

## 多形質アニマルモデルによるホルスタイン種雌牛の受胎率に関する 推定育種価の信頼性

萩谷功一<sup>1</sup>・大澤剛史<sup>2</sup>・白井達夫<sup>2</sup>・寺脇良悟<sup>3</sup>・山崎武志<sup>1</sup>  
長嶺慶隆<sup>4</sup>・伊藤文彰<sup>1</sup>・河原孝吉<sup>5</sup>・増田 豊<sup>6</sup>・鈴木三義<sup>6</sup>

<sup>1</sup>北海道農業研究センター，札幌市豊平区 062-8555

<sup>2</sup>家畜改良センター，福島県西郷村 961-8511

<sup>3</sup>酪農学園大学，江別市 069-8501

<sup>4</sup>日本大学，藤沢市 252-0880

<sup>5</sup>日本ホルスタイン登録協会北海道支局，札幌市北区 001-8555

<sup>6</sup>帯広畜産大学，帯広市 080-8555

(2013. 10. 4 受付, 2013. 12. 10 受理)

**要 約** ホルスタイン種雌牛の受胎率について，多形質アニマルモデルによる推定育種価の信頼性について検討した。データは，1985年から2010年までに分娩した2,246,286個体における未経産，初産および2産次の授精記録，初産乳量および血縁情報である。受胎率は初回授精における成否を表す。受胎率および空胎日数の遺伝評価に含めた効果は，牛群・年次（母数），授精月（母数），授精月齢（母数），交配相手種雄牛（変量），個体（変量）および残差（変量）とした。受胎率の推定育種価の平均信頼度は，受胎率のみ（未経産，初産および2産）を含む3形質モデルを採用したとき，後代検定済み種雄牛について未経産0.40，初産0.40および2産0.37であったが，受胎率3形質に加え，初産乳量および初産－2産間の空胎期間を含めた5形質モデルを採用したとき，それぞれ0.46，0.59および0.42に増加した。

日本畜産学会報 85 (2), 131-138, 2014

雌牛の繁殖障害は，不本意な淘汰を増加させることが指摘されており，酪農家の収益に関わる重要な要因のひとつである (Weigel ら 1998; Sewalem ら 2008)。さらに，受胎率の向上は授精のための凍結精液の費用を減少させる (Windig ら 2005; Inchaisri ら 2010) ことから，雌牛の繁殖性は，酪農経営における重要な形質のひとつとされ，多くの国が遺伝的改良に取り組んでいる (Miglior ら 2005)。種雄牛の国際評価を担う国際機関である Interbull (International Bull Evaluation Service) は，2007年から繁殖性の国際評価を実施しており (Jorjani 2006)，ホルスタイン種雌牛の繁殖性に関する世界的な遺伝的趨勢が1990年代に低下した後，2000年頃から改善傾向にあることを報告した (Philipsson ら 2009)。

これまでに，日本国内の牛群検定記録を使用した雌牛の繁殖性に関する分析は，初回授精における受胎率（以下，CRと略す），授精回数（以下，NIと略す），空胎期間（以下，DOと略す），分娩から初回授精までの日数および初回授精月齢など，多くの繁殖形質が分析対象とされ，それらの遺伝率，繁殖形質間あるいは繁殖形質と泌乳形質間の遺伝相関が報告されている (Atagi と Hagiya 2005；

藤田と鈴木 2006；阿部ら 2008；Abe ら 2009；河原ら 2010；Hagiya ら 2013)。

繁殖形質の遺伝率は一般に低く，泌乳形質との間に望ましくない遺伝相関が存在する (Dematawewa と Berger 1998；Kadarmideen ら 2003；Gonza'lez-Recio ら 2006；Abe ら 2009；河原ら 2010；Hagiya ら 2013)。このことより，Kadarmideen ら (2000) および Sewalem ら (2010) は，繁殖性に関する遺伝評価において，乳量の影響を考慮した数学モデルの利用を推奨した。Abe ら (2009) は，北海道の繁殖記録について解析し，未経産，初産および2産におけるCRとDO（初産と2産間または2産と3産間）との間にいずれも負の遺伝相関が存在することを報告した。これらより，繁殖性の遺伝評価は，多形質モデルを使用し，乳量および複数の繁殖形質を同時に考慮することで繁殖形質の推定育種価（以下，EBVとする）に関する信頼度の向上が期待できる。

河原ら (2010) は，北海道の検定記録から推定した初産CRの遺伝的趨勢が低下傾向にあることを報告し，その現象がCRと乳量間に存在する負の遺伝相関による相関反応に起因する可能性を指摘した。繁殖性改善のため，

連絡者：萩谷功一 (fax : 011-859-2178, e-mail : hagiya@affrc.go.jp)

遺伝的改良が望まれているが、現在までに日本国内で繁殖性に関する定期的な遺伝評価が実施されるには至っていない。本研究は、ホルスタイン種の繁殖性の遺伝評価を実施するための基礎研究の一部として、1) CRのみ、2) CRおよび乳量、3) CR、乳量および初産-2産間のDO（以下、初産DOと略す）を含む3種の多形質線形アニマルモデルを使用し、日本国内の未経産牛および経産牛CRに関するEBVの信頼度を比較することを目的とする。

