伝率、 および初産分娩月齢と各経産牛繁殖形質ならびに生産形質間の遺伝ならびに表型相関推定値を表 3 に示す。 初産分娩月齢の遺伝率は 0.22 と推定され、 Allaire と Lin (1980) に一致し、 河原ら (1996) および藤田と鈴木 (2006) による推定値 (それぞれ 0.10 および 0.12) よりも高い一方、 鈴木と光本 (1981) による推定値 (0.32) より

初産分娩月齢と生産、繁殖の関連

**Table 1** Number of records and means for age at first calving, yield traits and reproductive traits of cows by parity

Trait	First parity		Second parity		Third parity	
	Records	Mean	Records	Mean	Records	Mean
AFC <sup>1)</sup> (months)	965,107	27.2	—	—	—	—
DO <sup>2)</sup> (days)	763,194	129.5	501,369	130.7	282,601	131.8
DFS <sup>3)</sup> (days)	832,877	86.7	579,122	86.4	337,455	87.1
Milk Yield (kg)	852,943	7223.6	579,686	8614.4	338,376	9102.2
Fat Yield (kg)	852,943	280.7	579,686	336.2	338,376	356.0
Protein Yield (kg)	852,940	234.4	579,682	278.2	338,374	290.5
SNF <sup>4)</sup> Yield (kg)	852,942	641.8	579,682	755.7	338,375	791.5

<sup>1)</sup> AFC : Age at first calving.

<sup>2)</sup> DO : Days open.

<sup>3)</sup> DFS : Days from calving to first service.

<sup>4)</sup> SNF : Solid not fat.

**Table 2** Means for age at first calving and reproductive traits of cows by year and parity

Year	First parity			Second parity		Third parity	
	AFC <sup>1)</sup> (months)	DO <sup>2)</sup> (days)	DFS <sup>3)</sup> (days)	DO (days)	DFS (days)	DO (days)	DFS (days)
1990	27.3	117.5	83.0	92.7	64.3	—	—
1991	27.5	116.6	82.4	113.7	80.8	93.3	59.9
1992	27.7	119.6	84.8	118.2	84.0	115.3	83.1
1993	27.7	121.3	86.7	120.1	85.5	119.8	85.5
1994	27.7	130.4	88.9	127.9	87.3	126.3	86.5
1995	27.6	129.8	87.9	127.0	86.1	125.1	86.1
1996	27.4	130.6	88.5	130.9	87.0	128.5	86.2
1997	27.3	131.2	87.9	131.2	86.9	131.1	87.0
1998	27.3	134.2	88.2	132.6	86.7	133.0	87.3
1999	26.9	140.3	88.8	141.2	88.6	138.5	88.5
2000	26.9	137.4	88.2	139.0	88.2	137.9	88.2
2001	26.7	133.5	86.1	137.0	87.4	137.9	87.8
2002	26.4	133.3	85.7	138.5	87.1	139.5	88.5
2003	26.1	136.8	86.6	138.4	86.9	141.2	88.7

<sup>1)</sup> AFC : Age at first calving.

<sup>2)</sup> DO : Days open.

<sup>3)</sup> DFS : Days from calving to first service.

低かった。また繁殖形質の遺伝率は空胎日数、初回授精日数とも 0.03 から 0.05 と、低産次ほど高く推定されたものの、過去の報告 (Dematawewa と Berger 1998 ; Veerkamp ら 2001 ; Kadarmideen ら 2003 ; Atagi と Hagiya 2005 ; González-Recio ら 2006) と同様、いずれも低い値であった。こうした推定値のみから判断すると、経産牛繁殖形質に対する直接選抜の有効性は低いと推察される。しかし、指數選抜による選抜反応 (Hansen ら 1983 ; Philipsson ら 1994 ; González-Recio ら 2006)，および EBV

の検討 (Kadarmideen ら 2003) などから繁殖形質の総合指数への組み込みを推奨した研究が複数存在すること、実際に総合指数へ繁殖形質を含めている国が 10 カ国程度存在すること (International Bull Evaluation Service 2007) から、遺伝率のみによる判断は早計であり、今後はわが国においても同様な検討が必要になると考える。また初産分娩月齢における遺伝率の文献値には上記のように開きがあるものの、0.1 を下回る報告はなく、さらに未経産牛繁殖形質に対して 0.1 を上回る遺伝率が複数報

