

Gibbs Sampler를 이용한 돼지 주요 경제형질의 유전모수 추정

조규호* · 김명직* · 김인철* · 전광주**

농촌진흥청 축산과학원*, 한경대학교 유전정보연구소**

Estimation of Genetic Parameters via Gibbs Sampler using Animal Model for Economic Traits in Pigs

K. H. Cho*, M. J. Kim*, I. C. Kim* and G. J. Jeon**

National Institute of Animal Science, RDA*,
Genomic Informatics Center, Hankyong National University**

ABSTRACT

Heritability and genetic correlation for growth traits in Duroc pig breed were estimated using Bayesian method via Gibbs sampling. The data set consisted of 3,526 performance records at National Institute of Animal Science. For estimating those parameters using Gibbs sampling, 5,000 cycles of 'burn-in' period were discarded among a total of 55,000 samples. Out of the remaining 50,000 samples, 5,000 estimates by each parameter were retained and used for analyses to avoid any correlation among adjacent samples. The growth traits considered in this study were average daily gain at 30kg (ADG1), average daily gain at 90kg (ADG2), backfat thickness (BF), days to 90 kg (D90) and feed conversion ratio (FC). The estimated heritabilities and their standard deviation using Gibbs sampler were 0.43 ± 0.04 , 0.49 ± 0.038 , 0.31 ± 0.040 , 0.48 ± 0.039 and 0.62 ± 0.086 , respectively. Genetic correlations were -0.02 , -0.13 , -0.55 and -0.15 between ADG1 with ADG2, BF, D90 and FC, respectively, 0.16 , -0.73 , -0.32 between ADG2 with BF, D90 and FC respectively, 0.01 , -0.08 between BF with D90, FC, respectively, and 0.23 between D90 with FC.

(Key words : Gibbs sampling, Genetic parameter, Growth traits, Pigs)

I. 서 론

육종계획 수립에 근간이 되는 유전모수의 추정은 Henderson's Method (Henderson, 1953), Patterson과 Tompson (1971)의 REML (Restricted Maximum Likelihood), REML by EM (Expectation Maximization) algorithm (Dempster 등, 1977; Henderson, 1985), Smith와 Graser (1986)에 의해 발표된 DF-REML (Derivative Free-Restricted Maximum Likelihood)과 Geman과 Geman (1984)에 의하여 제안된 Bayesian Method에 바탕을 둔 Gibbs

sampling 등이 있다. 이러한 분산성분 추정방법 중 Bayesian method는 사전정보를 활용함으로써 모수 추정의 정확도를 높여준다. 그러나 계산량이 많은 관계로 유전학 부분에서 제한적으로 사용되어져 왔다. 하지만 지금은 이러한 컴퓨터의 계산용량이나 여러 가지 알고리즘의 개발로 집단유전학이나, 유전학, 유전자 지도작성 등에 Bayesian method가 많이 적용되고 있다. Harville (1977)은 분산성분에 대한 Bayesian 추론에 대하여 고찰하였고, Gianola와 Fernando (1986)는 Bayesian method를 동물육종 분야에

Corresponding author : G. J. Jeon, Genomic Informatics Center, Hankyong National University
Tel : 041-580-3447, Fax : 041-580-3459, E-mail : kyuhcho@rda.go.kr

적용하였으며, 현재 많은 연구자들이 가축의 경제형질과 관련된 유전모수 추정에 Bayesian method를 사용하고 있다. 본 연구의 목적은 종료종모돈으로서 국내에서 가장 많이 사용하고 있는 듀록 품종을 대상으로 Bayesian method에 바탕을 둔 Gibbs sampling algorithm을 이용하여 돼지의 산육형질에 대한 유전모수를 추정하여 선발 및 육종계획 수립시 기초자료로 활용코자 실시하였다.

II. 재료 및 방법

1. 공시재료 및 조사항목

공시자료는 1998년부터 2006년까지 축산과학원에서 능력검정을 실시한 Duroc종 산육능력 검정자료 3,526두와 혈통자료 3,910두의 자료를 이용하였으며 요인별 검정두수는 Table 1에 제시하였다.