## 材料および方法

### 1. データ

データは、1985年から2010年までに分娩した個体のうち、3産分娩までに1産次以上の授精記録をもつこと、初産次の泌乳記録をもつことを条件として抽出した2,246,286頭の雌牛、および3,114,413個体からなるそれらの血縁情報である。授精記録および泌乳記録は、家畜改良事業団に集積された牛群検定記録を使用した。血縁情報および各個体の生年月日に関する情報は、日本ホルスタイン登録協会に集積された記録を使用した。初回授精記録は、未経産、初産および2産における記録を分析対象とした。牛群検定により収集された記録は、最終授精までの授精回数、最終授精における交配相手種雄牛、空胎日数、分娩日を含む。授精間隔が10日以内の場合、同一発情期に対する1回の授精とみなした。これらの繁殖記録から推定可能な繁殖形質のうち、後代検定成績が判明した直後の種雄牛の遺伝評価が可能な形質は、NIおよびCRである。本分析では、遺伝評価に関する予備分析において、NIと比較してCRの収束が安定していたことからCRのみを分析対象とした。使用した記録には、初回授精月齢が含まれていないことから、生年月、各産次の分娩年月および授精回数に欠測がないとき、妊娠期間を280日、発情周期を21日と仮定し、以下の式を使用して初回授精月齢を推定した。

初回授精月齢

$$= \frac{\text{分娩月齢} \times 30.5(\text{日}) - 280(\text{日}) - (\text{授精回数} - 1) \times 21(\text{日})}{30.5(\text{日})}$$

初回授精月齢の範囲は、未経産が6ヵ月齢以上、初産が18ヵ月齢以上および2産が30ヵ月齢以上とし、範囲外の記録を除外した。分娩月齢は、家畜改良センター(2012)による泌乳形質の遺伝評価を参考にし、初産18から35ヵ月齢、2産27から53ヵ月齢、3産38から68ヵ月齢の範囲の記録を採用した。初回授精月は、個体の誕生年月と初回授精月齢から推定した。CRは、授精記録に対応する産次の分娩記録をもつことを条件とし、最終授精までの授精回数が1である場合に1（受胎）、それ以外を0（不受胎）とした。初産次の分娩後305日間の合計乳量（以下、初産乳量と略す）は、少なくとも3回以上の検定日記録をもつ乳期について、WilMink関数を応用した多形質予測法（萩谷ら2004）を使用して各検定日の記録から推定

した。

### 2. 多形質アニマルモデル

本分析では、繁殖性に関する遺伝評価において、未経産、初産および2産次のCRのみを含むモデル、Kadarmideenら(2000)およびSewalemら(2010)の推奨に従って乳量を含めたモデル、さらに、CRとの間に負の遺伝相関が存在することを指摘されたDOを含めた多形質アニマルモデルを仮定した。以下に示した3種類の組み合わせによる多形質モデルについて、それらによるEBV間の信頼度を比較した。

- 1) 3形質モデル：未経産CR、初産CR、2産CR
- 2) 4形質モデル：未経産CR、初産CR、2産CR、初産乳量
- 3) 5形質モデル：未経産CR、初産CR、2産CR、初産乳量、初産DO

日本国内におけるホルスタイン種雌牛の交配相手には、ホルスタイン種、和牛、ホルスタイン種または和牛の性別別精液などが含まれる。Sasakiら(2011)は、それら間のCRが異なることを指摘した。このことより、CRに関する遺伝的分析において、交配相手種雄牛の効果を含めたモデルの使用が適切である。ここで使用した記録は、最終授精における交配相手種雄牛の情報のみが含まれるが、性別別精液および品種に関する区分が可能である。しかしながら、複数の授精回数をもつ場合、交配相手種雄牛が初回授精と最終授精間で異なる可能性がある。本研究では、予備分析において交配相手種雄牛の効果を変数とした場合に各モデルの収束、推定値ともにより安定していたことから、それを変数として含めた。多形質アニマルモデルは、Abeら(2009)のモデルを参考にし、繁殖形質について、

$$y_{ijklm} = FHY_i + FM_j + FA_k + ms_l + u_m + e_{ijklm},$$

とした。ここで、 $y_{ijklm}$ はCRまたは初産DOに関する観測値、 $FHY_i$ は牛群・年次*i*に関する母数効果、 $FM_j$ は初回授精月*j*に関する母数効果、 $FA_k$ は初回授精月齢グループ*k*（13ヵ月齢未満、13から20ヵ月齢まで各1月区分、21から25ヵ月齢、26から30ヵ月齢、31から40ヵ月齢、41ヵ月齢以上）に関する母数効果、 $ms_l$ は交配相手種雄牛*l*に関する変数効果、 $u_m$ は個体*m*の育種価に関する変数効果、 $e_{ijklm}$ は残差に関する変数効果である。交配相手種雄牛はホルスタイン種および和牛を含み、凍結精液に由来するCRの違いを説明するが、本研究において遺伝的改良の対象としないと仮定した。

