

불완전 검정일 기록이 RRTDM을 이용한 홀스타인 젖소의 유전평가에 미치는 영향

조주현* · 조광현** · 이광진***

농협중앙회 가축개량사업소 젖소개량부*, 농촌진흥청 축산연구소**, 건국대학교 동물생명과학부***

The Effect of the Incomplete Lactation Records for Genetic Evaluations with Random Regression Test - Day Models (RRTDM) in Holstein Cattle

J. H. Cho*, K. H. Cho** and K. J. Lee***

Dairy Cattle Improvement Center, N.A.C.F*, National Livestock Research Institute, RDA, Korea**, Department of Animal Biotechnology, Konkuk University***

ABSTRACT

The purpose of this study was to find out the effects that daughters' incomplete lactation records affect sire's breeding values through genetic evaluation using RRTDM(random regression test-day model). First, we estimated genetic parameters and breeding values on sires having complete lactation records of daughter by RRTDM, second, we changed complete lactation records of specific sires into incomplete records by various methods. Third, the breeding values were compared between complete and incomplete records. Finally, this study aimed to find out the methods to minimize the estimation errors of young bulls' breeding values.

Data used in this study were collected from the dairy herd improvement program, and a total of 97,562 records were composed of 10,929 first parity with both parents known, since 1999. Breeding values on the daughters from randomly chosen sires were calculated and compared with among 90 day, 150 day, and 200 day's incomplete records.

For milk yields, sire's ranks of breeding values used by complete lactation records were very different from sire's ranks of breeding values obtained by incomplete lactation records(Rank_90 cut, 150 cut, 200 cut).The differences were also obtained between complete lactation records(per305_full) and incomplete lactation record (per_90 cut, 150 cut, 200 cut) in breeding values regarding persistency. Especially, the differences between per_90 cut and per305_full were very large(from 1.8 kg to 145 kg).

(Key words : RRTDM(Random-Regression Test-day model), Incomplete lactation record, Persistency)

I. 서 론

지금까지 우리나라 젖소의 종모우 선발을 위한 유전능력 평가는 1산차 산유형질들에

대한 305일 보정에 의한 단일형질 평가에 의존해 왔다(Lee등, 1994; Lee등, 1995; Lee 등 1997; 축산기술연구소, 2001). 그러나 305일 보정 산유형질에 대한 분석은 사전보정(pre-

Corresponding author : K. J. Lee, Department of Animal Biotechnology, College of Animal Husbandry, Kon-Kuk University, Hwayang-dong 1, Gwangjin-gu, Seoul, Korea. Tel : 02-450-3687, Fax : 02-455-5305, E-mail : kjlee@kkucc.konkuk.ac.kr

adjustment)에 의한 추정치의 편기현상을 초래할 수 있으며, 개체 고유의 유전적 비유지속성 등에 대한 효과를 고려하지 않음으로써 분석의 정확도를 저하시킬 수 있는 단점이 있어, 이에 대한 대안으로 각 검정일 별 자료를 분석모형에 고려할 수 있는 임의회귀 검정일 모형(random regression test-day model, RRTDM)이 제시되었다(Ptak and Schaeffer, 1993; Jamrozik and Schaeffer, 1997; Kettunen 등, 1998, Jensen, 2001).

검정일 임의회귀모형에 의한 평가는 305일 보정계수를 사용하지 않고 검정일 자료를 직접 이용함으로써 전통적인 방법에 비해 여러 가지 장점이 있다(Swalve, 2000).

그러나 이러한 장점에도 불구하고, 임의회귀 검정일 선형모형에 Legendre 다항함수를 변형한 검정일 공변량으로 이용할 경우, 불완전한(incomplete record) 1산 기록을 가지고 있는 낭우들에 의하여 평가되어진 어린 후보우들의 육종가는 잘못 추정될 수 있다. 그 이유는 Legendre 다항함수를 변형한 유량곡선이 peak기(40~45)에 유량이 급격하게 증가하는 개체의 비유곡선 적합에 부적절하며, 또한 peak기 이후 비유 후반기 자료가 없는 낭우들의 경우에도 적합도가 저하되어 추정 오류를 범할 수 있기 때문이며, 이러한 오류는 고정효과에 대한 공변량 함수를 적용시 Wilmlink(1987)가 제시한 함수를 이용함으로써 보정할 수 있다고 보고 되었다(Reinhardt 등, 2002).

또한 Swalve 등(2000)도 일반적으로 높은 비유 지속성을 가지고 있는 고능력우의 경우 비유초기 기록만이 유전능력평가에 이용될 경우, 높은 peak기 유량과 낮은 비유 지속성을 갖는 개체에 비해 저평가 될 수 있으며, 어린 후보우의 경우 그 딸소는 비슷한 비유지속성을 가질 확률이 높아, 불완전한 기록만을 보유한 낭우들에 의해 유전능력이 평가되어질 경우 저평가 될 수 있다고 보고하였다.

위와 같은 보고는 우리나라의 종모우 선발 과정에서 대부분의 선발대상 후보우의 낭우가 1산차의 200일 미만의 불완전한 검정일 기록

(incomplete lactation records)을 가지고 있으며, 이러한 불완전한 기록을 가진 낭우들의 자료를 가지고 임의회귀 검정모형을 이용하여 평가할 경우, 후보우의 유전능력이 잘못 평가될 수 있음을 시사하고 있다.

따라서, 본 연구는 불완전한 검정일 기록이 RRTDM을 이용한 유전능력 평가에 미치는 영향을 알아보기 위하여, 특정 종모우에 대한 낭우들의 완전기록을 다양한 방법으로 불완전 기록화 하여, 이들의 검정일 모형을 이용한 평가결과를 완전기록의 평가결과와 서로 비교함으로써, 불완전 기록을 가지고 있는 낭우들에 의하여 평가되어진 후보종우들의 평가오류를 최소화 시키는 방법을 모색하는데 그 의의가 있다고 하겠다.

