

젖소집단의 산차에 따른 체세포점수의 환경효과 및 분산성분 추정

조광현 · 나승환 · 서강석 · 김시동 · 박병호 · 이영창 · 박종대 · 손삼규 · 최재관

축산연구소

Estimation of Variance Component and Environment Effects on Somatic Cell Scores by Parity in Dairy Cattle

K. H. Cho, S. H. Na, K. S. Seo, S. Kim, B. H. Park, Y. C. Lee, J. D. Park, S. K. Son and J. G. Choi

National Livestock Research Institute, RDA, Korea

ABSTRACT

This study utilized test day of somatic cell score data of dairy cattle from 2000 to 2004. The number of data used were 124,635 of first parity, 134,308 of second parity, 77,862 of third parity, 41,787 of fourth parity and 37,412 of fifth parity. The data was analyzed by least square mean method using GLM to estimate the effects of calving year, age, lactation stage, parity and season on somatic cell score. Variance component estimation using test day model was determined by using expectation maximization algorithm-restricted maximum likelihood (EM-REML) analysis method. In each parity, somatic cell score was low for younger group and was relatively high in older groups. Likewise, for lactation stage, the score was low in early-lactation and high in late-lactation in first parity and second parity. Nevertheless, for the third, fourth and fifth parity, however, high somatic cell score was observed in mid-lactation. Generally, the score was high in the peak. Although in fourth and fifth parity, the score was low in late-lactation. Environmental effect of season, somatic cell score was generally low from September to November for all parities. The score was high between June and August when the milk production is usually low. The heritability in each parity were 0.05, 0.09, 0.10, 0.05 and 0.05 for parity 1, 2, 3, 4, 5, respectively. Genetic variance value was estimated to be high in second, third and fifth parity in early-lactation and to be low in first and fourth parity.

(Key words : Variance component, Somatic cell score, EM-REML, Environmental effect)

I. 서 론

우리나라는 1993년 6월부터 원유위생등급제를 실시한 이후 유방염발생의 가장 큰 요인으로 작용하는 착유기의 위생상태와 비위생적인 사양관리 등은 많이 개선되어졌다고 볼 수 있다. 더욱이 시대가 급변하고 풍부한 영양식의 공급으로 식생활양식도 양적인 것에서 질적인 소비형태로 변함에 따라 낙농산업에 있어서도

현재 질적인 부분이 더욱 강조되어지고 있다. 따라서 소비자의 질적 기호에 부응하고 목장경영의 효율성을 증대하기 위해서는 유방건강의 간접적 척도로 사용되어지는 체세포수가 낮은 우유를 생산하는 길이라 할 수 있다. 이에 개량이라는 측면에서 체세포에 접근해보고자 하며 유방 건강과 관련이 있는 연령이나 산차의 효과를 먼저 규명해보고자 한다. 일반적으로 젖소의 연령과 비유단계가 증가할수록 체세포

Corresponding author : J. G. Choi, Animal Genetic Improvement Division, National Livestock Research Institute, R.D.A., San9, Eoryong-ri, Seonghwan-eup, Cheonan-si, Chungnam, 330-801, Rep. of Korea, Tel : 041-580-3361, E-mail : choi6221@rda.go.kr

수는 증가하며, 또한 젖소의 임신 말기나 분만 후 초기에 유방염 등에 의한 감염과 관계없이 체세포수는 증가되는 것으로 알려지고 있다. 일반적으로 건강한 유선으로부터 분비되는 원유는 ml당 10만 이하의 체세포수를 나타낸다. 국제낙농기구에서 우유중 체세포수와 목장 감염관계를 조사한 것에 의하면 1 ml당 체세포수 50만 개를 기준으로 목장의 유방염 감염 유무를 판단하고 있으며, 개체당 25만 개 이상인 경우는 유방염 감염우로 의심해야 한다고 보고하고 있다. 또한 최근 유방염 저항성에 대한 유전평가의 관심이 증가하고 있지만, 일부 나라에서만 선발 계획에 체세포수를 포함하고 있다(Heringstad 등, 2000). 그러나 체세포수에 대한 직접선발은 유전력이 낮은 관계로 고려되지 않는 점도 있지만(Emanuelson 등, 1988과 Lund 등, 1999), 일부 선발에 적용하기 위해서는 체세포에 대한 정확한 자료의 수집이 병행되어야 할 것으로 사료된다. 현재 우리나라에서 유방염관련 지표로 이용할 수 있는 체세포수를 유전평가 자료로 사용이 가능한지의 여부와 각 산차에서 유전분석에 적절한 산차를 분석해보고자 한다. 이에 본 연구에서는 가축개량의 기초자료를 제공하고자 2000년부터 2004년까지의 체세포점수의 검정자료를 이용하여 우리나라 대규모집단의 체세포점수 분포와 변화추이를 분석해보고 연령, 분만계절, 비유간격 등의 환경효과를 구명하고 검정일 모형을 이용하여 산차에 따라 유전력 및 유전모수를 추정하였다.