본 연구에서 조사된 형질은 30 kg시 일당증체량, 90 kg시 일당증체량, 평균 등지방두께, 90 kg 도달일령, 사료요구율이며 측정방법은 다음과 같다. 돼지 검정기준에 산육능력검정시 검정개시는 동복 평균이 30 kg 도달시 실시하게 되어 있어 30 kg시 일당증체량은 생시체중 대비 검정개시일령까지의 일당증체량으로 계산하였다. 90 kg시 일당증체량은 검정개시부터 검정종료까지의 증체량을 사용하였으며 평균등지방 두께는 A-mode 초음파 기기인 RENCO를 사용

하여 5번째 늑골, 마지막 늑골, 최후 요추의 3부의 평균자료를 사용하여 90 kg에 대한 보정 후 평가에 이용하였다. 90 kg 도달일령은 검정종료일령을 90 kg으로 보정 후 사용하였다. 사료요구율은 수컷을 위주로 측정하였으며 동복 2두를 한 검정간에 사육 후 검정기간동안 급여한 사료총량에서 허실분을 제거하여 2두의 평균치를 사용하였다.

2. 통계적 분석방법

(1) 환경요인의 효과

본 연구에서 조사한 돼지 산육형질에 영향을 미치는 검정연도, 검정계절 및 성의 효과를 추정하기 위해 다음과 같은 선형 모형에 의해 최소 제곱법(Harvey, 1979)으로 분석하였으며, 형질별 관측치들 중 그 값이 3표준편차 범위 밖의 것은 분석에서 제외하였다.

$$Y_{ijkl} = \mu + sex_i + year_j + season_k + Wt30(Cov)_{ijkl} + Wt90(Cov)_{ijkl} + e_{ijkl}$$

여기에서, Y_{ijkl} 는 측정된 형질, μ 는 형질의 전체평균, sex_i 는($i=2$) 성의효과, $year_j$ 는 년도의 효과($j=9$), $season_k$ 는 계절의 효과($k=4$), $Wt30(Cov)_{ijkl}$ 는 검정개시체중에 대한 공변이, $Wt90(Cov)_{ijkl}$ 는 검정종료체중에 대한 공변이 이고, e_{ijkl} 는 잔차오차이며 위의 선형모형은 SAS@9.1을 이용하여 분석하였다. 환경요인 효과 추정

Table 1. Number of tested animals by sex, tested year and tested season in Duroc breed

Breed	No. of record	Sex	No. of record	Tested year	No. of record	Tested season	No. of record
Duroc	3,526	Female	1,766	1998	72	Spring	896
		Male	1,760	1999	304	Summer	1,095
				2000	376	Fall	1,001
				2001	440	Winter	534
				2002	545		
				2003	313		
				2004	207		
				2005	607		
				2006	662		
Total	3,526		3,526		3,526		3,526

시 30 kg 시 일당증체량에는 위의 선형모형 중 성, 연도, 계절 및 검정개시체중만을 분석에 활용하였고, 90 kg시 일당증체량의 경우에는 성, 연도, 계절 및 검정종료체중만을 이용하여 추정하였으며, 평균 등지방두께, 90 kg 도달일령에는 성, 연도, 계절을 사료요구율에는 연도, 계절의 고정효과만을 선형모형에 포함시켜 분석하였다.

(2) 유전모수의 추정

Gibbs sampling 방법에 의한 분산성분과 유전모수 추정을 위한 혼합모형식은 아래와 같다.

$$y = Xb + Za + e$$

여기에서, β 는 고정효과 벡터로서 성, 연도 및 계절의 효과가 포함되어졌으며, X 는 관측치에 대한 계수행렬, a 는 임의효과 벡터, Z 는 임의효과에 대한 계수행렬 그리고 e 는 잔차효과이고, 이들의 기대값(E) 및 분산(V)은 다음과 같다.

$$E \begin{pmatrix} y \\ a \\ e \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X\beta \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad V \begin{pmatrix} a \\ e \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A\sigma_a^2 & 0 \\ 0 & I\sigma_e^2 \end{pmatrix}$$

위의 혼합모형을 이용하여 양적 유전에서 관측된 자료 y 의 조건부 분포는 b 와 a 가 주어진 조건에서의 다변량 정규분포이다. 즉,

$$y | b, a, \sigma_e^2 \sim N(Xb + Za, I\sigma_e^2)$$

사전분포로서는 b 와 σ_i^2 는 상수로 간주한다.

$$p(b) \sim \text{constant}$$

$$p(\sigma_i^2) \propto \text{constant}$$

이에 Gibbs sampler를 적용하기 위하여 완전 조건부 사후분포를 유도하여야 하며 혼합모형 방정식에서

$$Xb + Za = W\theta \text{ 이고}$$

여기에서 $k = \frac{\sigma_e^2}{\sigma_a^2}$ 이다.