II. 재료 및 방법

1. 공시재료

본 연구에 이용된 재료는 농협중앙회 젖소 개량부에서 수행하고 있는 젖소 산유능력 검정사업을 통하여 수집된 1999년 1월부터 2004년 2월까지의 검정일 자료 중, 한국종축개량협회에서 수행하고 있는 젖소 등록사업으로부터 수집된 부, 모 혈통이 알려진 개체의 1산차 산유형질들에 대한 검정일 기록을 이용하였다. 본 분석에 이용된 검정자료는 1999년 이후 초산 분만한 10,929두로부터 조사된 기록 97,562 기록들이었으며, 분석에 고려된 형질들은 검정일 유량(milk yield), 유지방율(fat-percent), 유단백율(protein-percent), 무지고형분율(solid-not-fat percent, SNF-percent) 등이었다. 분석의 정확도를 기하고 추정의 편의를 제거하기 위하여 총 조사된 자료들 중, 축군-검정일(herd-test-day, HTD) 기록수가 3개 이하와 낭우 두당 검정기록수가 3개 이하인 개체는 분석에서 제외하였다. 또한 부모를 알지 못하는 개체의 기록은 모두 삭제하였으며, HTD에 대하여 혈연관계에 disconnected된 HTD에 속한 기록은 제외하였다. 이들 기록에 대한 일반 정보는 Table 1에 제시하였다.

Table 1. Number of records, sires, cows, herd-test-date(HTD) class, and general statistics for milk products at first parity in Holstein

	No	Means	SD ²⁾	Min	Max
Records, no	97,562				
Sires, no	158				
Cows / sire, no	18	58.14	3	791	
Cows, no	10,929				
Records / cows, no	8.92	1.69	3	12	
HTD classes, no	19,315				
Records / HTD, no	5.05	2.86	3	46	
Milk Yields, kg	28.24	6.32	2	85	
Fat %	3.84	0.74	6.06	1.62	
Protein %	3.20	0.32	2.24	4.16	
SNF ¹⁾ %	8.59	0.35	7.54	9.64	

¹⁾ SNF : solid-non-fat.
²⁾ SD : standard-deviation.

2. 통계분석방법

(1) 분석모형

검정일 기록을 이용한 임의회귀 검정일 모형(random regression test-day model, RRTDM)은 아래와 같다.

$$y_{ijkl} = HTD_i + \sum_{m=1}^3 \beta_{jm} f_{jm} + \sum_{m=1}^3 \alpha_{km} z_{km} + \sum_{m=1}^3 p_{km} z_{km} + e_{ijkl}$$

여기서,

y_{ijkl} : 해당 분석형질에 대한 번째 축군 - 검정일자(HTD)에 해당하고 번째 분만 시 나이 - 계절효과(나이 : 18~24, 25~29, 30~34, 35~48개월 계절 : 5~10, 11~4월)

에 속하며, k번째 낭우의 l번째 기록 HTD_i : i번째 축군 - 검정일 효과(= 1, 2, ..., 19315)

f_{jm} : 번째 고정효과에 중첩된 비유곡선에 대한 m차 회귀계수

β_{jm} : 착유일수(DIM)에 대한 m차 Wilmlink 함수

α_{km} and p_{km} : 유전효과와 영구환경효과에 대한 번째 낭우의 m번째 임의 회귀계수

z_{km} : 표준화된 착유일수(d)에 대한 m차 Legendre 함수

e_{ijkl} : 오차효과

위에서 $\beta_{jm}(1-3)$ 은 Wilmlink(1987) 등이 제시한 3차 다항식을 변형한 착유일수(days in milk, DIM)의 공변량으로 다음과 같이 계산하였다.

$$\beta_{j1} = 1 \quad \beta_{j2} = DIM \quad \beta_{j3} = \lambda^{-0.05DIM}$$

또한 $Z_{jm}(1-3)$ 은 Legendre 3차 다항식을 변형한 표준화 착유일수의 공변량으로 다음과 같이 계산하였다(Gengler 등, 1999).

$$Z_{j1} = 1 \quad Z_{j2} = \sqrt{3d} \quad Z_{j3} = \sqrt{5(3d^3 - 1)}$$

각각의 공변량에 사용된 표준화 착유일수 d는 아래와 같이 계산하였다.

$$d = \frac{(DIM - 5)}{150} - 1 \quad (-1 \leq d \leq +1)$$

위에서,

DIM : day in milk, 5일에서 305일까지의 검정 당시 분만일로부터의 착유일수

(2) 분산성분추정

분산성분추정은 EM-REML 분석방법을 전산 프로그램한 REMLF90(Misztal, 1999; Gengler 등, 1999)을 이용하였으며, 각 형질별 추정된 분산 - 공분산성분을 이용하여 유전력 및 유전상관은 Jamrozik과 Schaeffer(1997)가 제시한 방법을 이용하여 계산하였다.

(3) 육종가의 추정 및 불완전기록의 생성

검정일 임의 회귀모형에 의하여 추정된 분산성분을 이용한 육종가의 추정은 검정일 모형을 통하여 추정된 유전모수를 이용하여 BLUP(best linear unbiased prediction) 방법을 전산 프로그램한 BLUPF90(Misztal, 2001)을 통하여 추정하였으며, 완전기록과 비교를 위한 불완전기록을 생성하기 위하여, 아비소(sire) 별로 추정된 육종가를 SAS8.2를 이용하여 순위를 매긴 후, 이들 중 낳우들 기록이 있는 아비소들 158 두 중에서 난수함수(random function)를 이용하여 무작위로 16 두를 추출하였으며, 추출된 아비소의 낳우들을 선택하여 각각 검정일 90일, 150일, 200일 이후 자료를 삭제한 후 각각의 검정일 자료를 다시 BLUPF90을 이용하여 육종가를 추정하여 비교하였다.

(4) 아비소들에 대한 비유지속성 추정

완전기록 및 불완전기록을 이용한 아비소들의 비유지속성(persistency)에 대한 육종가의 추정은 Jamrozik 등(1997)이 제시한 방법 중 하나를 선택하여 계산하였으며, 계산식은 아래와 같다.

$$P = \sum_{k=60}^{305} (D_k - D_{60})$$

여기서,

P : 특정 개체의 비유지속성에 대한 육종가

D_k : 특정개체의 검정일 k에 대한 육종가

위 식에 의거 완전기록과 각각 검정일 90일, 150일, 200일 이후 자료를 삭제한 후의 기록에 대한 아비소의 비유지속성을 추정하여 비교하였다.