初産乳量について、

$$y_{ijklm} = HY_i + M_j + CA_k + u_m + e_{ijklm},$$

とした。ここで、 $y_{ijklm}$ は初産乳量に関する観測値、 $HY_i$ は牛群・年次*i*に関する母数効果、 $M_j$ は分娩月*j*に関する母数効果、 $CA_k$ は初産分娩月齢グループ*k*（21ヵ月齢未満、21から35ヵ月齢まで各1月区分）に関する母数効果、 $u_m$ は個体*m*の育種価に関する変数効果、 $e_{ijklm}$ は残差に関する変数効果である。

変数効果について、分散共分散構造を次のように定義した。

$$\text{var} \begin{bmatrix} s \\ u \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} MS \otimes I_l & 0 & 0 \\ 0 & G \otimes A_k & 0 \\ 0 & 0 & R \otimes I_n \end{bmatrix}$$

ここで、 $MS$  は交配相手種雄牛に関する分散共分散行列、 $G$  は相加的遺伝子効果に関する分散共分散行列、 $A_k$  は相加的血縁行列、 $R$  は残差に関する分散共分散行列、 $I_l$  および  $I_n$  は単位行列である。 $\otimes$  は直積を表す。

遺伝評価を実施する際に必要な各分散成分は、5形質モデルを仮定し、記録全体から約5%の牛群を抽出した後、それらに属する記録(約10万記録)について、事前分布に漠然分布を仮定した Gibbs Sampling 法を応用して推定した。各分散成分の推定には、GIBBS1F90 プログラム (Misztal ら 2002) を使用し、50,000 ラウンドを burn-in とした後の 50,000 ラウンドの解の事後平均を結果とした。

遺伝評価値の推定にはすべての記録を使用し、iteration-on-data (IOD) 法を組み合わせた前処理付き共役勾配法 (Tsuruta ら 2001) を適応したプログラム (家畜改良センター開発) を使用した。なお、計算速度向上のため OpenMP (OpenMP ARB 2012) による並列化処理 (2 スレッド化) を応用した。収束基準  $C$  は、

$$C = \frac{r^k r^k}{b^k} < 10^{-13}$$

とした。ここで、 $r^k$  は  $k$  ラウンドにおける残差ベクトル、 $b$  は方程式の右辺 (観測値) のベクトルである。

CR の EBV の信頼度は、Jamrozik ら (2000) の方法によって推定した。2012 年 2 月の国内遺伝評価 (家畜改

良事業団 2012) において一般供用されていた 73 頭の後代検定済み種雄牛および全雌牛について、各モデルを使用して推定した CR の EBV の平均信頼度を比較した。

## 結果および考察

### 1. 受胎率の推移

授精記録は、1985 年に未経産 0.3 万件、初産 7.8 万件および 2 産 6.9 万件、1995 年にそれぞれ、3.4 万件、10.1 万件および 8.0 万件、2005 年にそれぞれ、7.2 万件、11.8 万件および 9.1 万件であり、経産牛との比較において、未経産牛の記録が一貫して少なかった (図 1)。授精記録は 2000 年以降に増加傾向が認められ、特に未経産牛について、2000 年の 38,258 件から 2008 年の 75,984 件まで顕著に増加した。

CR は、未経産が 0.60 から 0.71 の範囲、初産が 0.41 から 0.53 の範囲、2 産が 0.39 から 0.53 の範囲であり、特に 1990 年代において、それぞれ、1990 年の 0.69、0.53 および 0.51 から 1999 年の 0.62、0.45 および 0.42 まで低下した (図 2)。初産に関する CR の低下傾向は、河原ら (2010) による北海道内の記録の結果と一致した。

### 2. 遺伝率および遺伝相関

全分散に占める交配相手種雄牛分散の割合は、未経産 0.005、初産 0.011 および 2 産 0.013 であり、いずれも北海道の記録を使用した河原ら (2010) による経産牛 (0.008 から 0.009)、Hagiya ら (2013) による未経産 (0.015) および経産牛 (0.014 から 0.015) に近似した。本分析は、使用した記録の制限のため、交配相手種雄牛について不正確な記録を含むが、交配相手種雄牛分散の割合が過去の報告と近似したことから、遺伝率および遺伝相関