II. 재료 및 방법

1. 공시재료

본 연구에 이용된 재료는 농협중앙회의 젖소 산유능력검정사업을 통하여 수집된 1999년 1월부터 2004년 12월까지의 3,716,495개의 검정일 자료를 이용하였다. 검정일 자료에서 검정횟수 3회 미만인 개체의 기록과 다음 검정횟수의 간격이 40일을 초과하는 개체는 정상적인 검정이 아닌 것으로 간주하여 이들 개체의 기록을 분석에서 제외하였으며, 완벽한 자료구성을 위해

Table 1. Number of test day records, SCS means and herd-test date(HTD)

Parity	NO.	SCS Mean	HTD
First parity	124,635	2.67	3,882
Second parity	134,308	3.15	4,110
Third parity	77,862	3.58	4,111
Forth parity	41,787	3.79	3,901
Fifth parity	37,412	4.01	4,318

각 산차별로 검정횟수가 8개 미만인 개체 또한 삭제하였다. 또한 4개미만의 개체를 보유한 군은 제거를 하여 총 7,599개의 군을 형성하고 있으며, Table 1에서처럼 검정일 모형에 이용된 자료는 124,635개의 초산자료와 134,308개의 2산자료, 77,862개의 3산자료, 41,787개의 4산자료, 37,412개의 5산 자료를 이용하였다. 분석에 이용된 형질은 체세포점수(Somatic-Cell-Score)로 체세포수 형질을 표준화된 정규분포 특성을 주기 위하여 Liu(2000b) 등이 제시한 공식을 이용하여 체세포 점수로 환산하였다. 검정일은 5-310일 사이의 기록을 5일 간격으로 분류하여 분석하였다. 또한 각 산차별로 축군-검정일자(HTD)는 3,882, 4,110, 4,111, 3,901, 4,318개를 포함하고 있으며, 축군-검정일자(HTD)에 속하는 남우수가 4두 이하인 축군-검정일자(HTD)는 제외하여 자료의 정확도를 높였다.

2. 통계적 분석방법

(1) 환경요인 효과 분석

본 연구에서 체세포 점수에 각 요인들이 통계적으로 영향하는지를 알아보기 위하여 분만연도, 연령, 비유단계, 산차, 계절의 효과를 추정하기 위하여 선형모형으로 SAS버전 8.2의 GLM을 이용하여 최소자승법으로 분석하였으며, 모델식은 다음과 같다.

$$Y_{ijklm} = \mu + E_i + A_j + S_k + S_l + e_{ijklm}$$

여기서, Y_{ijklm} 는 I번째 분만년도의 j번째 연령군의 k번째 비유그룹의 l번째 분만계절의 m번째 개체의 체세포점수, E_i 는 I번째 분만년도의

효과, A_j 는 j 번째 연령군의 효과, St_k 는 k 번째 비유그룹에 대한 효과, S_j 는 분만계절에 대한 효과 그리고 e_{ijklm} 는 임의오차이다.

(2) 임의회귀 검정일 모형(RRM)

검정일 임의회귀모형은 세대간격을 단축시키며, 분만간격, 비유지속성 등 다양한 효과를 유연하게 분석할 수 모형이다(Swalve 등, 2000). 그러나 Legendre 다항함수를 변형한 검정일 공변량을 이용하는데 불완전한 기록을 갖는 개체들은 유전능력 평가가 잘못 추정될 수도 있음이 보고되어(Liu 등, 2003), 본 논문에서는 고정효과에 대한 공변량 함수를 적용하는데 Wilmink (1987)이 제시한 함수를 이용하였다.

다음은 검정일 기록을 이용한 임의회귀 검정일 모형이다.

$$Y_{ijklm} = HTD_i + \sum_{k=1}^3 \beta_{jk} h_{jmk} + \sum_{k=1}^3 \alpha_{lk} g_{lmk} + \sum_{k=1}^3 pe_{lk} g_{lmk} + e_{ijklm}$$

여기서,

Y_{ijklm} 는 해당 분석형질에 대한 1번째 축군-검정일자(HTD)에 해당하고 j 번째 분만 시 나이-계절효과에 속하며 1번째 난우의 m 번째 기록, HTD_i 는 1번째 축군-검정일 효과, β_{jk} 는 j 번째 분만 시 연령-계절 효과에 중첩된 고정효과 회귀계수, α_{lk} 와 pe_{lk} 는 1번째 개체에 중첩된 임의효과 회귀계수, $h(1-3)$ 는 Wilmink 3차 다항식 공변량, $g(1-3)$ 는 Legendre 3차 다항식 검정일 공변량이다.