Ⅲ. 결과 및 고찰

1. 임의회귀 검정일 모형을 이용한 유전모수의 추정

검정일 모형에 의하여 추정된 각각의 생산형질들에 대한 임의효과, 영구 환경효과 및

간차의 분산 - 공분산 성분 값은 Table 2에 표시하였다.

Table 2에 나타난 바와 같이, 각 생산형질에 대한 Legendre 다항식을 적용한 검정일 공변량(a1, a2, a3)의 유전분산값은, 유량은 5.9860(a1), 0.3717(a2), 0.7331(a3) 이었으며, 유지율은 0.0606 (a1), 0.0126(a2), 0.0125(a3), 유단백율은 0.0148 (a1), 0.0017(a2), 0.0024(a3), 무지 고형분율은 0.0346(a1), 0.0018(a2), 0.0041(a3) 이었으며, 각각의 형질들에 대한 절편값(a1)이 가장 높게 추정되었다.

영구 환경효과에 대한 검정일 공변량(p1, p2, p3)의 분산값은, 유량은 9.3370(p1), 1.8800(p2), 0.3584(p3), 유지율은 0.1021(p1), 0.0129

Table 2. Estimates of genetic(co) variances for random regression coefficients for each trait from random regression model

Parameters		Milk yield	Fat (%)	Prot (%)	SNF (%)
Genetic					
a1	a1	5.9860	0.0606	0.0148	0.0346
a1	a2	-0.1149	0.0094	0.0024	0.0036
a1	a3	-1.9020	-0.0060	-0.0009	-0.0012
a2	a2	0.3717	0.0126	0.0017	0.0018
a2	a3	0.1770	-0.0114	-0.0007	-0.0017
a3	a3	0.7331	0.0125	0.0024	0.0041
PE ¹⁾					
p1	p1	9.3370	0.1021	0.0174	0.0365
p1	p2	0.5156	0.0096	0.0026	-0.0012
p1	p3	0.5022	-0.0067	-0.0003	0.0011
p2	p2	1.8800	0.0129	0.0036	0.0069
p2	p3	-0.5891	-0.0042	-0.0004	-0.0033
p3	p3	0.3584	0.0017	0.0006	0.0022
R					
r1	r1	6.9270	0.1684	0.0181	0.0466

¹⁾ PE : permanent environment effect.

(p2), 0.0017(p3), 유단백율은 0.0174(p1), 0.0036 (p2), 0.0006 (p3), 무지고형분율은 0.0346(p1), 0.0069(p2), 0.0022 (p3)로 유전효과와 마찬가지로 절편(p1) 값이 모든 형질에서 높게 추정되었으며, 영구 환경효과에 대한 검정일 공변량의 분산 - 공분산 값이 유전효과에 대한 검정일 공변량의 분산 - 공분산 값에 비하여 높게 추정되었다.

잔차 변이에 대한 분산값은 각각 유량은 6.9270, 유지율은 0.1684, 유단백율은 0.0181, 무지고형율은 0.0466, 체세포 지수는 1.0550 이었다. 특히 유량에 있어서 유전분산 및 영구 환경분산은 김(2004)이 제시한 유전분산 값인 18.1200(a1), 0.3540(a2), 0.9026(a3) 및 영구 환경분산 값 16.2800(p1), 4.9670(p2), 0.6496 (p3), 잔차 분산 값 7.0330 보다 다소 낮게 나타났는데, 이는 고정효과에 대한 검정일 공변량에 Legendre 다항식을 적용하지 않고, Wilmink 다항식을 적용함으로써, 고정효과 변이가 검정일 모형에서 적절하게 표현됨으로써 나타나는 결과로 사료되어진다(Reinhardt 등, 2002).

2. 검정일에 대한 유전력의 추정

검정일에 따른 유량에 대한 유전력(h^2) 및 유전분산(G), 영구환경분산(PE) 변화를 추이를 Fig. 1에 표시하였다.

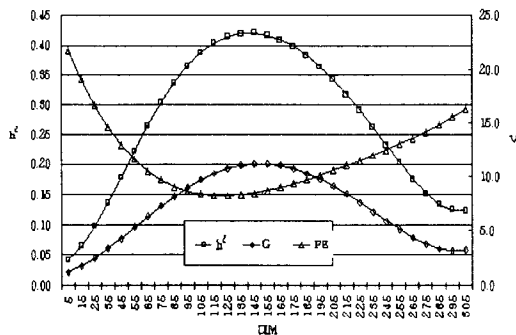


Fig. 1. Comparison estimates of heritabilities (h^2), genetic variances(G) and permanent environment variances(PE) of milk yields for each day in milk(DIM).

Fig. 1에 제시된 바와 같이 유량에 대한 유전력은 비유초기(DIM5)에는 0.0429로 비교적 낮게 추정되었으며, 비유일수가 경과함에 따라 서서히 증가하여, 비유중기(DIM145)에 0.4208로 최고치를 나타낸 후, 다시 서서히 감소하여 비유말기(DIM305)에는 0.1225로 나타났으나 비유초기 유전력보다는 다소 높게 추정되었다. 유전분산값(G)은 유전력과 비슷한 증가 추이를 나타내고 있었으며, 영구 환경분산값은 유전력과 반대로 비유초기와 비유후반기가 가장 높게 나타났으며, 비유중기(DIM125)에 가장 낮게 추정되었다.

이와 같은 결과는 타 연구 결과(Strabel과 Misztal, 1999; Van Tassel 등, 1999; Liu 등, 2000a)와 유사한 경향을 나타내었으며, 이 등(2004)이 고정효과 검정일 공변량을 개체에 중첩시킨 Legendre 다항식을 적용한 연구결과에서와 같은 비유초반기 높은 유전력(DIM5 : 0.27)과 비유후반기의 매우 낮은 유전력(DIM250 : 0.08)은 나타나지 않아 고정효과 검정일 공변량을 분만월 및 분만계절에 중첩시킨 Wilmink 다항식을 이용한 모형이 보다 적절한 것으로 나타났다(Rainhardt 등, 2002).