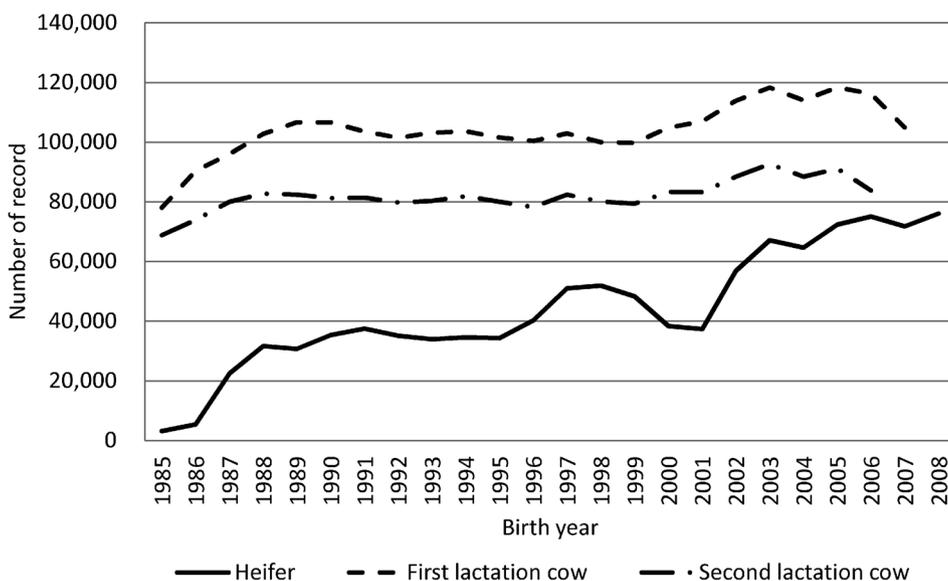


Figure 1 Number of records of AI information at heifer, first lactation cow and second lactation cow on cow's birth year.

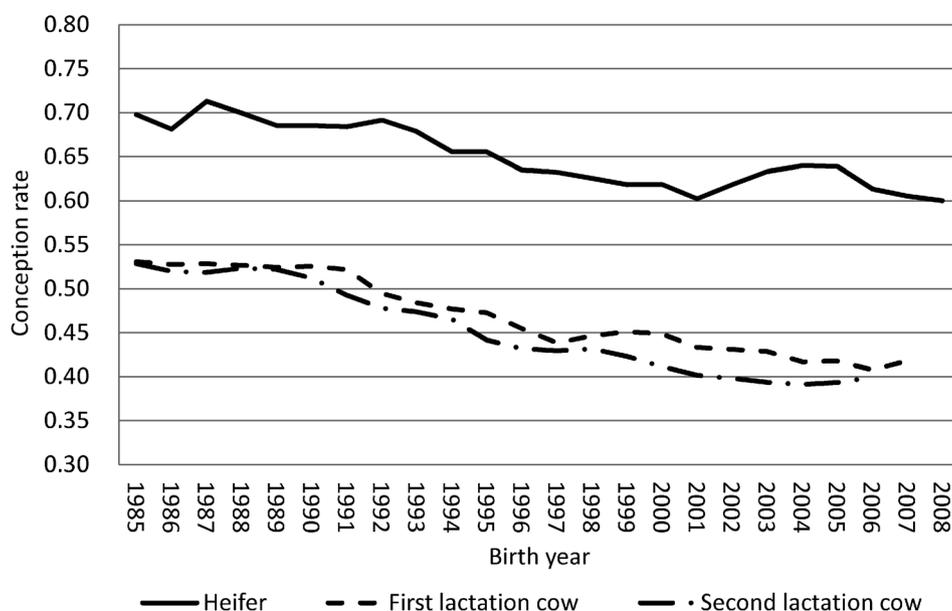


Figure 2 Conception rate of heifer, first lactation cow, second lactation cow on cow's birth year.

Table 1 Posterior mean (SD) of heritability (diagonal), genetic correlation (above diagonal) and phenotypic correlation (below diagonal)

Trait	Conception rate			Milk yield <sup>1</sup>	Days open <sup>2</sup>
	Heifer	First lactation cow	Second lactation cow		
Conception rate					
Heifer	0.016 (0.003)	0.435 (0.077)	0.465 (0.092)	-0.156 (0.081)	-0.306 (0.077)
First lactation cow	-0.030 (0.005)	0.020 (0.004)	0.607 (0.101)	-0.324 (0.065)	-0.756 (0.042)
Second lactation cow	-0.003 (0.006)	0.014 (0.004)	0.021 (0.003)	-0.055 (0.059)	-0.549 (0.064)
Milk yield	-0.024 (0.005)	-0.092 (0.004)	-0.027 (0.005)	0.429 (0.011)	0.450 (0.046)
Days open	0.093 (0.005)	-0.514 (0.003)	-0.019 (0.006)	0.149 (0.005)	0.053 (0.008)

<sup>1</sup> Total milk yield in first lactation period

<sup>2</sup> Days open between first- and second-calving

に対するそれらの記録の影響が小さいと判断した。

CRの遺伝率に関する事後平均は、未経産 0.016、初産 0.020、2産 0.021であった(表1)。本研究における推定値は、いずれも北海道内の記録からの推定値について報告したAbeら(2009)によるCR(未経産 0.027、初産 0.051および2産 0.049)、河原ら(2010)による初産 CR(0.031から0.035)、Hagiyaら(2013)によるCR(未経産 0.031、初産 0.034および2産 0.028)より低いが、Jamrozikら(2005)によるカナダの初産 NR(0.020)