**Table 3** Means and SE on estimated heritabilities, genetic and phenotypic correlations of age at first calving with each trait from 10 subsets

Parity	Trait	Heritability		Genetic correlation		Phenotypic correlation	
		Mean	SE <sup>1)</sup>	Mean	SE	Mean	SE
First	Heifer	AFC <sup>2)</sup>	0.22	0.007	—	—	—
		DO <sup>3)</sup>	0.05	0.005	0.15	0.06	0.06
		DFS <sup>4)</sup>	0.05	0.008	0.11	0.04	0.05
		Milk Yield	0.36	0.009	-0.08	0.04	0.17
		Fat Yield	0.31	0.013	-0.09	0.03	0.20
		Protein Yield	0.26	0.012	-0.15	0.05	0.19
Second		SNF <sup>5)</sup> Yield	0.30	0.010	-0.11	0.04	0.17
		DO	0.04	0.004	-0.16	0.11	-0.09
		DFS	0.03	0.004	-0.16	0.08	-0.07
		Milk Yield	0.30	0.015	-0.32	0.04	-0.17
		Fat Yield	0.29	0.012	-0.36	0.05	-0.18
		Protein Yield	0.24	0.014	-0.43	0.05	-0.13
Third		SNF Yield	0.25	0.014	-0.38	0.04	-0.16
		DO	0.03	0.006	-0.14	0.09	-0.08
		DFS	0.03	0.005	-0.06	0.12	-0.06
		Milk Yield	0.22	0.011	-0.30	0.05	-0.13
		Fat Yield	0.23	0.014	-0.37	0.06	-0.14
		Protein Yield	0.19	0.014	-0.44	0.05	-0.11
		SNF Yield	0.19	0.012	-0.37	0.05	-0.13

<sup>1)</sup> SE : Empirical standard error from 10 subsets.<sup>2)</sup> AFC : Age at first calving.<sup>3)</sup> DO : Days open.<sup>4)</sup> DFS : Days from calving to first service.<sup>5)</sup> SNF : Solid not fat.

告されていることから (Hansen ら 1983 ; Muir ら 2004 ; Jamrozik ら 2005), 未経産牛繁殖形質に対する遺伝的改良の有効性は経産牛繁殖形質に比べ高いと推察される。初産生産形質に対する遺伝率推定値は、過去の報告の範囲内 (0.23~0.41) であった (鈴木と光本 1981 ; Suzuki と Van Vleck 1994 ; 河原ら 1996 ; 萩谷ら 2002)。また、鈴木と光本 (1981) と同様、高産次ほど生産形質の遺伝率は低かった。

### 3. 初産分娩月齢と繁殖形質間の関連

表型相関は、いずれの産次においても絶対値で 0.1 を下回る低い値が推定された。初産分娩月齢と、初産の空胎日数ならびに初回授精日数間の遺伝相関はそれぞれ 0.15 および 0.11 と推定され、Hansen ら (1983) による受胎月齢と空胎日数間の遺伝相関 (-0.06) とは異符号となり、Muir ら (2004) による初回授精月齢と分娩間隔間の遺伝相関 (0.02) より高い値となった。

初産分娩月齢と、2 産以降の経産牛繁殖形質間の遺伝相関は -0.06 から -0.16 と、初産と異符号であるがいざ

れも絶対値の低い値が推定された。初産分娩月齢と経産牛繁殖形質間の遺伝相関の標準誤差は初産で 0.04 から 0.06, 2 産以降で 0.08 から 0.11 と高かった。この原因として、2 産以降で欠測となる記録数の増加すること、経産牛繁殖形質の歪んだ分布 (Atagi と Hagiya 2005), 記録の編集方法などが考えられる。したがって、2 産以降の繁殖形質の編集方法には更なる検討の余地があると思われる。しかし本研究における推定値、および未経産牛繁殖形質と経産牛繁殖形質に関する研究における上記の文献値から判断すると、初産分娩月齢を早期化させる選抜は経産牛繁殖形質に悪影響を与えないものと推察される。

### 4. 初産分娩月齢と生産形質間の関連

表型相関は、初産生産形質との間で 0.17 から 0.20, 2 産以降の生産形質との間で -0.11 から -0.18 と推定された。初産分娩月齢と初産生産形質間の遺伝相関は -0.08 から -0.15 と負の低い値となった一方で、初産分娩月齢と 2 産以降の乳量間の遺伝相関は -0.30 および -0.32, 初