또한 비유지속성과 관계있는 비유일 60일부터 280일까지의 유전력이 매우 높게 나타났으며(0.15 ~ 0.42), 특히 비유일 75일부터 215일까지의 유전력은 매우 높게 추정되어 ($h^2 \geq 0.3$), 비유지속성이 유량형질의 개량에 많은 비중을 차지하고 있음을 나타내었다.

이와 같은 결과는 비유초기의 불완전한 기록만으로 난우가 평가되어질 때 비유지속성의 잘못된 평가로 인하여 그 아버소의 육종가가 잘못 평가되어질 수 있음을 의미한다고 할 수 있겠다.

3. 검정일에 대한 유전상관

유량의 검정일간 유전상관 계수는 검정일 모형을 통하여 추정된 모수를 이용하여 구하였으며, 비유 30일(DIM30), 비유 90일(DIM90), 비유 150일(DIM150), 비유 250일(DIM250) 및 305일 총 비유일(DIM_tot)에 대한 각 검정일

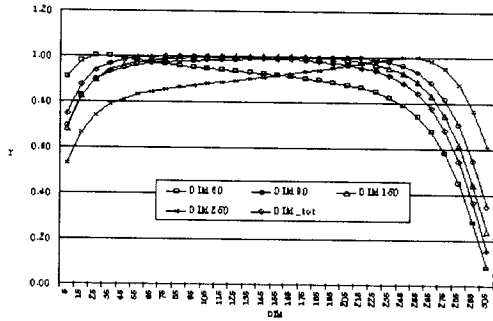


Fig. 2. Genetic correlation estimates between test-day milk yield at 30(DIM30), 90 (DIM90), 150(DIM150), 250(DIM250) and 305d tot milk yield(DIM_tot) and remaining part of first lactation in Holstein.

의 유전상관을 Fig. 2에 나타내었다.

Fig. 2에서와 같이 유량에 있어서 각각의 비유일에 대한 검정일간 유전상관 추정치를 살펴보면, 비유 30일(DIM30)은 비유 후반기에, 비유 250일(DIM250) 경우는 비유 전반기에 각각 낮은 상관을 나타내었으며, 비유 90일(DIM90)과 비유 150일(DIM150)은 비유 전반기부터 비유 후반기까지 전반적으로 높은 상관을 나타내었다. 특히, 비유 150일(DIM150)의 경우에는 비유 전반기인 검정일 62일부터 비유 후반기인 검정일 217일까지 고도의 상관($r = 0.98$)을 나타내었으며, 305일 총 비유일(DIM_tot) 유량과 각 검정일 비유량과의 유전상관에서도 유사한 결과를 나타내었으며, 이러한 경향은 타 연구결과와 유사하였다(Vargas 등, 1998; Strabel and Mistall 1999; Liu 등, 2000a). 이와 같은 결과는 peak기 이후의 유량에 대한 검정일 유전변이가 305일 총 비유일(DIM_tot) 유량에 대한 유전변이에 크게 영향을 미치고 있기 때문으로 사료되어지며, 비유지속성이 유량 개량에 차지하는 비중이 매우 크다는 것을 간접적으로 나타내고 있다고 할 수 있다. 또한, 불완전한 기록들만을 가지고 있는 낭우들의 아버소는 비유후반기 기록의 부재로 인하여 잘못 평가될 수 있음을 시사하고 있다(Swalve, 2000).

4. 동일 아버소의 낭우들에 대한 불완전 기록 생성 및 비교

아버소(sire)에 대한 육종가의 추정 및 육종가 순위는 임의회귀 검정일 모형을 통하여 추정된 유전모수를 이용하여 추정하였다. 불완전기록의 생성을 위하여 완전기록을 가지고 있는 낭우들로부터만 구성된 아버소들 158 두 중에서 난수합수를 이용하여 무작위로 16 두를 추출하였으며, 추출된 아버소의 낭우들을 선택하여 각각 검정일 90일, 150일, 200일 이후 자료를 삭제하여 생성하였다. 완전기록과 각각의 불완전기록 수준별로 아버소의 육종가를 추정하였으며, 완전자료와 불완전자료의 비교를 위하여 Table 3에 각각의 기록에 의한 아버소의 16 두의 순위변화와 육종가의 변화를 나타내었다.

완전기록 및 불완전기록을 이용한 아버소들의 비유지속성(persistency)에 대한 육종가의 추정은 Jamrozik 등(1997)이 제시한 방법 중 하나를 선택하여 계산하였으며, Table 3에 나타내었다.

Table 3에서와 같이 유량에 대한 완전기록(Rank_full)과 불완전기록(Rank_90 cut, 150 cut, 200 cut)과의 순위는 매우 상이하게 나타났다. 특히 90일 이하의 낭우 기록만을 사용한 아버소의 육종가의 순위(Rank_90 cut)는 완전기록의 순위(Rank_full)와 차이에서 2등에서 309등까지의 많은 순위차이를 보였으며, 150일 이하의 기록(Rank_150 cut)에서는 0등에서 119등까지의 차이를, 200일 이하의 기록(Rank_200 cut)에서는 0등에서 38등까지의 순위차이를 나타내었다. 또한, 150일, 200일 이하의 낭우 기록만을 이용한 아버소의 육종가 순위변동에 비하여 90일 이하의 낭우 기록만을 이용한 아버소의 육종가 순위변동이 상대적으로 매우 크게 나타났다.