$\theta = (b', a')$ 의 조건부 사후분포는 다음과 같고

$$\theta = \sigma_a^2, \sigma_e^2, y \sim N(\hat{\theta}, C^{-1}\sigma_e^2)$$

여기에서 $C = WW' + \sum \hat{\theta}$ 는 다음을 만족한다.

$$C\hat{\theta} = W'y$$

b_i 의 조건부 사후분포를 유도하면 $(x'_i x_i) b_i = (x'_i y) - (x'_i X - b_i) - (x'_i Z a)$ 이 되고, 결국 $b_i = (x'_i x_i)^{-1} x'_i (y - X - b_i - Z a)$ 이 된다.

각 형질의 상가적 유전효과에 대한 유전모수 추정은 단형질 및 다형질 모형을 이용하여, Gianola and Fernando (1986), Jensen 등 (1994)이 Bayesian Inference를 바탕으로 한 Gibbs Sampling 방법으로 프로그래밍된 GIBBSF90 (Misztal, 2001)을 이용하였으며, Gibbs sampling을 각 모수에 대하여 55,000번 samples을 취하였고 초기 5,000 samples을 Burn-in 기간으로 간주하여 사후분석에서 제외하였으며, 매 10번째의 값을 취하여 사후분석에 이용하였다.

III. 결과 및 고찰

1. 형질별 분산분석 및 평균능력

(1) 형질별 분산분석

본 연구에서 분석한 듀록종의 산육능력 검정 자료를 바탕으로 30 kg 도달시 일당증체량, 30 kg~90 kg시 일당증체량, 등지방두께, 90 kg 도달일령 및 사료요구율에 대하여 고정효과에 대한 분산분석 결과를 Table 2에 제시하였다.

형질들에 대한 분산성분들의 유의성 검정결과 모든 형질들에서 각 요인들은 유의하게 작용하는 것으로 조사되었다($p < 0.01$). 돼지 검정요령에는 검정체중의 동복 평균이 30 kg에서 능력검정을 실시하고 동복평균이 90 kg시 검정을 종료하는 것으로 되어있다. 하지만 일당증체량 계산 시 개시체중이나 종료체중에 대한 효과가 들어가지 않기 때문에 편의가 발생할 수 있다. 이러한 결과는 Table 2에서 보는 바와 같이 30 kg 도달시 일당증체량과, 30 kg~90 kg시

Table 2. Source of variation, degree of freedom, mean squares and tests of significance for growth traits in Duroc breed

Source	d.f	ADG1	ADG2	BF	D90	FC
Sex	1	7272**	4669418**	125.85**	32600.3**	
Year	8	102716**	564676**	50.72**	11751.0**	3.862**
Season	3	26168**	657973**	33.83**	9823.1**	1.627**
Start wt. ⁺	1	4930383**	—	—	—	—
End wt. ⁺	1	—	6761955**	—	—	—
Error	3496	1024	7669	2.14	106.1	0.095

** : p < 0.01, + : Regression

ADG1 : Ave. daily gain at 30kg, ADG2 : Ave. daily gain at 90kg

BF : Backfat thickness, D90: days to 90kg, FC: Feed conversion ratio.

일당증체량에서 종료체중에 대한 공변이 효과가 유의하게 나타나는 것으로 알 수 있다.

(2) 형질별 평균능력

분석에 사용된 듀록종의 산육능력 검정성적의 형질별 일반능력을 Table 3에 제시하였다.