および2産以降のNR(0.026)、Liuら(2008)によるドイツ、オーストリアおよびルクセンブルグの未経産 NR(0.012)および経産 NR(0.015)、Tsurutaら(2009)による米国の初産 CR(0.043)、Bastinら(2010)によるカナダの経産 NR(0.012)の範囲内であった。

CR間の各表型相関は-0.030から0.014の範囲で小さい値が推定されたが、遺伝相関は正の値(0.435から0.607)が推定された。初産CR-初産乳量間には、負(-0.324)の遺伝相関が推定された。CRと初産DO間の遺伝相関は、

未経産 CR-初産 DO 間 (-0.306) との比較において、初産 CR-初産 DO 間 (-0.756) および 2産 CR-初産 DO 間 (-0.549) が強い傾向が認められた。これらの傾向は、Abe ら (2009) の報告と一致した。

3. 推定育種価の信頼度

2012 年 2 月において一般供用されていた 73 頭の種雄牛に関する CR の EBV の平均信頼度は、3 形質モデルについて、未経産 0.40、初産 0.40 および 2 産 0.37 であった (表 2)。4 形質モデルにおけるそれらの信頼度は、3 形質モデルとの比較において、それぞれ、+0.05、+0.17 および 0.00 変化した。同様に、5 形質モデルにおける信頼度は、3 形質モデルとの比較において、それぞれ、+0.06、+0.19 および +0.05 向上した。雌牛の CR の EBV の信頼度に注目すると、3 形質モデルについて、未経産 0.21、初産 0.23 および 2 産 0.22 であった。4 形質モデルにおけるそれらの信頼度は、3 形質モデルとの比較において、それぞれ、+0.02、+0.04 および +0.01 変化した。5 形質モデルについて、3 形質モデルとの比較において、それぞれ、+0.02、+0.05 および +0.01 向上した。萩谷ら (2005) は、長命性の育種価について、多くの相関形質を含めて推定した場合に信頼度が若干高くなるが、育種価推定への寄与が小さい形質を多く含めた場合、多重共線性の影響によって実際の推定精度が低下することを指摘した。このことより、CR 育種価の推定において多形質を考慮する場合、信頼度への寄与が明確な形質のみを含めることが望ましい。Sewalem ら (2010) は、NR の遺伝評価において、乳量の影響を考慮した数学モデルを使用することを推奨したが、本研究の結果から、乳量に加え、空胎期間を含めることにより、供用種雄牛に関する CR の信頼度が向上することが示唆された。

4. 遺伝的趨勢

CR に関する最近の遺伝的趨勢を確認するため、2000 年から 2007 年生まれの個体に関する年当たりの改良量を表 3 に示した。各モデルによる種雄牛に関する年当たりの

改良量は、初産について -0.0017 から -0.0029 の範囲で一貫して負の値が推定された。雌牛に関する年当たりの改良量は、未経産 CR について -0.0014 から -0.0021 の範囲で負、2 産 CR について 0.0025 から 0.0032 で正の一貫した傾向が認められた。2 産 CR について正の改良量が推定されたが、2 産 CR は、初産および 2 産における授精で受胎し、3 産の分娩が確認された個体だけが記録をもつことから、CR に関する選抜が 2 産 CR の年当たり改良量に影響した可能性がある。初産 CR に関する年当たり改良量は、北海道内における初産 CR について報告した河原ら (2010) による 1986 年から 2000 年生まれの種雄牛 (-0.0029) および 1988 年から 2002 年生まれの雌牛 (-0.0055) と同様に低いレベルを維持していることを示唆した。彼らはまた、CR に関する遺伝的趨勢が CR と泌乳能力間の好ましくない遺伝相関による選抜反応の影響を受ける可能性を指摘した。日本国内の遺伝的改良は泌乳能力を重要視する方向であり (Miglior ら 2005)、さらに、種雄牛に関する初産 CR の遺伝的趨勢が低下していることから、今後も雌牛集団の CR が遺伝的に低下する可能性が懸念される。

Sewalem ら (2010) は、繁殖形質の遺伝評価に使用する数学モデルに遺伝相関をもつ形質を含めることで遺伝的趨勢が変化することを報告した。本研究において推定された年当たり改良量は、雌牛の未経産 CR について、モデルに含める形質の増加とともに低下し、3 形質モデルと 5 形質モデルからの推定値間において有意差 ( $P < 0.01$ ) が認められた。雌牛の初産 CR は、3 形質モデルおよび 5 形質モデルに対し、4 形質モデルで有意 ( $P < 0.01$ ) に低い推定値が得られたが、モデルに含めた形質数に対して一貫した傾向が認められなかった。種雄牛に関する CR は、各産次について有意差が認められなかった。

5. 繁殖性を改良するための指標

雌牛の繁殖形質は、CR、初回授精から任意に定めた日数 (56 日、90 日など) までの発情行動の有無 (以下、

Table 2 Reliability of estimated breeding value of conception rate

Number of trait in MT model <sup>1</sup>	Bull <sup>2</sup> (N = 73)			Cow (N = 3,099,049)		
	Heifer	First lactation cow	Second lactation cow	Heifer	First lactation cow	Second lactation cow
Three <sup>3</sup>	0.40	0.40	0.37	0.21	0.23	0.22
Four <sup>4</sup>	0.45	0.57	0.37	0.23	0.27	0.23
Five <sup>5</sup>	0.46	0.59	0.42	0.23	0.28	0.23