위에서 $h1-3$ 은 Wilmink(1987) 등이 제시한 3차 다항식을 변형한 표준화 착유일 d 의 공변량으로 다음과 같이 계산하였다.

$$h1 = 1 \quad h2 = d \quad h3 = e^{-0.05d}$$

또한 $g1-3$ 은 등이 제시한 Legendre 3차 다항식을 변형한 표준화 착유일 d 의 공변량으로 다음과 같이 계산 하였다(Gengler 등, 1999).

$$g1 = 1 \quad g2 = \sqrt{3} d \quad g3 = \frac{1}{2} \sqrt{5} (3d^2 - 1)$$

각각의 공변량에 사용된 표준화 착유일 d 는 아래와 같이 계산 하였다.

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

여기서,

DIM : 5일에서 310일 까지의 검정 당시 분만일로부터의 착유일수

분석에 고려된 형질 중 체세포수(Somatic Cell Count)는 표준화된 정규분포특성을 주기 위하여 Ali와 Shook(1980) 등이 제시하고 Jamrozik 등 (1998)과 Liu(2000b) 등이 이용한 공식으로 체세포 점수로 환산하였으며, 그 식은 다음과 같다.

$$SCS = \text{Log}_2\left(\frac{SCC}{100000}\right) + 3$$

Table 2. Equivalent values of SCC and SCS

SCC(cells/ml)	SCS	SCC(cells/ml)	SCS
25,000	1	300,000	4.58
50,000	2	400,000	5
100,000	3	500,000	5.32
200,000	4	800,000	6

(3) 분산성분 추정

분산성분 추정은 EM-REML 분석방법을 전산 프로그램한 REMLF90(Misztal, 1999)을 이용하였으며, 각 형질별 추정된 분산-공분산성분을 이용하여 유전력 및 유전상관은 Jamrozik과 Schaeffer(1997)가 제시한 방법을 이용하였다.

검정일 i 일의 체세포점수에 대한 분산성분 추정과 검정일 i 일과 j 일간의 유전공분산 성분들은 다음과 같이 계산하였다.

$$\hat{\sigma}_{g_i}^2 = h'_i \hat{G} h_i, \quad \sigma_{g_{ij}} = h'_i \hat{G} h_j$$

각 산차별 305일 총 체세포점수의 유전분산 성분과 공분산 성분은 다음과 같이 계산하였다.

$$\hat{\sigma}_{g_t}^2 = h'_t \hat{G} h_t, \quad \sigma_{g_{it}} = h'_i \hat{G} h_t$$

III. 결과 및 고찰

체세포점수에 대한 분만년도의 효과는 6개년도의 자료를 이용하였고, 체세포점수 형질에 유의성을 나타내었다. 산차효과를 배제하고 분만년도만의 효과를 이용하여 Fig 1에서 보는바와 같이 체세포점수가 1999년에는 3.447로 높게 나타났으나 최근에 분만한 년도 일수록 체세포점수가 감소하는 경향을 보여주고 있으며 2004년에는 2.903으로 Table 2에서 나타난 것처럼

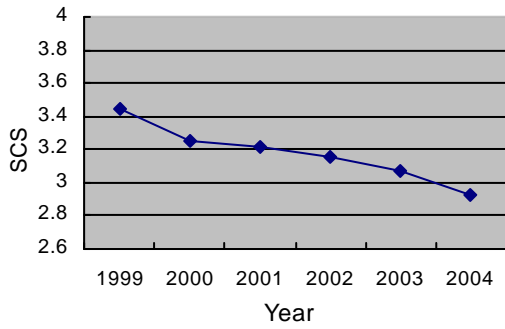


Fig 1. Trends for SCS by calving year.

럼 체세포수가 50,000~100,000 사이에 있음을 알 수 있다. 이는 점점 체세포에 대한 인식이 커지면서 목장관리의 형태가 개선되어지고 있음을 보여주고 있는 것이라 할 수 있다.

각 산차별로 연령에 대한 효과를 보면 연령이 낮은 군에서 체세포점수가 낮게 나타났으며, 연령이 높은 군에서는 다소 높게 나타났다. 또한 산차가 증가할수록 Table 3에서처럼 체세포점수가 커지는 것을 알 수 있다. 이는 초산보다 유방염에 걸릴 확률이 높다는 것을 의미하며 높은 산차의 개체가 면역기능이 떨어졌다

는 것을 환경적 요인 분석을 통하여 유추할 수 있다. 유생산을 저하시키는 유방 손상이라든가 체세포의 증가는 연령이 높은 산차의 소에서 나타나고 있으며, (Haile-Mariam 등, 2001) 1산차에서 유전적으로 높은 유량생산을 하는 경우 체세포가 높게 나타나는 것은 평균적이거나 낮은 유량을 생산하는 어린 소보다 유방염에 감염되기 쉽다는 것을 암시하고 있다.