검정개시 및 검정종료 체중은 각각 31.1±4.13 kg 및 92.7±6.61 kg으로 조사되었으며, 30 kg시 일당증체량, 30~90 kg시 일당증체량, 등지방두께, 90 kg 도달일령 및 사료요구율의 평균 및 표준편차는 각각 399.6±53.0 g, 885.5±120.8 g, 12.3±1.54 mm, 144.2±12.36일 및 2.34±0.342으로 조사되었다.

일반적으로 듀록종은 비육돈 생산시 인공수정용 종모돈으로 사용한다. 이러한 목적은 정육형 비육돈 생산시 잡종강세 등을 이용할 수 있는 매우 유용한 방법이었다. 하지만 여러 가지 이유로 듀록종의 축군규모가 작아지고 있

며, 이러한 추세는 미국이나, 캐나다 그리고 국내에서도 마찬가지이다. 그 결과 현재 미국의 Swine Testing and Genetic Evaluation System (STAGES) 평가결과나 캐나다의 Canadian Center for Swine Improvement Inc. (CCSI) 평가결과를 보더라도, 연당 개량량이 축군의 규모가 큰 대요크셔나 랜드레이스종에서 높게 나타난다. 하지만 미국 National Genetic Evaluation Program (NGEP, 1995)이나 National Barrow Show (NBS, 2000)의 조사결과에서도 보듯이 아직까지도 듀록종은 육질이 일반 타 모계품종에 비하여 우수하기 때문에 교잡종 생산시 꼭 필요한 품종으로 여겨지고 있다.

30 kg 도달시 일당증체량에 대한 연구기록은 많지 않지만, 30 kg 정도의 육성돈으로 종돈을 수출하는 국가나, 종돈장의 입장에서는 매우 중요한 경제형질로 여겨지고 있다. 덴마크의 경우 듀록에서 일당증체(30~100 kg), 정육율, 일

Table 3. Simple statistics of growth traits in Duroc breed

Traits	No. of record	Mean	Std.	Min.	Max.	C.V
Start wt. (kg)	3,526	31.1	4.13	14.6	54.5	13.2
End wt. (kg)	3,526	92.7	6.61	72.0	125.0	7.13
ADG1 (g)	3,510	399.6	53.0	237.4	561.3	13.2
ADG2 (g)	3,510	885.5	120.8	515.2	1260.0	13.6
BF (mm)	3,481	12.3	1.54	7.82	17.2	12.4
D90 (day)	3,503	144.2	12.36	109.5	182.5	8.5
FC (kg)	841	2.34	0.342	1.51	3.35	14.5

Abbreviate is the same in Table 2.

당증체(0~30 kg), 강건성, 사료요구율 및 도체손실을 육종목표로 삼고 있으며, 이 선발형질 중 30 kg시 일당증체량을 4% 정도의 이익 (0.33 DDK)에 대한 가치치로 0.12를 적용하고 있지만 국내 종돈장의 경우 노동력이 많이 소요되는 관계로 검정개시 체중을 생시부터 적용하여 계산하는 농장들이 증가하는 추세이다.

일반적으로 능력검정은 검정일 기준, 국가별 검정방법 및 검정체중 등이 상이하기 때문에 직접적인 비교가 어려운 경우가 많다. 하지만 최근의 보고결과를 보면, 30 kg~90 kg시 일당증체량은 Serenius 등(2004)이 보고한 랜드레이스의 1,021 ± 93.9g이나 요크샤의 996 ± 97 g 보다는 작았으나, Suzuki 등 (2004)이 계통돈을 분석하여 보고한 873 ± 109 g 보다는 컸다.

90kg 도달일령의 경우 Kadarmideen 등 (2004)은 2,710두의 자료를 분석하여 103 kg 도달일령 168 ± 12일이라고 보고하였고, Johnson과 Nugent III (2003)는 듀록종의 177일령시 체중이 113.7 kg이었다고 보고하였다.