## 初産分娩月齢と生産、繁殖の関連

産分娩月齢と乳成分量間の遺伝相関は $-0.36$ から $-0.44$ と、経産牛繁殖形質との遺伝相関に比べ絶対値において高い値が推定された。初産分娩月齢と生産形質間の負の遺伝相関は鈴木と光本（1981）、河原ら（1996）およびCienfuegos-Rivasら（2006）によって示されており、本研究の結果はこれらの結果を支持するものとなる。したがって、初産分娩月齢を早期化させる選抜は、長期的な

生産能力に対し好影響をもたらすと推察される。

### 5. 初産繁殖形質と生産形質間の関連

初産の空胎日数と生産形質の2形質分析から得られた遺伝相関および表型相関を表4に、初産の初回授精日数と生産形質の2形質分析から得られた遺伝相関および表型相関を表5に示す。初産繁殖形質と各産次の生産形質間の表型相関は、産次に伴って減少した。初産繁殖形質

**Table 4** Means and SE on estimated genetic and phenotypic correlations of days open for first parity with each yield trait from 10 subsets

Parity	Trait	Genetic correlation		Phenotypic correlation	
		Mean	SE <sup>1)</sup>	Mean	SE
First	Milk Yield	0.54	0.05	0.21	0.003
	Fat Yield	0.50	0.03	0.21	0.003
	Protein Yield	0.51	0.04	0.22	0.003
	SNF <sup>2)</sup> Yield	0.54	0.05	0.21	0.003
Second	Milk Yield	0.45	0.05	0.19	0.006
	Fat Yield	0.43	0.04	0.20	0.002
	Protein Yield	0.40	0.05	0.15	0.004
	SNF Yield	0.45	0.06	0.18	0.005
Third	Milk Yield	0.36	0.06	0.01	0.006
	Fat Yield	0.33	0.08	0.00	0.006
	Protein Yield	0.30	0.07	0.02	0.007
	SNF Yield	0.36	0.07	0.01	0.007

<sup>1)</sup> SE : Empirical standard error from 10 subsets.

<sup>2)</sup> SNF : Solid not fat.

**Table 5** Means and SE on estimated genetic and phenotypic correlations of days from calving to first service for first parity with each yield trait from 10 subsets

Parity	Trait	Genetic correlation		Phenotypic correlation	
		Mean	SE <sup>1)</sup>	Mean	SE
First	Milk Yield	0.53	0.05	0.12	0.005
	Fat Yield	0.47	0.04	0.11	0.005
	Protein Yield	0.50	0.05	0.11	0.005
	SNF <sup>2)</sup> Yield	0.53	0.05	0.12	0.005
Second	Milk Yield	0.38	0.07	0.08	0.005
	Fat Yield	0.33	0.06	0.07	0.005
	Protein Yield	0.33	0.07	0.06	0.006
	SNF Yield	0.37	0.07	0.07	0.005
Third	Milk Yield	0.45	0.07	0.03	0.005
	Fat Yield	0.34	0.06	0.02	0.005
	Protein Yield	0.36	0.08	0.02	0.005
	SNF Yield	0.44	0.07	0.03	0.005

<sup>1)</sup> SE : Empirical standard error from 10 subsets.

<sup>2)</sup> SNF : Solid not fat.

と各産次の生産形質間の遺伝相関は 0.30 から 0.54 と、概して産次の低いほど高く、これまで報告された結果に一致していた (Dematawewa と Berger 1998 ; Veerkamp ら 2001 ; Kadarmideen ら 2003 ; González-Recio ら 2006)。Kadarmideen ら (2003) や Thaller (1997) の指摘するように、経産牛繁殖形質には授精や妊娠確認に関する記録の正確性、および低生産性や繁殖障害による淘汰に起因する記録の偏りという問題が生じる。しかし Thaller (1997) や Jamrozik ら (2005) の指摘するように、より直接的に繁殖能力を反映する生理学的特徴であるホルモン動態や分娩から黄体活動開始までの日数などは、大規模かつ正確な集積の困難な形質である。したがって他の経産牛繁殖形質を用いることは現実的ではなく、空胎日数や初回授精日数を評価対象形質として採用し、Kadarmideen ら (2003) において有効性の示された生産形質との多形質評価などの手法によって評価の正確度の向上を図るべきである。