비유단계에 대한 환경적 효과는 비유단계를 각각 비유초기, 비유중기, 비유후기로 구분하였으며 비유후기 이후의 비유지속성이 유지되는 시점까지의 비유말기를 구분하여 처리하였다. 이는 비유단계에 따라 체세포점수의 유전상관이 변한다는 것을 제시한 것처럼(Reents 등, 1995) 비유단계를 구분하였다. Table 4에서 1산과 2산에서는 비유초기에서 체세포점수가 낮게 나타났으며 이는 환경효과는 모든 산차에서 비유초기에 체세포수에 크게 영향을 미친다고(Mrode 와 Swanson, 2003) 보고한 내용과 일치하였고, 비유말기에 3.151, 3.696로 높은 체세포점수를 나타냈으나, 3산, 4산, 5산에서는 비유중기에 높은 체세포 점수를 나타내었으며,

Table 3. Least square means for somatic cell score by age group at first to fifth parity

Age ¹⁾	P1		P2		P3		P4		P5	
	LSM	SE	LSM	SE	LSM	SE	LSM	SE	LSM	SE
Interval	18 ≤ a ≤ 38		22 ≤ a ≤ 58		35 ≤ a ≤ 72		46 ≤ a ≤ 88		44 ≤ a ≤ 135	
1	2.990	0.032	3.460	0.023	3.878	0.025	4.180	0.031	4.443	0.047
2	3.102	0.034	3.578	0.026	3.963	0.027	4.255	0.032	4.503	0.047

¹⁾ Age group ; 1 : Low age group(P1 28 =>, P2 42 =>, P3 54 =>, P4 66 =>, P5 78 =>)
 2 : High age group(P1 28 < , P2 42 < , P3 54 < , P4 66 < , P5 78 <)

Table 4. Least square means for somatic cell score by stage group at first to fifth parity

Stage ¹⁾	P1 ²⁾		P2		P3		P4		P5	
	LSM	SE ³⁾	LSM	SE	LSM	SE	LSM	SE	LSM	SE
1	2.970	0.119	3.246	0.080	3.678	0.086	4.146	0.100	4.699	0.151
2	3.056	0.023	3.608	0.021	4.079	0.024	4.362	0.031	4.534	0.046
3	3.007	0.013	3.526	0.014	3.887	0.017	4.132	0.025	4.296	0.038
4	3.151	0.013	3.696	0.013	4.039	0.016	4.229	0.019	4.361	0.025

¹⁾ Stage group ; 1 : 1-90, 2 : 91-240, 3 : 241-310, 4 : 310-400 DIM.
²⁾ P1: first parity, P2: second parity, P3: third parity, P4: forth parity, P5: fifth parity
³⁾ SE: Standard error

대체로 피크기에 체세포 점수가 높게 나타나며, 4산과 5산에서는 비유말기에 체세포 점수가 낮게 나타났다. 이는 SCS에 대한 비유곡선이 비유 90일전에 가장 낮았다가 남은 비유기간동안 증가한다(Schutz 등, 1990)는 보고와 같았으며, 증가율은 1산에 비교하여 나머지 산차에서 급격하게 증가함을 보여주고 있다. 이처럼 체세포수(Somatic Cell Count: SCC)는 특히 1산분만후에 임신환경효과에 의해 영향을 크게 받는다고 제시하였으며(Miller 등, 1991), SCS는 전형적으로 비유초기에 최소가 된 후에 증가한다는 것과(Sandra 등, 2000) 일치하였다.

분만계절별 최소자승평균치와 오차를 Table 5에서 살펴보면 1산~ 5산 모두 대체로 9~11월에 체세포 점수가 낮게 나타났으며, 대체로 유량이 낮게 추정되는 6~8월 사이에는 체세포 점수가 대체로 높게 나타났다. Raubertas and

Shook(1982)는 각 산차에서 체세포수의 증가는 91~181 kg의 유생산 손실과 관련이 있다고 추정하였으며 다른 연구자들도 비슷한 추정을 하였다. 김(2001) 등의 보고에 따르면 계절적 효과는 3그룹에서 낮게 나타나고 2그룹에서 높게 나타난 것과 일치되는 결과를 나타내어 9월~11월 사이의 체세포 점수가 가장 낮게 나타났다. 또한 6월~8월의 여름 시기에 체세포 점수가 높게 나타남으로 여름철 분만을 피하는 것뿐 아니라 위생관리 또한 철저히 유지해야 것으로 사료된다.