등지방두께의 경우도 외국과 국내 소비자가 선호하는 방향이 많이 틀리기 때문에 현재 국내에서는 등지방두께가 낮다고 하여 등지방두께가 높은 종돈을 선호하고 있으며 종돈능력검정소에서도 등지방두께를 1.3cm~1.5cm 정도에서 선발지수가 가장 높은 실용선발지수를 사용하고 있다. Arango 등(2005)의 보고에서 96.2 kg 도달시 B-mode로 측정된 등지방두께가 1.2 ± 0.12 cm로 체중과 초음파기기의 종류 등을 볼 때 본 연구결과의 성적과 유사하게 나타났다. 등지방두께가 매우 두꺼운 보고 결과를 보면 Suzuki 등 (2004)이 보고한 Miyagi 연구소의 계통돈의 경우, 105 kg 도달시 2.37 ± 0.43 cm이

었다.

사료요구율의 경우 현재 국내에서는 측정이 거의 불가능한 관계로 2두씩 검정하는 검정소 검정에서 수컷 위주로 측정이 이루어지고 있는 것이 사실이나, 생산비의 절반이 사료비인 만큼 가장 중요한 경제형질임은 자명하다. 하여 외국이나 국내에서도 일부 자동 사료섭취 기록 장치 등의 개발 및 연구가 활발이 진행되고 있는 상황이다. 사료요구율의 경우 Serenius (2004)나 Suzuki 등 (2004), Kadarmideen 등 (2004) 및 Schulze 등 (2001) 이 보고한 2.44 ± 0.16, 2.65 ± 0.17, 2.54 ± 0.19 및 2.68 ± 0.32 kg 보다는 낮은 성적을 기록하였다.

2. 형질별 유전력 및 유전상관

(1) 형질별 유전력 및 기초통계량

본 연구에서 유전력의 추정에는 Gibbs sampling을 이용한 Bayesian 방법을 적용하여 55,000개의 난수를 생성한 후 난수 중 10%에 해당하는 5,000개의 샘플들은 Burn-in 기간으로 간주하고, 잔여 샘플 중 자기상관을 고려하여 매 10번째마다 샘플링 한 후 사후분석에 활용하였다. 모든 샘플들에 대하여 유전분산 및 잔차분산을 샘플링 후 유전력을 계산하고 post-gibbs된 5,000개의 자료에 대한 유전력의 기초 통계량을 Table 4에 제시하였다. 5,000개의 post-gibbs 후 추정된 형질별 평균유전력 및 표준편차는 30kg시 일당증체량, 30kg~90kg시 일당증체량, 등지방두께, 90kg 도달일령 및 사료요구율에서 각각 0.42 ± 0.040, 0.49 ± 0.038, 0.31 ± 0.040, 0.48 ± 0.039 및 0.62 ± 0.086로 조사되었다.

일당증체량의 경우 고도의 유전력을 나타냈

Table 4. Simple statistics of heritability of growth traits after post-gibbs in Duroc breed

Traits	No. of record	Mean	Std.	Min.	Max.	C.V
ADG1	5000	0.43	0.040	0.26	0.58	9.2
ADG2	5000	0.49	0.038	0.37	0.62	7.7
BF	5000	0.31	0.040	0.18	0.45	12.7
D90	5000	0.48	0.039	0.33	0.61	8.1
FC	5000	0.62	0.086	0.32	0.89	13.9

Abbreviate is the same in Table 2.

으며, 일당증체량의 유전력 추정 보고들을 보면 Schulze 등(2001)이 REML 방법에 의하여 추정한 유전력이 0.42라고 보고하여 30 kg시 일당증체량 추정결과와 일치하였으며, Suzuki 등(2004)은 일본 Miyagi 연구소의 계통돈 1,642두의 자료를 분석한 결과 일당증체량의 유전력이 0.49로 추정되어 본 연구에서 추정한 일당증체량의 유전력과 일치하였다. 또한 Serenius 등(2004)은 랜드레이스와 대요크셔의 일당증체량 유전력이 각각 0.38 및 0.36으로 추정되어 본 연구보다는 약간 낮게 추정되었다. 더 낮은 일당증체량 유전력 추정결과를 보면 Wolf 등(2001)이 REML 방법에 의해 추정한 유전력이 농장검정과 검정소검정 자료에서 각각 0.18과 0.37로 다르게 나왔다고 보고하였으며, Johnson 등(1999)은 대요크셔종을 다형질 REML 방법에 의해 추정한 유전력이 0.24였다고 보고하였다.