以上、本研究では未経産牛繁殖形質として初産分娩月齢を取り上げ、経産牛繁殖形質および生産形質との関連を示した。また経産牛繁殖形質と生産形質との関連についても調査し、他国において報告してきたものと同様な遺伝的対立関係を示した。初産分娩月齢の遺伝的改良は、経産牛繁殖形質への悪影響の低いこと、および生産形質との好ましい遺伝相関から有効であり、さらに受胎月齢、初回授精月齢、未経産牛の授精回数といったその他の未経産牛繁殖形質に対する更なる検討を今後進めていくことで、繁殖形質の遺伝的な改善の一助となると思われる。

### 謝 辞

本研究の遂行に当たり、(社)北海道酪農検定検査協会および(社)日本ホルスタイン登録協会北海道支局には分析用のデータを提供して頂いた。また、本研究は(社)畜産技術協会「カウコンフォートに配慮した飼養管理方式の確立に関する調査」の助成を得て遂行された。ここに記して、心より感謝の意を表します。

### 文 献

- Allaire FR, Lin CY. 1980. Heritability of age at first calving. *Journal of Dairy Science* **63**, 171–173.
- Atagi Y, Hagiya K. 2005. Preliminary study of genetic evaluation for female fertility in Japan. *Proceedings of The Interbull Bulletin* **33**, 51–55.
- Cienfuegos-Rivas EG, Blake RW, Oltenacu PA, Castillo-Juarez H. 2006. Fertility responses of Mexican Holstein cows to US sire selection. *Journal of Dairy Science* **89**, 2755–2760.
- Dematawewa CMB, Berger PJ. 1998. Genetic and phenotypic parameters for 305-day yield, fertility, and survival in Holsteins. *Journal of Dairy Science* **81**, 2700–2709.
- 藤田千賀子、鈴木三義. 2006. 乳牛の在群期間の遺伝率ならびに産乳、体型および繁殖形質との関連. 日本畜産学会報 **77**, 9–15.
- González-Recio O, Alenda R, Chang YM, Weigel KA, Gianola D. 2006. Selection for female fertility using censored fertility traits and investigation of the relationship with milk production. *Journal of Dairy Science* **89**, 4438–4444.
- 萩谷功一、鈴木三義、河原孝吉、Pereira JAC、土門幸男、鶴田彰吾、Misztal I. 2002. ホルスタイン集団における生涯産乳形質および初産形質に関する遺伝率と遺伝相関の推定. 日本畜産学会報 **73**, 1–8.
- Haile-Mariam M, Bowman PJ, Goddard ME. 2003. Genetic and environmental relationship among calving interval, survival, persistency of milk yield and somatic cell count in dairy cattle. *Livestock Production Science* **80**, 189–200.
- Hansen LB, Freeman AE, Berger PJ. 1983. Association of heifer fertility with cow fertility and yield in dairy cattle. *Journal of Dairy Science* **66**, 306–314.
- International Bull Evaluation Service. (INTERBULL). 2007. Interbull routine genetic evaluation for female fertility traits, August 2007 [webpage on the Internet]. International Bull Evaluation Service, Department of Animal Breeding and Genetics SLU, Uppsala, Sweden; [cited 25 November 2007]. Available from URL : [http://wwwinterbull.slu.se/Female\\_fert/framesida-fert.htm](http://wwwinterbull.slu.se/Female_fert/framesida-fert.htm).
- Jamrozik J, Fatehi J, Kistemaker GJ, Schaeffer LR. 2005. Estimates of genetic parameters for Canadian Holstein female reproduction traits. *Journal of Dairy Science* **88**, 2199–2208.
- Kadarmideen HN, Thompson R, Coffey MP, Kossaibati MA. 2003. Genetic parameters and evaluations from single- and multiple-trait analysis of dairy cow fertility and milk production. *Livestock Production Science* **81**, 183–195.
- 家畜改良事業団. 2007. 年度別繁殖成績の推移 [webpage on the Internet]. 社団法人家畜改良事業団、東京；[cited 25 November 2007]. Available from URL : <http://liaj.lin.go.jp/japanese/kentei/ke058.html>.
- 家畜改良センター. 2007. 評価・表示方法の変遷 [webpage on the Internet]. 独立行政法人家畜改良センター、福島県；[cited 25 November 2007]. Available from URL : <http://www.nlbc.go.jp/hinshu/j32xjohoh/j322milk/j3221hoh/j3221hs.htm>.
- 河原孝吉、鈴木三義、池内豊. 1996. ホルスタイン種牛集団における産乳と体型形質および長命性の遺伝的パラメータ. 日本畜産学会報 **67**, 463–475.
- Lucy MC. 2001. Reproductive loss in high-producing dairy cattle : where will it end? *Journal of Dairy Science* **84**, 1277–1293.
- Misztal I, Tsuruta S, Strabel T, Auvray B, Druet T, Lee DH. 2002. BLUPF90 and related programs (BGF90). *Proceedings of the 7th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production*, Montpellier, France, CDROM Communication, **28**, 07.
- Muir BL, Fatehi J, Schaeffer LR. 2004. Genetic relationships between persistency and reproductive performance in first-lactation Canadian Holsteins. *Journal of Dairy Science* **87**, 3029–3037.
- Nebel RL, McGilliard ML. 1993. Interactions of high milk yield and reproductive performance in dairy cows. *Journal of Dairy Science* **76**, 3257–3268.
- Oseni S, Tsuruta S, Misztal I, Rekaya R. 2004. Genetic parameters for days open and pregnancy rates in US Holsteins using different editing criteria. *Journal of Dairy Science* **87**, 4327–4333.