아버소에 대한 유량에 대한 육종가에 있어서도 완전기록(bv305_full)과 불완전기록(bv305_90 cut, 150 cut, 200 cut)과의 차이가 나타났다. 특히 90일 이하의 낭우 기록만을 이용한 자료(bv305_90 cut)에서는 완전기록을 이용한 아버

Table 3. Comparison of complete lactation record set vs incomplete lactation record(cut90 - 200) set for rank(Rank), breeding value(bv) and persistancy(Per) in milk yield

Sire no.	Rank full	Rank 90cut	Rank 150cut	Rank 200cut	bv305 full	bv305 90cut	bv305 150cut	bv305 200cut	Per full	Per 90cut	Per 150cut	Per 200cut
	(a)	(b)	(c)	(d)	(a1)	(b1)	(c1)	(d1)	(a2)	(b2)	(c2)	(d2)
		(b - a)	(c - a)	(d - a)	(b1 - a1)(c1 - a1)(d1 - a1)				(b2 - a2)(c2 - a2)(d2 - a2)			
14154	1	↓ 2	0	0	1,749.8	- 479.1	- 14.3	22.6	327.3	- 126.2	- 0.6	- 48.4
14178	33	↑ 25	↑ 3	↑ 1	949.5	179.9	6.1	- 30.4	314.4	1.8	2.0	- 50.8
8530	38	↓ 7	↓ 6	↓ 4	911.3	- 26.2	- 27.4	- 25.5	294.8	- 28.0	- 19.2	- 23.5
14155	99	↑ 98	↑ 9	↓ 3	735.7	631.4	14.5	- 1.6	262.7	34.0	- 14.3	6.1
8534	161	↑ 129	↑ 9	↑ 8	623.6	294.1	4.2	9.7	57.2	113.9	- 8.1	- 1.9
14119	264	↓ 53	↓ 5	↑ 4	501.4	- 54.8	- 9.5	- 1.2	93.1	32.5	- 2.3	13.4
8371	269	↓ 171	↓ 111	↑ 26	498.3	- 143.0	- 109.5	15.3	128.0	- 88.6	- 88.5	14.2
8538	347	↑ 25	↓ 3	↑ 8	429.8	14.4	- 11.4	8.5	- 10.3	128.8	- 5.9	1.2
8630	463	↑ 73	↓ 10	↑ 28	342.3	45.3	- 15.3	11.5	136.1	- 26.6	- 2.8	- 6.5
14117	476	↑ 228	↑ 119	↑ 38	336.3	175.3	77.2	16.3	57.2	75.8	77.3	- 3.2
4312	525	↑ 99	↑ 4	↓ 9	296.0	73.6	- 2.6	- 4.6	126.1	- 9.7	- 4.7	0.0
14146	568	↑ 70	↑ 31	↓ 7	258.6	62.8	20.0	- 12.2	313.5	- 50.4	1.4	- 8.4
8540	660	↓ 181	↑ 5	↑ 24	180.8	- 165.2	- 3.6	16.2	155.4	- 72.4	1.2	- 6.8
4311	668	↑ 171	↓ 38	↓ 37	178.1	144.6	- 47.0	- 39.6	- 79.8	8.1	- 18.3	25.9
8632	719	↑ 309	↑ 27	↓ 6	117.9	259.0	25.5	- 6.6	- 20.8	145.8	- 4.1	0.0
8555	741	↓ 165	↑ 10	↓ 9	91.7	- 107.6	12.0	- 10.2	103.1	- 42.9	- 6.1	1.7

소의 유량에 대한 육종가와와의 차이가 적게는 14 kg에서 많게는 631 kg 까지 매우 크게 나타났으며, 150일 이하의 난우 기록만을 이용한 자료(bv305_150 cut)에서는 적게는 2.6 kg에서 많게는 109 kg 까지, 200일 이하의 난우 기록만을 이용한 자료(bv305_150 cut)에서는 적게는 1.2 kg에서 많게는 39 kg 까지 완전기록을 이용한 아버소의 유량에 대한 육종가와 차이가 나타나, 완전기록과 아버소의 육종가와 비교하여 가장 큰 차이가 나타난 순서대로 나열하면, 불완전기록 90일, 150일, 200일 순으로

나타났다.

비유지속성(persistancy)에 있어서도 완전기록(per305_full)과 불완전기록(per305_90 cut, 150 cut, 200 cut)과의 차이가 나타났다. 특히 90일 이하의 난우 기록만을 이용한 자료(per305_90 cut)에서는, 완전기록을 이용한 아버소의 유량에 대한 비유 지속성과의 차이가 적게는 1.8 kg에서 많게는 145 kg 까지 매우 크게 나타났으며, 150일 이하의 난우 기록만을 이용한 자료(per305_150 cut)에서는 적게는 1.2 kg에서 많게는 88.5 kg 까지, 200일 이하의 난우 기록만

을 이용한 자료(bv305_150 cut)에서는 적게는 0.6 kg에서 많게는 88.5 kg 까지 완전기록을 이용한 아버소의 유량에 대한 비유 지속성과 차이가 나타나, 완전기록과 아버소의 비유지속성과 비교하여 가장 큰 차이가 나타난 순서대로 나열하면, 불완전기록 90일, 150일, 200일 순으로 나타났다.

특히, 비유 지속성의 경우 완전기록(per305_full)과 비교하여 볼 때, 각각의 불완전기록에 의하여 추정된 수치는 기록에 삭제 수준(per305_90 cut, 150 cut, 200 cut)에 의하여 특정한 규칙 없이 다양하게 나타났는데, 이와 같은 결과는 아버소별로 비유 지속성이 peak기인 비유 60일 부터 비유후반기인 비유 280일 까지 일정하게 유지되는 것이 아니라 비유일에 따라 조금씩 변동되고 있으며, 따라서 특정 비유 시점만(예를 들어, 비유 60일과 비유 280)을 이용하여 비유 지속성을 판단할 수 없음을 나타내고 있다. 또한 유량의 육종가 순위 상위(rank = 100)에 속하는 아버소의 비유 지속성의 육종가는 전반적으로 육종가 순위 하위에 속하는 아버소에 비해 상당히 높게 나타나, 종모우 선발에 있어서 비유 지속성이 매우 중요한 형질이 될 수 있음이 나타났다(Dekkers 등 1996; Jakobsen 등, 2002). 이러한 결과는 비유 지속성이 높은 아버소의 낭우들이 불완전기록만을 가지고 있는 상태에서 평가가 되어질 경우 선발대상에서 누락될 수 있음을 나타내고 있다.

Table 3에서 비교되어진 각각의 아버소들에 대하여 낭우들의 완전기록(bv305_full)과 불완전기록(bv305_90 cut, 150 cut, 200 cut)에 의하여 평가되어진 결과를 서로 비교하기 위하여, 특정 아버소의 비유 일수별 육종가 추이를 그래프화하여 Fig. 16~24에 표시하였다.