등지방두께의 유전력 추정결과들을 보면 Arango 등(2005)이 임계모형을 적용한 Bayesian 분석방법으로 추정한 113 kg시 등지방두께의 유전력이 0.31이었다고 보고하여 본 추정치와 같았으며, Noguera 등(2002)도 Bayesian 방법으로 추정한 175일령의 등지방두께 유전력이 0.35 ± 0.019 로 보고하였으며, Johnson 등(1999)은 REML 방법으로 추정한 결과가 0.36으로 유사한 추정치를 제시하였다

등지방두께에 대하여 다소 높은 추정치를 제시한 결과를 보면 Rodriguez 등(1996)이 Bayesian 방법에 의해 0.46 ± 0.057 , REML 방법에 의해 0.42로 추정되었다고 보고하였으며 그 외 Serenius 등(2004)이 랜드레이스와 대요크셔에서 각각 0.55 및 0.64로, Suzuki 등(2004)은 REML 방법

으로 0.43, Chen 등(2003)이 REML 방법에 의해 0.48로 추정하였다고 보고하였다.

90 kg 도달일령의 경우 Arango 등(2005)은 Bayesian 방법으로 추정한 113 kg 도달일령의 유전력이 0.37이었다고 보고하여 본 연구보다는 다소 낮은 추정치를 제시하였고, Chen 등(2003)은 0.40, Rodriguez 등(1996)은 Bayesian 방법과 DFREML 방법에서 각각 0.192 ± 0.061 , 0.158로 추정되었다고 보고하였으며, Noguera 등(2002)도 같은 Bayesian 방법에 의해 175일령 시 체중의 유전력이 0.229 ± 0.018 로 추정되었다고 보고하였다.

사료요구율의 경우는 Serenius 등(2004), Suzuki 등(2004) Kadarmideen 등(2004), Johnson 등(1999) 및 Park(1965) 등이 각각 0.52~0.65, 0.35, 0.42, 0.23 및 0.34로 추정하여 유전력의 추정 범위가 매우 넓음을 알 수 있다. 이러한 이유는 일반적으로 사료급여량의 측정이 어렵고, 잔여 허실분에 대한 파악이 어려우며, 이에 대한 적당한 보정할 방법이 용이치 않기 때문인 것으로 사료되며 이러한 이유에서라도 중요한 경제형질인 사료에 대한 대중적이고 정확한 측정기기 및 방법들이 제시되어야 될 것으로 사료된다.

(2) 형질별 유전상관

모든 샘플들에 대하여 유전공분산 및 잔차공분산을 샘플링한 후 유전상관을 계산하고 post-gibbs된 5,000개의 자료에 대한 유전상관을 Table 5에 제시하였다.

유전상관 추정치의 결과를 보면 30 kg시 일당증체량은 기타 모든 분석형질에서 그 범위는

Table 5. Heritability(diagonal;S.D) and genetic correlation(above diagonal;S.D) of growth traits using Gibbs sampling in Duroc breed

Traits	ADG1	ADG2	BF	D90	FC
ADG1	0.43 (0.040)	-0.02 (0.077)	-0.13 (0.095)	-0.55 (0.053)	-0.15 (0.146)
ADG2	-	0.49 (0.038)	0.16 (0.092)	-0.73 (0.034)	-0.32 (0.159)
BF	-	-	0.31 (0.040)	0.01 (0.093)	-0.08 (0.264)
D90	-	-	-	0.48 (0.039)	0.23 (0.136)
FC	-	-	-	-	0.62 (0.086)

Abbreviate is the same in Table 2.

차이가 있으나 음의 상관관을 보였다. 특이한 점은 30 kg시 일당증체량과 30kg~90 kg시 일당증체량이 -0.02 정도로 음의 상관관을 보이는 것이다. 일반적으로 양자의 전입전출이 잘 이루어지지 않는 상황에서 포유시 개체의 증체는 환경적인 부분으로는 포유두수, 이유두수 및 복에 의한 일시환경효과와 유전적인 부분으로는 모체효과 등에 영향을 많이 받을 수 있다. 이유 전 성장에 대한 개체의 정확한 유전능력을 추정하기 위해서는 이러한 많은 효과들을 효율적으로 제거한 후 순수한 개체의 육종가를 추정해야 할 것으로 사료된다.