김(2004)이 분석에 이용한 모델과 유사한 임의회귀모형을 이용하여 모수를 추정된 결과 Legendre 모형으로부터 3가지 형태의 모수(a, b, d)가 검정일에 영향을 주고 있음을 나타내며, 검정일 간의 공분산 성분들은 Table 6에 표시하였다. 1산에서의 유전분산에 대한 모수 Var(a)

Table 5. Least square means for somatic cell score by calving season group at first to fifth parity

Season ¹⁾	P1 ²⁾		P2		P3		P4		P5	
	LSM	SE ³⁾	LSM	SE	LSM	SE	LSM	SE	LSM	SE
1	3.102	0.035	3.573	0.028	3.998	0.033	4.269	0.042	4.535	0.064
2	3.135	0.034	3.605	0.025	3.966	0.028	4.229	0.036	4.523	0.054
3	2.886	0.033	3.373	0.024	3.767	0.026	4.075	0.032	4.238	0.048
4	3.061	0.034	3.525	0.026	3.951	0.029	4.298	0.037	4.595	0.056

¹⁾ Season group ; 1 : Mar.-May, 2 : Jun.-Aug., 3 : Sep.-Nov., 4 : Dec.-Feb.

²⁾ P1: first parity, P2: second parity, P3: third parity, P4: forth parity, P5: fifth parity

³⁾ SE: Standard error

Table 6. Parameter estimates from random regression model in first and second parity

Parameter	Estimate of first parity		Estimate of second parity	
	Genetic	PE*	G	PE
Var(a)	0.1105	1.417	1.362	0.5253
Var(b)	0.1350×10^{-1}	0.2303	0.7043×10^{-1}	0.2420
Var(d)	0.6685×10^{-3}	0.8210×10^{-2}	0.1812×10^{-1}	0.7697×10^{-2}
Cov(a,b)	0.1247×10^{-1}	0.7029×10^{-1}	0.2112	-0.3120
Cov(a,d)	-0.3842×10^{-2}	-0.3141×10^{-1}	-0.1445	0.4863×10^{-1}
Cov(b,d)	-0.2689×10^{-2}	-0.4260×10^{-1}	-0.3258×10^{-1}	-0.4225×10^{-1}
Var(e)	1.349		1.387	

* PE : Permanent environment.,

Var(i) : variance of parameter i ; Cov(i,j) : covariance between parameters i and j ;

Var(e) : residual variance

Table 7. Analysis of variance component for somatic cell score at each first to fifth parities in dairy cattle

Parity	σ_G^2	σ_P^2	h^2
1	13,510	254,400	0.050
2	43,260	391,700	0.099
3	54,890	480,200	0.103
4	33,810	548,100	0.058
5	27,590	510,600	0.051

σ_G^2 : total additive genetic variance,
 σ_P^2 : total phenotypic variance, h^2 : heritability

은 0.1105로 2산의 1.362 보다 낮게 추정되었으며 영구환경효과에 대한 $Var(a)$ 은 모수는 1.417로 2산보다 높게 추정되었다. 1산에서의 잔차분산은 1.349로 2산의 1.387 보다 작게 나타나 1산의 모수가 좀더 정확함을 시사한다 하겠다.

SCS에 대한 추정유전력은 보통 0.10을 나타내고 있으며, Mrode와 Swanson(1996)은 체세포 점수에 대한 유전력은 0.15에 가까운 결과를 제시하였고 육종목표에 유방건강형질을 포함시킬 필요가 있다고 강조한 Carlen(2004)의 보고에 따른 체세포 점수 유전력은 0.10~0.14를 나타내었다. 그러나 본 연구결과에서는 Table 7에 제시된 바와 같이 체세포 점수에 대한 각 산차의 유전력은 3산에서 가장 높게 나타났으며, 2산과 3산을 제외하고 0.05의 낮은 유전력을 보였다. 유전력이 높은 2산과 3산에 대한 체세포 수를 유전평가 자료로 사용이 가능한지의 여부

는 각 산차별 체세포지수에 대한 종모우의 육종가 추정치를 비교하여 추정해본 후에 결정해야 할 것으로 사료되며, 기존 사용하는 단형질 개체모형과의 비교분석도 필요할 것이다.

Fig 2에서 체세포 점수와 검정일간의 유전상관 추정치는 타 연구결과와(Liu, 2003) 유사하게 나타났으나 4산의 유전상관은 다소 높게 추정되었다. 각 산차에서 45일과 90일의 비유초기에 유전상관은 점점 높아지고 있으며 1, 3, 4산의 유전상관이 높게 나타났다. 비유중기의 90~160일 사이의 유전상관은 1산과 4산이 대체로 높게 나타났으며, 3, 4, 5산은 감소 추세를 나타냈다. 비유후기의 유전상관은 급격한 감소 추세로 추정되었다. Fig 3에서 유전분산값은 비유초기의 경우 2, 3, 5산에서 높게 나타났으며, 1산과 4산의 경우는 대체로 낮게 나타났다.