Fig. 3에서 보는 바와 같이 아버소 번호 14154의 경우, 90일 비유 기록으로만 추정된 육종가(90 cut) 순위만 완전기록에 의해 추정된 육종가 순위(full)와 차이가 있었고, 비유일수 150일, 200일 이하의 기록에 의해 추정된 육종가 순위(150 cut, 200 cut.)는 변동사항이 없었으나, 그래프화된 비유일수 별 육종가의

추이는 완전기록(bvtot)과 비유 150일 기록(bv150)이 오히려 거의 동일한 추이를 나타내는 반면에, 비유 200일 기록(bv200)은 비유 중기까지는 완전기록보다 조금 높게, 비유후반기는 완전기록보다 조금 낮게 추정이 되었으며, 비유 90일 기록(bv90)은 완전기록과 전혀 상이한 육종가 추이를 나타내었다. 또한 비유지속성도 비유 90일은 201.05 kg, 비유 150은 326.63 kg, 비유 200일은 278.90으로 비유 200일 보다 비유 150일이 완전기록의 비유지속성 327.27 kg과 유사하게 나타났다.

Fig. 4의 아버소 14178은 Fig. 17에서와 거의 유사한 비유일수별 육종가 추이를 나타내었으나, 비유지속성은 비유 90일과 비유 150일이 각각 316.18 kg과 316.42 kg으로 비유 200일의 비유지속성인 263.57에 비해 완전기

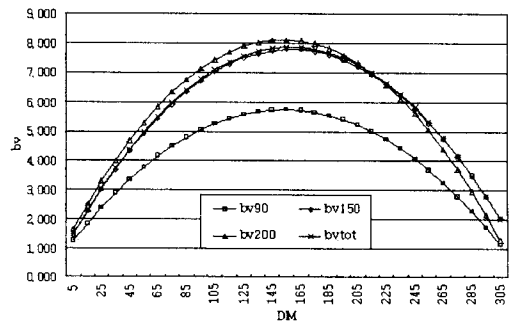


Fig. 3. Comparison of complete lactation record set vs incomplete lactation record (cut 90 - 200) set for the sire no 14154 in milk yield.

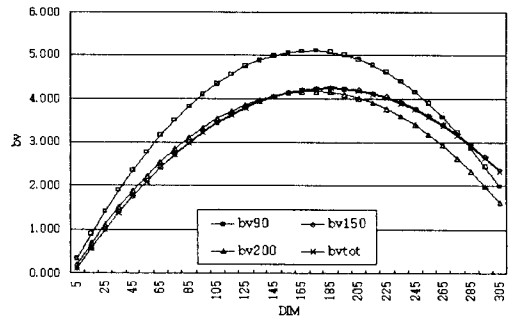


Fig. 4. Comparison of complete lactation record set vs incomplete lactation record (cut 90 - 200) set for the sire no 14178 in milk yield.

록의 비유 지속성인 314.40 kg과 유사하게 나타났다.

Fig. 5의 아버소 14155는 비유 90일 기록(bv90)을 제외한 모든 불완전기록이 완전기록과 거의 유사한 육종가 추이를 나타내었으며, 비유 지속성에서도 비유 150일과 비유 200일의 육종가 차이가 크지 않게 나타났다.

반면에 Fig. 6의 아버소 8371은 비유 90일 기록(bv90)과 비유 150일의 비유 일수별 육종가 추이가 비슷하였고, 비유일 200일과 완전 기록의 육종가 추이가 비슷하게 나타났으며, 특히 비유후반으로 갈수록 육종가가 점점 증가하는 추이를 나타내었다.

Fig. 7의 아버소 14111은 완전 비유기록과 모든 불완전 비유기록의 비유일수에 따른 육

종가의 추이가 서로 상이하게 나타났으며, 완전기록에 비해 불완전기록의 육종가가 높게 추정되었고, 특히 비유 지속성의 경우 90일 기록과 150일 기록이 완전기록과 200일 기록에 비해 과다하게 추정되었다.

그 외에도 Fig. 8에서 보는 바와 같이 완전 기록과 불완전기록의 비유 일수별 육종가의 변화 추이는 아버소의 유전적 특성에 따라 다양하게 변하고 있었으며, 대부분의 아버소가 완전기록과 불완전기록의 육종가 추이 및 육종가 순위, 비유 지속성에서 서로 상이한 결과를 나타내었다.

또한 Fig. 3~8에서 보는 바와 같이 각각의 아버소의 비유일수별 육종가의 추이가 매우 다양하게 나오고 있는 것은 임의회귀 검정일 모

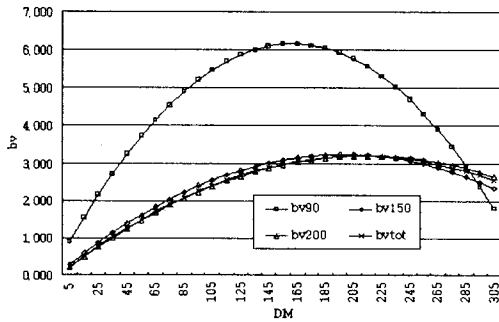


Fig. 5. Comparison of complete lactation record set vs incomplete lactation record (cut 90 - 200) set for the sire no 14155 in milk yield.

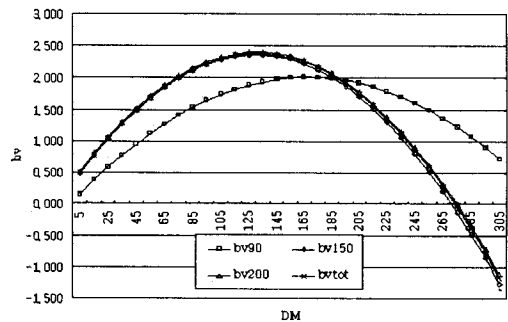


Fig. 7. Comparison of complete lactation record set vs incomplete lactation record (cut 90 - 200) set for the sire no 8538 in milk yield.

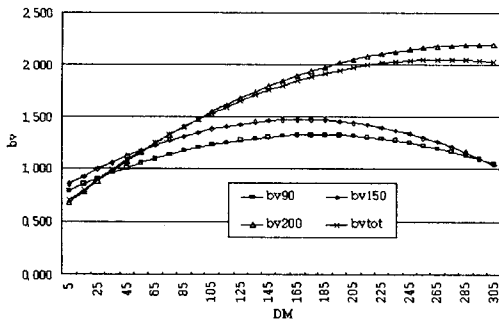


Fig. 6. Comparison of complete lactation record set vs incomplete lactation record (cut 90 - 200) set for the sire no 8371 in milk yield.