<sup>1</sup> Multiple trait model

<sup>2</sup> Total 73 bulls for artificial insemination market in February 2012

<sup>3</sup> Conception rate (heifer, first lactation cow, second lactation cow)

<sup>4</sup> Conception rate (heifer, first lactation cow, second lactation cow), total milk yield in first lactation period

<sup>5</sup> Conception rate (heifer, first lactation cow, second lactation cow), total milk yield in first lactation period, days open between first- and second-calving

**Table 3** Estimated annual genetic trends<sup>1</sup> (SD) of conception rate

Number of trait in MT model <sup>2</sup>	Bull (N = 2073)			Cow (N = 890,789)		
	Heifer	First lactation cow	Second lactation cow	Heifer	First lactation cow	Second lactation cow
Three <sup>3</sup>	0.0004 (0.0014)	-0.0017 (0.0007)	0.0008 (0.0007)	-0.0014 <sup>a</sup> (0.0002)	0.0002 <sup>c</sup> (0.0003)	0.0027 (0.0003)
Four <sup>4</sup>	-0.0003 (0.0014)	-0.0029 (0.0007)	0.0007 (0.0007)	-0.0017 <sup>ab</sup> (0.0002)	-0.0009 <sup>d</sup> (0.0003)	0.0025 (0.0003)
Five <sup>5</sup>	-0.0004 (0.0015)	-0.0018 (0.0008)	0.0014 (0.0006)	-0.0021 <sup>b</sup> (0.0002)	0.0000 <sup>c</sup> (0.0003)	0.0032 (0.0003)

<sup>1</sup> Regression coefficients from animal born between 2000 and 2007

<sup>2</sup> Multiple trait model

<sup>3</sup> Conception rate (heifer, first lactation cow, second lactation cow)

<sup>4</sup> Conception rate (heifer, first lactation cow, second lactation cow), total milk yield in first lactation period

<sup>5</sup> Conception rate (heifer, first lactation cow, second lactation cow), total milk yield in first lactation period, days open between first- and second-calving

<sup>a-d</sup> Significantly different within trait ( $P < 0.01$ )

NRと略す)のように1(受胎)または0(不受胎)で表した閾値形質, NI, DO, 分娩間隔(以下, CIと略す), 分娩から初回授精までの日数のように連続変数で表した形質など種々ある(Liuら2008)。これらのうち, CIは分娩記録のみから容易に推定可能であるが, 初産と2産あるいは2産と3産といったように複数の分娩に関する記録が必要であることから, 指標化までに長期間を要する。一方, CR, NRおよびNIは, いずれも初産分娩時に記録が得られること, 未経産牛および経産牛について同様の基準で表示できることが利点であるが, 指標化のために授精記録を必要とする。

日本国内において後代検定に参加した種雄牛は, 娘牛に関する牛群検定記録をもとに各形質の育種価が推定され, それらによる選抜を経て一般に供用される。新たに後代検定成績が判明した種雄牛は50頭程度の娘牛をもつ(萩谷2010)が, その時点において娘牛の多くが初産分娩後の泌乳期間中であり, 2産以降の分娩記録をもつ個体は少ない。したがって, 新しい種雄牛の泌乳記録および体型記録に関するEBVが判明した時点において, 娘牛の繁殖記録から種雄牛のEBVが得られる繁殖形質は, 上記のうち, CR, NRおよびNIに限定される。授精情報は, 牛群検定において毎月一度の聞き取り調査によって収集される形質のひとつであるが, 雌牛の発情周期が21日程度であることから1ヵ月の間に複数回の発情に対する授精が実施される機会があり, 記録の収集手順が複雑である。そのため, 授精情報は泌乳形質との比較においてフィールド記録の収集が幾分困難である(WellerとRon1992)。フィールド記録からNIを推定する場合, 受胎までの全授精回数が記録されていることが要求される。一方, NRおよびCRは, いずれも受胎に関する閾値形質であるが, 任意に定めた日数までの授精情報に欠測がなく, 各授精回次の授精日が記

録されている場合においてNRの推定が可能であり, それらが記録されていない場合においてCRが利用される。牛群検定において収集および編集された日本全国の繁殖記録は, 上記の形質のうち, CR, NIが利用可能である。各国が繁殖性評価の対象とする形質は, NIよりも受胎率を表すCRおよびNRが多い(Jorjani2005)ことから, NIおよびCRの比較において, 後者がより一般的な指標である。これらより, 日本国内の繁殖性を改良するための指標は, CRを推奨する。

CRの分析に適する数学モデルについて, WellerとRon(1992)は, CRに関する遺伝的解析において閾値モデルと線形モデルによる変数効果の推定値間の相関係数が0.99以上であることを報告した。このことより, フィールド記録への応用において両モデルによる改良効果間の違いが小さいと判断され, 北米および欧州における繁殖形質の遺伝評価は, 線形モデルおよび閾値モデルともに使用例が報告されている(Interbull2012)。本分析における繁殖形質の分析には, 線型アニマルモデルを採用した。