사료요구율과 30 kg시 일당증체량 및 90 kg시 일당증체량의 유전상관은 각각 -0.15 와 -0.32 로 추정되었다. 음의 유전상관 추정결과를 보면 Schulze 등(2001)은 -0.54 ± 0.11 로, Johnson 등(1999)이 -0.32 , Kadarmideen 등(2004)이 -0.08 로 추정되었다고 보고하였다.

등지방두께와 90 kg시 일당증체량의 유전상관은 0.16 으로 양의 상관관을 보였는데, Wolf 등(2001)은 두 형질간 유전상관이 검정소검정 및 농장검정에서 각각 -0.16 , 0.14 로 보고하여 검정장소에 따라서도 다른 결과를 보였으며, Schulze 등(2001)은 REML에 의해 두 형질간 유전상관이 0.62 의 양의상관으로 보고하였고, 반대로 Xuewei 등(1994)는 -0.17 로 음의 유전상관이 추정되었다고 보고하였다. 등지방두께 측정방법 역시 각국의 검정종료체중, 초음파 기기의 종류, 측정부위 및 측정방법 등이 상이하여 여러 가지 다른 결과가 나오는 것으로 사료된다.

IV. 요약

본 연구는 1998년부터 2006년까지 축산과학원에서 능력검정을 실시한 Duroc종 산육능력 검정자료 3,526두와 혈통자료 3,910두의 자료를 이용하여 30 kg시 일당증체량, 90 kg시 일당증체량, 평균 등지방두께, 90 kg 도달일령 및 사료요구율에 대한 유전모수를 추정하기 위하여 실시하였다. 검정기록을 바탕으로 유전모수의 추정은 단형질 및 다형질 혼합모형을 이용하여

Gibbs sampling을 이용한 Bayesian 방법을 이용하였다. 듀록 종의 산육능력 검정자료를 바탕으로 분산분석을 실시한 결과 모든 조사형질에 대하여 성별, 연도, 계절에 있어서 고도의 유의성을 보였으며, 단형질 Bayesian 방법에 의해 추정된 Post-gibbs 후의 30 kg 도달시 일당증체량, 30 kg ~ 90 kg 도달시 일당증체량, 등지방두께, 90 kg 도달일령 및 사료요구율의 유전력은 각각 0.43 , 0.49 , 0.31 , 0.48 및 0.62 로 추정되었다. 또한 다형질 Bayesian 방법에 의해 추정된 형질간 유전상관은 30 kg 도달시 일당증체량과 30 kg ~ 90 kg 도달시 일당증체량, 등지방두께, 90 kg 도달일령, 사료요구율에서는 각각 -0.02 , -0.13 , -0.55 및 -0.15 로 추정되었으며, 30 kg ~ 90 kg 도달시 일당증체량과 등지방두께, 90 kg 도달일령, 사료요구율간의 유전상관은 각각 0.16 , -0.73 , -0.32 로 추정되었고, 등지방두께와 90 kg 도달일령, 사료요구율에서는 각각 0.01 및 -0.08 로 추정되었으며, 90 kg 도달일령과 사료요구율간의 유전상관은 0.23 으로 추정되었다.

V. 인용 문헌

1. Arango, J., Misztal, I., Tsuruta, S., Culbertson, M. and Herring, W. 2005. Threshold-linear estimation of genetic parameters for farrowing mortality, litter size, and test performance of Large White sows. *J. Anim. Sci.* 83:499.
2. Chen, P., Baas, J. J., Marby, J. W., Koehler, K. J. and Dekkers, J. C. M. 2003. Genetic parameters and trends for litter traits in U.S. Yorkshire, Duroc, Hampshire and Landrace pigs. *J. Anim. Sci.* 81:46.
3. Dempster, A. P., Laird, N. M. and Rubin, D. F. 1977. Maximum likelihood form incomplete data with EM algorithm. *J. Royal Stat. Sco. Series B.* 39:1.
4. Geman, S. and Geman, D. 1984. Stochastic relaxation, Gibbs distributions and the Bayesian restoration of images. *IEEE Transactions on pattern analysis and machine intelligence* 6:721.