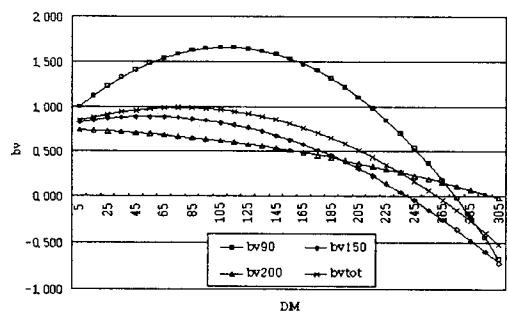


Fig. 8. Comparison of complete lactation record set vs incomplete lactation record (cut 90 - 200) set for the sire no 4311 in milk yield.

형이 한 개의 유기에서 비유 일수의 변화에 따른 각각의 고정효과, 영구효과, 임의환경효과를 305일 보정기록을 이용한 육종가의 평가보다 더 잘 설명하고 있다는 것을 나타내고 있으며, 특히 비유 기간동안 고정효과 단위 내에서 발생하는 임신 환경효과(temperoy environmental effect)를 모형 내에 잘 반영시키고 있다는 것을 단적으로 보여주는 일례라고 할 수 있겠다(Meyer 등, 1989; Ptak and Schaeffer, 1993 VanRaden, 1997).

결론적으로, 우리나라에서 수행되고 있는 후대 검정사업에 검정일 임의 회귀모형을 적용할 경우, 첫째, 305일 보정에 의한 오차를 줄일 수 있으며, 둘째, AM-PM 방식과 같은 다양한 검정방법을 이용함으로써 검정비용을 줄일 수 있으며, 셋째, 세대간격을 단축시키며, 넷째 분만간격, 임신여부, 비유 지속성 등 다양한 효과를 유연하게 분석할 수 있는 장점 등이 있어 305일 보정방법에 의한 유전평가보다 많은 장점이 있다. 특히 검정일 모형을 사용할 경우, 동기그룹(contemporary group)은 동일우군의 동일 검정일로 구성되어, 기존 305일 보정기록에 의한 평가시 동일 우군의 동일 분만년도, 동일 분만계절인 것에 비해 우리나라와 같이 적은 우군 규모에서의 신뢰도를 높일 수 있는 등, 많은 장점을 취할 수 있으나, 어린 후보우(young bull)들의 낭우들이 불완전 기록만을 가지고 있는 상태에서 평가되어 질 경우, 우수한 후보종모우가 선발대상에서 탈락될 수 있는 위험을 감수하여야만 한다.

따라서, 임의회귀 검정일 모형을 이용하여 종모우를 선발할 때는 선발대상이 되는 후보종모우의 낭우들의 기록은 가급적 완전기록을 이용하는 것이 바람직하며, 적어도 일부의 낭우 기록은 완전기록이 있는 상태에서 유전능력 평가가 이루어져야 낭우들의 불완전기록으로 인한 후보종모우의 평가 오류를 피할 수 있으리라 사료된다

IV. 요 약

본 연구는 임의회귀검정일 모형을 이용한

유전능력평가 수행시 낭우들의 불완전비유기록이 생산형질의 육종가에 미치는 영향에 대하여 연구하기 위하여, 완전기록(complete lactation records)을 가지고 있는 낭우들의 아버소에 대하여 임의회귀 검정일 모형을 이용하여 유전 모수와 육종가를 추정하고, 이중 특정 아버소의 낭우들의 완전기록을 다양한 방법으로 불완전기록화하여 다시 육종가를 추정함으로써 이들 결과를 비교하고, 불완전 기록을 가지고 있는 낭우들에 의하여 평가된 후보우들에 대한 육종가 평가의 오류를 최소화시키는 방법을 모색하고자 수행하였다.

분산성분추정은 REMLF90(Misztal, 2001)을 이용하였으며, 육종가의 추정은 BLUPF90(Misztal, 2001)을 이용하였다. 추출된 아버소의 낭우들을 선택하여 각각 검정일 90일, 150일, 200일 이후 자료를 삭제한 후 각각의 검정일 자료를 이용하여 육종가를 추정하여 비교 하였다.

유량에 대한 완전기록(rank_full)과 불완전기록(rank_90 cut, 150 cut, 200 cut)과의 육종가에 의한 순위는 매우 상이하게 나타났으며, 특히, 150일, 200일 이하의 낭우 기록만을 이용한 아버소의 육종가 순위 변동보다 90일 이하의 낭우 기록만 이용한 아버소의 육종가 순위 변동이 상대적으로 매우 크게 나타났다.

비유지속성(persistancy)에 대한 육종가는 완전기록(per305_full)과 불완전기록(per_90 cut, 150 cut, 200 cut)과의 차이가 나타났으며, 특히 90일 이하의 낭우기록만으로 추정된 비유지속성에 대한 육종가(per_90 cut)는 완전기록을 이용한 아버소의 유량에 대한 비유 지속성의 차이가 적게는 1.8 kg에서 많게는 145 kg 까지 매우 크게 나타났다.

본 연구의 결과는, 우리나라에서 수행되고 있는 후대 검정사업에 검정일 임의 회귀모형을 적용할 경우, 305일 보정방법에 의한 유전평가보다 많은 장점을 취할 수 있으나, 어린 후보우(young bull)들의 낭우들이 불완전기록만을 가지고 있는 상태에서 평가되어 질 경우, 우수한 후보종모우가 선발대상에서 탈락될 수 있는 위험이 있으므로 정확한 종모우의 선발을 위해서는 가급적 낭우의 완전기록을

포함된 기록을 이용하여야 한다는 것이다.