- Philipsson J, Banos G, Arnason T. 1994. Present and future uses of selection index methodology in dairy cattle. *Journal of Dairy Science* **77**, 3252–3261.
- Pryce JE, Royal MD, Garnsworthy PC, Mao IL. 2004. Fertility in the high-producing dairy cow. *Livestock Production Science* **86**, 125–135.
- 鈴木三義, 光本孝次. 1981. 北海道の乳牛集団における遺伝的バラメーターの推定. 日本畜産学会報 **52**, 349–353.
- Suzuki M, Van Vleck LD. 1994. Heritability and repeatability for milk production traits of Japanese Holsteins from an animal model. *Journal of Dairy Science* **77**, 583–588.
- Thaller G. 1997. Genetics and breeding for fertility. *Proceedings of The Interbull Bulletin* **18**, 55–61.
- VanRaden PM, Sanders AH, Tooker ME, Miller RH, Norman HD, Kuhn MT, Wiggans GR. 2004. Development of a national genetic evaluation for cow fertility. *Journal of Dairy Science* **87**, 2285–2292.
- Veerkamp RF, Koenen EPC, De Jong G. 2001. Genetic correlations among body condition score, yield, and fertility in first-parity cows estimated by random regression models. *Journal of Dairy Science* **84**, 2327–2335.

## Genetic relationships of age at first calving, and reproductive traits of cows and yield traits for Holsteins in Hokkaido

Hayato ABE<sup>1</sup>, Yutaka MASUDA<sup>2</sup> and Mitsuyoshi SUZUKI<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Obihiro University of Agriculture and Veterinary Medicine, Obihiro 080-8555, Japan

<sup>2</sup> United Graduate School of Agricultural Sciences, Iwate University, Morioka 020-8550, Japan

Corresponding : Mitsuyoshi SUZUKI (fax : +81 (0) 155-49-5414, e-mail : mit@obihiro.ac.jp)

Genetic parameters for age at first calving, and reproductive traits of cows and yield traits from first to third parities were estimated by an animal model via a two-trait analysis. Lactation records and reproductive records from Hokkaido Dairy Milk Recording and Testing Association, and pedigree records from Holstein Cattle Association of Japan, Hokkaido Branch were used. Due to the limitation of the performance of the computers, ten data subsets that contained about 100,000 records were randomly extracted by herds from the data sets, and each subset was analyzed by the AIREMLF90 program. Heritability estimates were 0.22 for age at first calving, and 0.03 to 0.05 for the reproductive traits of cows. Genetic correlations between age at first calving and reproductive traits of cows were low, while those of age at first calving and yield traits for the second and third parities were –0.3 to –0.4. Because of the favorable relationships of age at first calving with yield traits at the second and third parities, it was suggested that the selection by the age at first calving was effective for improvement of the long-term productivity for cows.

*Nihon Chikusan Gakkaisho* 79 (2), 203–209, 2008

Key words : age at first calving, genetic correlation, Holstein, reproductive traits of cows, yield traits.