本研究ではCRの推定育種価の信頼度について検討し, CRに加え, 初産乳量および初産DOを考慮した多形質モデルの利用により, 未経産, 経産牛ともにCRに関するEBVの信頼度が向上することを確認した。雌牛集団のCRが遺伝的に低下する可能性が懸念されることから, 今後, 繁殖性に関する遺伝評価を実施し, 積極的な選抜を可能にすることが重要である。

## 謝 辞

本研究の実施にあたり, 牛群検定記録をご提供頂いた社団法人家畜改良事業団ならびに体型審査記録と血縁記録をご提供頂いた社団法人日本ホルスタイン登録協会の諸氏に深謝の意を表す。

## 文 献

- 阿部隼人, 増田 豊, 鈴木三義. 2008. 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. *日本畜産学会報* **79**, 203-209.
- Abe H, Masuda Y, Suzuki M. 2009. Relationships between reproductive traits of heifers and cows and yield traits for Holsteins in Japan. *Journal of Dairy Science* **92**, 4055-4062.
- Atagi Y, Hagiya K. 2005. Preliminary study of genetic evaluation for female fertility in Japan. *Interbull Bulletin* **33**, 51-54.
- Bastin C, Loker S, Gengler N, Sewalem A, Miglior F. 2010. Genetic relationships between body condition score and reproduction traits in Canadian Holstein and Ayrshire first-parity cows. *Journal of Dairy Science* **93**, 2215-2228.
- 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. 2010. 乳牛フィールドデータにおける変量回帰モデルの応用. *動物遺伝育種研究* **38**, 29-40.
- 萩谷功一, 安宅 倭, 河原孝吉, 後藤裕作, 鈴木三義, 白井達夫, 渥美 正. 2004. ホルスタイン雌牛の検定記録から乳期生産量を予測する3種の方法の比較. *日本畜産学会報* **75**, 345-351.
- 萩谷功一, 安宅 倭, 白井達夫, 鈴木三義, 河原孝吉. 2005. わが国のホルスタイン種における在群性に関する遺伝的趨勢の予測. *日本畜産学会報* **76**, 159-165.
- Hagiya K, Terawaki Y, Yamazaki T, Nagamine Y, Itoh F, Yamaguchi S, Abe H, Gotoh Y, Kawahara T, Masuda Y, Suzuki M. 2013. Relationships between conception rate in Holstein heifers and cows and milk yield at various stages of lactation. *Animal* **7**, 1423-1428.
- Inchaisri C, Hogeveen H, Vos PLAM, van der Weijden GC, Jorritsma R. 2010. Effect of milk yield characteristics, breed, and parity on success of the first insemination in Dutch dairy cows. *Journal of Dairy Science* **93**, 5179-5187.
- International Bull Evaluation Service (Interbull). 2012. Description of National Genetic Evaluation Systems for dairy cattle traits as applied in different Interbull member countries. International Bull Evaluation Service, Uppsala, Sweden; [Cited 4 October 2013]. Available from URL: [http://www-interbull.slu.se/national\\_ges\\_info2/framesida-ges.htm](http://www-interbull.slu.se/national_ges_info2/framesida-ges.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.
- Jamrozik J, Schaeffer LR, Jansen GB. 2000. Approximate accuracies of prediction from random regression models. *Livestock Production Science* **66**, 85-92.
- Jorjani H. 2005. Preliminary report of Interbull pilot study for female fertility traits in Holstein populations. *Interbull Bulletin* **33**, 34-44.
- Jorjani H. 2006. International genetic evaluation for female fertility traits. *Interbull Bulletin* **35**, 42-46.
- Kadarmideen HN, Thompson R, Coffey MP. 2003. Genetic parameters and evaluations from single- and multiple-trait analysis of dairy cow fertility and milk production. *Livestock Production Science* **81**, 183-195.
- Kadarmideen HN, Thompson R, Simm G. 2000. Linear and threshold model genetic parameters for disease, fertility and milk production in dairy cattle. *Animal Science* **71**, 411-419.
- 家畜改良事業団. 2012. 乳用種雄牛評価成績 2012-2月. 社団法人家畜改良事業団発行, 東京都.
- 家畜改良センター. 2012. 乳用牛評価報告 第32号. 独立行政法人家畜改良センター発行, 福島県.
- 河原孝吉, 後藤裕作, 増田 豊, 山口 諭, 鈴木三義. 2010. ホルスタインにおける縦断2値データを使用した雌牛の受胎率に影響する遺伝的ならびに環境的要因. *日本畜産学会報* **81**, 121-132.
- Liu Z, Jaitner J, Reinhardt F, Pasma E, Rensing S, Reents R. 2008. Genetic evaluation of fertility traits of dairy cattle using a multiple-trait animal model. *Journal of Dairy Science* **91**, 4333-4343.
- Miglior F, Muir BL, Van Doormaal BJ. 2005. Selection indexes in Holstein Cattle of various countries. *Journal Dairy Science* **88**, 1255-1263.
- Misztal I, Tsuruta S, Strabel T. 2002. Auvray B, Druet T, Lee DH. BLUPF90 and related programs (BGF90). *Proceedings of 7th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production*, Montpellier, France, CD-ROM Communication **28**, 07.
- OpenMP Architecture Review Board (ARB). 2012. The OpenMP<sup>®</sup> API specification for parallel programming. OpenMP Architecture Review Board, United States and other countries; [Cited 4 October 2013]. Available from URL : <http://openmp.org/wp/>
- Philipsson J, Forabosco F, Jakobsen JH. 2009. Monitoring sustainability of international dairy breeds. *Interbull Bulletin* **40**, 287-291.
- Sasaki O, Kimura H, Ishii K, Satoh M, Nagamine Y, Yokouchi K. 2011. Economic effects of using sexed semen in Japanese dairy herds. *Animal Science Journal* **82**, 486-493.
- Sewalem A, Kistemaker GJ, Miglior F. 2010. Relationships between female fertility and production traits in Canadian Holsteins. *Journal Dairy Science* **93**, 4427-4434.
- Sewalem A, Miglior F, Kistemaker GJ, Van Doormaal BJ. 2008. Analysis of the relationship between fertility traits and longevity in Canadian dairy breeds using a weibull proportional hazards model. *Journal Dairy Science* **91**, 1660-1668.
- Tsuruta S, Misztal I, Huang C, Lawlor TJ. 2009. Bivariate analysis of conception rates and test-day milk yields