V. 인 용 문 헌

1. Dekkers, J. C. M., Jamrozik, J., ten Hag, J. H., Schaeffer, L. R. and Weersink, A. 1996. Genetic and economic evaluation of persistency in dairy cattle. *Interbull*. 12:97-102.
2. Gengler N., Tijani, A., Wiggans, G. R., Van Tassel, C. P. and Pilpot, J. C. 1999. Estimation of (co)variances of lactation yields for first lactation Holsteins in the United States. *J. Dairy Sci.* 82:225.
3. Gengler, N., Tijani, A., Wiggans, G. R. and Misztal, I. 1999. Estimation of (co)variance function coefficients for Test-day yields with expectation-maximization restricted maximum likelihood algorithm. *J. Dairy Sci.* 82(Aug.) Online. Available: <http://www.adsa.org/jbs>.
4. Jakobsen, J. H., Madsen, P., Jensen, J., Pedersen, J., Christensen, L. G. and Sorensen, D. A. 2002. Genetic parameters for milk production and persistency for Danish Holsteins estimated in Random Regression models using REML. *J. Dairy Sci.* 85:1607-1616.
5. Jamrozik, J. and Schaeffer, L. R. 1997. Estimates of genetic parameters for a Test-day model with Random Regressions for yield traits of first lactation Holsteins. *J. Dairy Sci.* 80:762-770.
6. Jamrozik, J. and Schaeffer, L. R. 2000. Comparison of two computing algorithms for solving mixed model equations for multiple trait Random Regression test-day models. *Livest. Prod. Sci.* 67: 143-153.
7. Jamrozik, J., Kistemaker, G. J., Dekkers, J. C. M. and Schaeffer, L. R. 1997. Comparison of possible covariates for use in a Random Regression model for analyses of Test-day yields. *J. Dairy Sci.* 80:2550-2556.
8. Jamrozik, J., Jansen, G., Schaeffer, L. R. and Liu, Z. 1998. Analysis of persistency of lactation calculated from a Random Regression Test-day model. *Interbull Bull.* 16:43-47.
9. Jamrozik, J., Schaeffer, L. R. and Dekkers, J. C. M. 1997. Genetic evaluation of dairy cattle using Test-day yields and Random Regression model. *J. Dairy Sci.* 80:1217-1226.
10. Jamrozik, J., Schaeffer, L. R., Liu, Z. and Jansen, G. 1997. Multiple trait Random Regression Test-day model for production traits. *Proc. Interbull Mtg., Vienna, Austria. Interbull Bull.* 16:43-47.
11. Jamrozik, J. and Schaefer, L. R. 1997. Estimates of genetic parameter for a Test-day model with random regressions for production of first lactation Holsteins. *J. Dairy Sci.* 80:762-770.
12. Jensen, J. 2001. Genetic evaluation of dairy cattle using test-day model. *J. Dairy Sci.* 84:2803-2812.
13. Kettunen, A., Mantysaari, E. A., Strandén, I., Poso, J. and Lidauer, M. 1998. Estimation of genetic parameters for first lactation milk production using Random Regression models. *Proc. 6th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod.* 23:307-310.
14. Lee, K. J. and Kang, M. S. 1997. A Study on the Development of Age Adjustment Factors for Production Traits in Dairy Cattle. *Korean J. Dairy Sci.* 39(6):625-640.
15. Lee, K. J., Kang, M. S., Park, K. D., Choi, Y. S. and Ko, M. S. 1995. Development of 305-day adjustment factors for production traits in Holstein cattle. *Korean J. Anim. Sci.* 37(5):445-454.
16. Lee, J. K., Kim, J. B. and Joo, J. C. 1994. Study on data processing procedures for standardizing dairy lactation records. *Korean J. Dairy Sci.* 16(1): 83-91.
17. Liu, Z., Reinhardt, F. and Reents, R. 2000. Estimating Parameters of a Random Regression Test-day Model for first three lactation milk production traits using the covariance function approach. *INTERBULL Bulletin No.25:74-80.*
18. Meyer, K., Graser, H.-U. and Hammond, K. 1989. Estimates of genetic parameters for first lactation Test-day production of Australian Black and White cows. *Livest. Prod. Sci.* 21:177-199.
19. Misztal, I. 1999. REMLF90 Manual.
20. Misztal, I. 2001. BLUPPF90 family package. <http://hce.ads.uga.edu>
21. Ptak, E. and Schaeffer, L. R. 1993. Use of Test-day yields for genetic evaluation of dairy sires and cows. *Livest. Prod. Sci.* 34:23-34.
22. Reinhardt, F., Liu, Z., Bengler, A., Dopp, L. and Reents, R. 2002. Impact of Application of a Random Regression Test-day Model to Production Trait Genetic Evaluations in Dairy Cattle. *INTERBULL Bulletin No.29:103-107.*
23. SAS[®]User's Guide: Statistics, Version 6.0 Edition 1990. SAS Inst., Cary, NC.

24. Strabel, T. and Misztal, I. 1999. Genetic parameters for first and second lactation milk yields of Polish black and white cattle with Random Regression test-day model. *J. Dairy Sci.* 82:2805-2810.
25. Swalve, H. H. 2000. Theoretical basis and computational methods for different testday genetic evaluation methods. *J. Dairy Sci.* 83:1115-1124
26. VanRaden, P. M. 1997. Lactation yields and accuracies computed from Test-day yield and (co)variances by best prediction. *J. Dairy Sci.* 80: 3015-3022.
27. Van Tassel, C. P., Wiggans, G. R. and Norman, H. D. 1999. Method R estimates of heritability for milk, fat, and protein yields of United States dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 82:2231-2237.
28. Vargas, B., Perez, E. and Van Arendonk, J. A. M. 1998. Analysis of Test-day yield data of Costa Rican dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 81:255-263.
29. Wilmink, J. B. M. 1987. Adjustment of Test-day milk, fat, and protein yield for age, season and stage of lactation. *Livest. Prod. Sci.* 16, 335-348.
30. 이득환, 조주현, 한광진. 2003. 임의 회귀검정일 모형을 이용한 홀스타인 젖소의 1. 산차 산유형질 및 체세포 지수에 대한 유전모수. *한국동물자원과학회지* 45(5):739-748.
31. 축산기술연구소. 2003. 2003년 상반기 젖소 유전 능력 평가 보고서. 농촌진흥청 축산기술연구소. (접수일자 : 2004. 11. 26. / 채택일자 : 2005. 3. 17.)