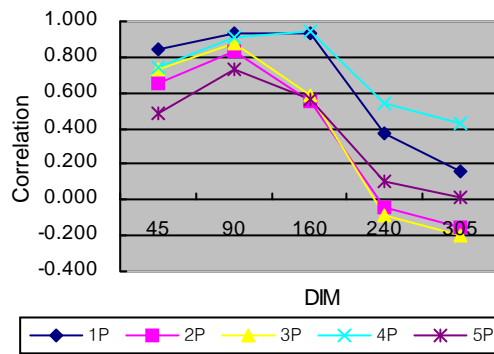


Fig. 2. Genetic correlations between SCS and test days in milk about parities.

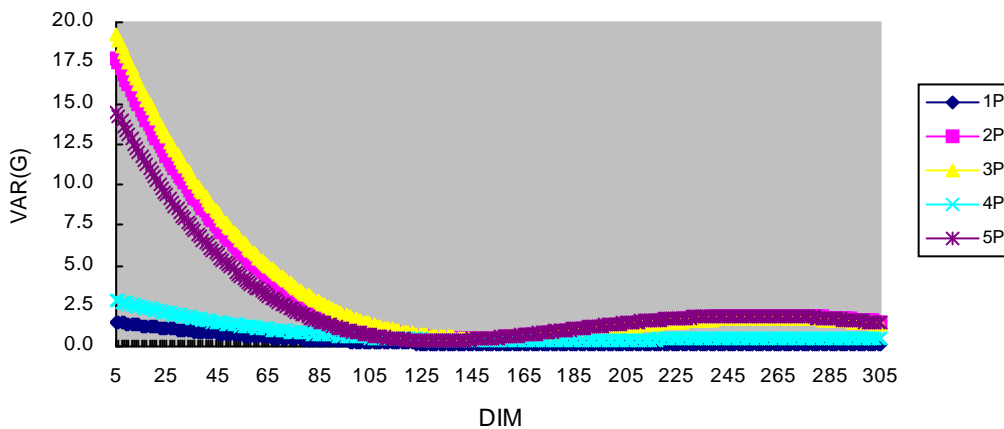


Fig 3. Additive genetic variance of test days in milk on the first fifth parities.

Table 8. Breeding values and rank of sire on each parity

Sire ID	P1 BV	P1 RANK	P2 BV	P2 RANK	P3 BV	P3 RANK	P4 BV	P4 RANK
AUSM00098348	0.4784	1	-0.3554	148
USAM02163822	0.3001	2	-0.6316	198	-0.8321	158	.	.
USAM02144175	0.0920	8	0.2171	49	-0.0468	53	.	.
AUSM00101770	0.0684	10	-0.3866	154
USAM02169758	0.0446	13	0.2385	44	-1.1597	169	.	.
USAM02128647	0.0440	14	0.1617	56	-0.4739	111	.	.
KORM00011073	0.0398	16	0.5963	24	-1.4535	175	-0.1185	49
USAM02197276	0.0309	19	-0.0894	98
USAM02179687	-0.0041	24	-0.4508	167	-0.7724	152	.	.
USAM02200711	-0.0387	26	-0.0215	85	-0.3749	95	.	.

> P1: first parity, P2: second parity, P3: third parity, P4: forth parity, BV: breeding values

미국에서 체세포검사 프로그램은 1970년대말 1980년초에 DHI 프로그램으로 시작되었으며, (Shook 등, 1994) SCS에 대한 평가 계산 방법은 schutz에 의해 기술되었고(Powell 등, 1997), USDA의 선발지수식은 1971년에 생산형질 포함을 시작으로 1994년에 번식형질과 체세포수를 포함하였다. 체세포수에 대한 유전평가는 영국에서 1998년에 소개되었으며, 단형질 반복 모델을 사용하여 분석하였다(Mrode 등, 1998). 단지 캐나다에서만 공식적으로 체세포 평가를 하고 있으며(schaeffer 등, 2000), 독일이나 호주가 연구가 진행중이며, RRM을 이용하여 체세포의 유전모수를 추정하고 있는 실정이다. 이 RRM 방법은 대용량의 검정일 자료의 분석이 용이하고 분산성분을 정확하게 추정할 수 있으며(Minna Koivula 등, 2004), SCC처럼 낮은 유전력을 갖는 형질의 유전평가에 대해 검정일 모형을 사용하였다(Swalve, 1995과 Jensen, 2001). 현재 낙농선진국에서 사용하고 있는 검정일 분석의 장점은(Meyer 등, 1989, Swalve 1995, Haile-Mariam 등, 2001) 비유기간에 같은 날뿐 아니라 다른 날에 측정된 형질들 사이의 유전과 환경공분산의 계산에 의해 유전평가의 정확도를

증가시킨다는 것이다. 이에 본 연구에서는 이 등(2003)이 연구한 것과 같은 검정일 모형을 이용하여 분산성분을 추정 하였다. 물론 검정일 기록을 바탕으로 체세포 점수의 유전능력 평가에 대한 정확도가 향상되므로 자료의 정확한 수집 또한 중요하다 하겠다.