in Holsteins using threshold-linear model with random regressions. *Journal of Dairy Science* **92**, 2922-2930.

Tsuruta S, Misztal I, Strandberg E. 2001. Use of the preconditioned conjugate gradient algorithm as a generic solver for mixed-model equations in animal breeding applications. *Journal of Animal Science* **79**, 1166-1172.

Weigel KA, Lawlor TJ Jr., VanRaden PM, Wiggans GR. 1998. Use of linear type and production data to

supplement early predicted transmitting abilities for productive life. *Journal Dairy Science* **81**, 2040-2044.

Weller JL, Ron M. 1992. Genetic analysis of fertility traits in Israeli Holsteins by linear and threshold models. *Journal Dairy Science* **75**, 2541-2548.

Windig JJ, Calus MPL, Veerkamp RF. 2005. Influence of herd environment on health and fertility and their relationship with milk production. *Journal of Dairy Science* **88**, 335-347.

## Reliability of estimated breeding value of conception rate for Holstein female using multiple-trait animal model

Koichi HAGIYA<sup>1</sup>, Takefumi OSAWA<sup>2</sup>, Tatsuo SHIRAI<sup>2</sup>, Yoshinori TERAWAKI<sup>3</sup>, Takeshi YAMAZAKI<sup>1</sup>, Yoshitaka NAGAMINE<sup>4</sup>, Fumiaki ITOH<sup>1</sup>, Takayoshi KAWAHARA<sup>5</sup>, Yutaka MASUDA<sup>6</sup> and Mitsuyoshi SUZUKI<sup>6</sup>

<sup>1</sup> National Agricultural Research Center Hokkaido Region, Toyohira, Sapporo 062-8555, Japan

<sup>2</sup> National Livestock Breeding Center, Nishigo, Fukushima 961-8511, Japan

<sup>3</sup> Rakuno Gakuen University, Ebetsu 069-8501, Japan

<sup>4</sup> Nihon University, Fujisawa 252-0880, Japan

<sup>5</sup> Holstein Cattle Association of Japan, Hokkaido Branch, Kita, Sapporo 001-8555, Japan

<sup>6</sup> Obihiro University of Agriculture and Veterinary Medicine, Obihiro 080-8555, Japan

**Corresponding :** Koichi HAGIYA (fax : +81 (0) 11-859-2178, e-mail : hagiya@affrc.go.jp)

We investigated the reliability of estimated breeding values (EBV) of conception rate (CR) using multiple-trait animal model. Data were records of artificial insemination (AI) and milk yield from 2,246,286 female animals calved between 1985 and 2010 with their pedigree records. CR was defined as a value of 0 or 1 of which first AI was a failure or success. Various effects were considered for CR and days open between first- and second-calving (DO) (herd-year (fixed), month at AI (fixed), age at AI (fixed), mating sire (random), animal (random), residual (random)) in the statistical models. When three trait model of CRs (CR of heifers, CR of first lactation cows and CR of second lactation cows) was used, average reliabilities of EBV of proven bulls for CR were 0.40, 0.40 and 0.37 for heifers, first lactation cows and second lactation cows, respectively. The highest reliability (0.46, 0.59 and 0.42, respectively) of EBV of bulls for CR were obtained from five-trait model (CRs, milk and DO) .

*Nihon Chikusan Gakkaiho* 85 (2), 131-138, 2014

**Key words :** conception rate, holstein cows, multiple trait model, reliability.