5. Gianola, D. and Fernando, R. L. 1986. Bayesian methods in animal breeding theory. *J. Anim. Sci.* 63:217.
 6. Harvey. W. R. 1979. Least-squares analysis of data with unequal subclass numbers. USDA. ARD-H-4. Washington. D. C.
 7. Harville, D. A. 1977. Maximum likelihood approaches to variance component estimation and to related problems. *J. Am. Stat. Assoc.* 72:320.
 8. Henderson, C. R. 1953. Estimation of variance and covariance components. *Biometrics.* 9:226.
 9. Henderson, C. R. 1985. MIVQUE and REML Estimation of additive and nonadditive genetic variances *J. Anim. Sci.* 61:113.
 10. Jensen, J., Wang, C. S., Sorenson, D. A. and D. 1994. Gianola. Bayesian inference on variance and covariance components for traits influenced by maternal and direct genetic effects, using the Gibbs sampler. *Acta Agric. Scand.* 44:193.
 11. Johnson, Z. B. and Nugent, III. R. A. 2003. Heritability of body length and measures of body density and their relationship to backfat thickness and loin muscle area in swine. *J. Ani. Sci.* 81:1943.
 12. Johnson, Z. B., Chewning, J. J. and Nugent, III. R. A. 1999. Genetic parameters of Production Traits and Measures of Residual Feed Intake in Large White Swine. *J. Ani. Sci.* 77:1679.
 13. Kadarmideen, H. N., Schworer, D., Ilahi, H., Malek, M. and Hofer, A. 2004. Genetics of osteochondral disease and its relationship with meat quality and quantity, growth and feed conversion traits in pigs. 82:3118.
 14. Misztal. 2001. Gibbs family program version (GIBBSF90)
 15. NGEF. 1995. National Genetic Evaluation Program
 16. NBS. 2000. National Barrow Show.
 17. Noguera, J. L., Varona, L., Babot, D. and Estany, J. 2002. Multivariate analysis of litter size for multiple parities with production traits in pigs: I. Bayesian variance component estimation. *J. Anim. Sci.* 80:2540.
 18. Park, Y. I. 1965. Age-constant feed efficiency of pigs. *J. Anim. Sci.* 24:819.
 19. Patterson, H. D. and Thompson, R. 1971. Recovery of inter-block sizes are unequal. *Biometrika.* 58:545.
 20. Rodriguez, M. C., Toro, M. and Silio, L. 1996. Selection on lean growth in a nucleus of Landrace pigs: an analysis using Gibbs sampling. *Animal Science.* 63:243.
 21. Schulze, V., Roehe, R., Looft, H. and Kalm, E. 2001. Effects of continuous and periodic feeding by electronic feeders on accuracy of measuring feed information and their genetic association with growth performances. *J. Anim. Breed. Genet.* 118:403.
 22. Serenius, T., Sevon-Aimonen, M. L., Kause, A., Mantysaari, E. A. and Maki-Tanila, A. 2004. Genetic associations of prolificacy with performance, carcass, meat quality and leg conformation traits in the Finnish Landrace and Large White pig populations. *J. Anim. Sci.* 82:2301.
 23. Smith, S. P. and Graser, H. U. 1986. Estimating variance components in a class of mixed models by restricted maximum likelihood. *J. Dairy Sci.* 69:1156.
 24. Suzuki, K., Nakagawa, M., Katoh, K., Kadowaki, H., Shibata, T., Uehida, H., Obara, Y. and Nishida, A. 2004. Genetic correlation between serum insulin-like growth factor-1 concentration and performance and meat quality traits in Duroc pigs. *J. Anim. Sci.* 82:994.
 25. Wolf, J., Peskovicova, D. and Groeneveld, E. 2001. Stability of genetic parameter estimates for production traits in pigs. *J. Anim. Breed. Genet.* 118:161.
 26. Xuewei, Li. and Kennedy, B. W. 1994. Genetic parameters for growth rate and backfat in canadian Yorkshire, Landrace, Duroc and Hampshire pigs. *J. Anim. Sci.* 72:1450.
- (접수일자 : 2007. 12. 6. / 채택일자 : 2008. 2. 18.)