Table 8은 REMLF90(Misztal, 2001)을 이용하여 각 산차별로 추정된 육종가를 이용하여 종모우의 순위를 결정한 것으로 순위결정은 SAS 8.2를 이용하여 결정하였으며, 각 산차에 속하는 종모우를 포함하기 위하여 각 종모우를 포함하는 상위 10마리를 이용하였으나 중복되는 종모우가 많지 않아 중복된 개체를 포함하는 4산(P4)까지의 자료를 이용하였다. 1산(P1)에서 높은 순위의 종모우가 2산(P2)과 3산(P3)에서는 낮은 순위를 나타내어 산차가 증가할수록 육종가의 순위 변화가 크므로 산차를 독립적으로 구분하여 유전평가를 할 때에는 1산(P1)을 이용하는 것이 바람직할 것으로 사료된다.

IV. 요 약

본 연구는 1999년 1월부터 2004년 12월까지

의 체세포점수의 검정일 자료를 이용하여 124,635개의 초산자료와 134,308개의 2산자료, 37,412개의 3산자료, 41787개의 4산자료, 37412개의 5산 자료를 이용하였다. 분석에 사용된 방법은 체세포 점수에 영향을 미치는 분만연도, 연령, 비유단계, 산차, 계절의 효과를 추정하기 위하여 GLM을 이용하여 최소자승법으로 분석하였으며, 검정일 모형을 이용한 분산성분 추정은 EM-REML 분석방법을 전산 프로그램한 REMLF90을 이용하였다. 각 산차별로 연령에 대한 효과는 연령이 낮은 군에서 체세포 점수가 낮게 나타났으며, 연령이 높은 군에서는 다소 높게 나타났으며, 비유단계별 효과는 1산과 2산에서는 비유초기에서 체세포 점수가 낮게 나타났으며 비유말기에 3.151, 3.696로 높은 체세포 점수를 나타냈으나, 3산, 4산, 5산에서는 비유중기에 높은 체세포 점수를 나타내었으며, 대체로 피크기에 체세포 점수가 높게 나타나는데 4산과 5산에서는 비유말기에 체세포 점수가 낮게 나타났다. 분만계절별 환경효과는 1산~5산 모두 대체로 9~11월에 체세포 점수가 낮게 나타났으며, 대체로 유량이 낮게 추정되는 6~8월 사이에는 체세포 점수가 대체로 높게 나타났다. 각 산차별 유전력은 1산에서 5산까지 각각 0.05, 0.09, 0.10, 0.05, 0.05를 나타냈으며, 유전분산값은 비유초기의 경우 2, 3, 5산에서 높게 나타났으며, 1산과 4산의 경우는 대체로 낮게 추정되었다.

V. 사 사

이 연구는 2005년도 농촌진흥청(축산연구소) 박사후연수과정지원사업에 의하여 연구되었습니니다.

VI. 인 용 문 헌

1. Ali, A. K. A. and Shook, G. E. 1980. An optimum transformation for somatic cell concentration in milk. *J. Dairy Sci.* 63:487-490.
2. Carlen, E., Strandberg, E. and Roth. A. 2004. Genetic parameters for clinical mastitis, somatic cell score, and production in the first three lactations of Swedish holstein cows. *J. Dairy Sci.* 87(9):3062-3070.
3. Emanuelson, U., Danell, B. and Philipson, J. 1988. Genetic parameters for clinical mastitis, somatic cell counts, and milk production estimated by multiple trait restricted maximum likelihood. *J. Dairy Sci.* 71:467.
4. 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.
5. Haile-Mariam, M., Bowman, P. J. and Goddard, M. E. 2001. Genetic and environmental correlations between test-day somatic cell count milk yield traits. *Livest. Prod. Sci.* 73, 1-13.
6. Haile-Mariam, M., Goddard, M. E. and Bowman, P. J. 2001. Estimates of genetic parameters for daily somatic cell count of Australian dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 84:1255- 1264.
7. Heringstad, B., Klemetsdal, G. and Ruane, J. 2000. Selection for mastitis resistance in dairy cattle—a review with focus on the situation in the Nordic countries. *Livest. Prod. Sci.* 64:95-106.
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. Jensen, J. 2001. Genetic evaluation of dairy cattle using test-day model. *J. Dairy Sci.* 84: 2803-2812.
10. Liu, Z., Reinhardt, F. and Reents, R. 2000b. Parameter estimations of a random regression test day model for first three lactation

- somatic cell scores. *Interbull Bulletin* 26:61-66.
11. Liu, Z., Reinhardt, A., Bunger, L., Dopp, and Reents, R. 2003. Application of a Random Regression Model to Genetic Evaluations of Test Day Yields and Somatic Cell Scores in Dairy Cattle. *Interbull Bulletin* 30:159-166.
 12. Lund, M. S., Jensen, J. and Petesen, P. H., 1999. Estimation of genetic and phenotypic parameters for clinical mastitis, somatic cell production deviance, and protein yield in dairy cattle using Gibbs sampling. *J. Dairy Sci.* 82:1045-1051.
 13. 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.
 14. Miller, R. H., Paape, M. J. and Fulton, L. A. 1991. Variation in milk somatic cells of heifers at first calving. *J. Dairy Sci.* 74:3782-3790.
 15. Minna Koivula, Enyew Neguissie, Esa A. Mäntysaari. 2004. Genetic parameters for test-day somatic cell count at different lactation stages of Finnish dairy cattle. *Livest. Prod. Sci.* 90:145-157.
 16. Misztal, I. 2001. BLUPPF90 family package.
 17. Mrode, R. A. and Swanson, G. J. T. 2003. Estimation of genetic parameters for somatic cell count in the first three lactation using random regression. *Livest. Prod. Sci.* 79, 239-247.
 18. Mrode, R. A. and Swanson, G. J. T. 1996. Genetic and statistical properties of somatic cell count and its suitability as an indirect means of reducing the incidence of mastitis in dairy cattle. *Animal breeding abstracts* vol 64 No. 11. 847-857.
 19. Mrode, R. A. and Swanson, G. J. T. and Winters, M. S. 1998. Genetic parameters and evaluations for somatic cell counts and its relationship with production and type traits in some dairy breeds in the UK. *Anim. Sci.* 66: 569-576.
 20. Powell, R. L., Vanraden, P. M. and Wiggins, G. R. 1997. Relationship between United States and Canadian genetic evaluations of longevity and somatic cell score. *J. Dairy Sci.* 80: 1807-1812.
 21. Raubertas, R. F. and Shook, G. E. 1982. Relationship between lactation measures of somatic cell concentration and milk yield. *J. Dairy Sci.* 65:419-425.
 22. Reents, R., Jamrozik, J., Schaeffer, L. R. and Dekkers, J. C. M. 1995. Estimation of genetic parameters for test day records of somatic cell score. *J. Dairy Sci.* 78:2847-2857.
 23. Sandra, L., Rodriguez-Zas., Daniel, Gianola., and George, E. Shook. 2000. Evaluation of models for somatic cell score lactation patterns in Holstein. *Livest. Prod. Sci.* 67, 19-30.
 24. SAS[®] User's Guide: Statistics, Version 6.0 Edition 1990. SAS Inst., Cary, NC.
 25. Schaeffer, L. R., Gamrozik, J., Kistemaker, G. J. and Van Doormaal, B. J. 2000. Experience with a Test-day model. *J. Dairy Sci.* 83:1135-1144.
 26. Shook, G. E. and Schutz, M. M. 1994. Selection on somatic cell score improve resistance to mastitis in the United States. *J. Dairy Sci.* 77:648-658.
 27. Schutz, M. M., Hansen, L. B., Steuenagel, G. R., Reneau, J. K. and Kuck, A. L. 1990. Genetic parameters for somatic cells, protein, and fat in milk of Holsteins. *J. Dairy Sci.* 73:494.
 28. Swalve, H. H. 2000. Theoretical basis and

- computational methods for different testday genetic evaluation methods. *J. Dairy Sci.* 83: 1115-1124.
29. Swalve, H. H. 1995. The effect of Test-day models on the estimation of genetic parameters and breeding values for dairy yield traits. *J. Dairy Sci.* 78:929-938.
30. 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.
31. 김낙환, 정종현, 김시동, 최유립, 이일주, 한광진, 박영일. 2001. 젖소의 체세포 지수와 생산형질에 대한 환경효과와 유전모수 추정. *한국동물자원과학회지* : 43(4) 423-430.
32. 김병우. 2004. 임의회귀 모형을 이용한 젖소 산유형질의 유전모수 추정. 서울대학교 박사학위
33. 이득환, 조주현, 한광진. 2003. 임의회귀 검정일 모형을 이용한 홀스타인 젖소의 1산차 산유형질 및 체세포 지수에 대한 유전모수. *한국동물자원과학회지* 45(5):739-748.
- (접수일자 : 2005. 10. 27. / 채택일자 : 2006. 2. 15.)