

농장검정돈의 번식형질에 미치는 환경효과 및 유전모수의 추정

정대진* · 김병우** · 노승희*** · 김효선** · 문원곤** · 김희열** · 장현기**** · 최임수**** · 전진태** · 이정규**

경북축산기술연구소*, 경상대학교 응용생명과학부 · 농업생명과학연구원**,
농협중앙회 가축개량사업소***, 한국종축개량협회****

Estimation of Environmental Effect and Genetic Parameter on Reproduction Traits for On-farm Test Records

D. J. Jung*, B. W. Kim**, S. H. Roh***, H. S. Kim**, W. K. Moon**, H. Y. Kim**, H. G. Jang****, L. S. Choi****, J. T. Jeon** and J. G. Lee**

Gyeongsang Buk-do Livestock Research Institute*, Division of Applied Life Science · Institute of Agriculture & Life Sciences, GyeongSang National University**, Hanwoo(Korea Cattle) Improvement Center, NACF***, Korea Animal Improvement Association****

ABSTRACT

The purpose of this study was to estimate the genetic parameters and trend of Landrace and Yorkshire pigs, which were raised on private farms from 1999 to 2005 and tested for their reproductive performance by the Korea Animal Improvement Association.

Prior to analysis, records without pedigree or having value with larger than $\pm 3 \times$ standard deviation for the Total number of born were excluded.

The effects of breed and environmental factors were estimated with least square method (Harvey, 1979), and estimation of breeding values and genetic parameters were performed on the data of 1st litter only with GIBBSF90 (Misztal, 2001) which was programmed according to Gibbs Sampling method based on Bayesian Inference by Gianola and Fernando (1986), Jensen (1994) and others. Gibbs sampling was performed 50,000 times for each parameter, and the first 5000 samples were regarded as those in burn-in period and thus, excluded for post hoc analysis. Total number of born and total number of accident were statistically significant ($p < 0.01$) for the breed, farrowing year, farrowing season and parity effects, and the number born alive at birth was statistically significant $p < (0.01)$ for the breed, farrowing year, farrowing season and parity effects.

No particular trend was observed in the genetic and phenotypic improvement of the total number of born and number born alive at birth before 2001, when the piglet registration system started, but the tendencies of increasing for the total number of born and number born alive and decreasing for the total number of accident were observed since 2001.

Somewhat higher heritability estimates of our study seems to be attributed to the situations that first parity records with poor farrowing performances were used in the analyses and it was impossible to obtain accurate reproductive performance due to the absence of criteria for record keeping at the level of individual farms.

(Key words : Reproduction traits, Piglet registration, Genetic parameter, Heritability)

Corresponding author : J. G. Lee, Division of Applied Life Science · Institute of Agriculture & Life Sciences, Gyeongsang National University, Jinju 660-701, Korea, Regional Animal Industry Research Center at Jinju Nat'l Univ.
E-mail : jglee@gnu.ac.kr

I. 서 론

양돈업의 수익성을 좌우하는 경제형질에는 산자수, 포유두수, 육성률, 체중, 사료효율 및 도체의 품질 등이 있으며, 이들 경제형질 중에서도 돼지의 번식능력과 관련된 형질로는 산자수, 포유두수 등이 있다. 이들 번식형질들은 대부분 유전력이 낮고 환경요인의 영향을 많이 받으므로 개체선택에 의한 능력향상을 기대하기 어렵다. 우리나라 대부분의 종돈장에서 종빈돈으로 가장 많이 사용하고 있는 Landrace종과 Yorkshire종 돼지의 경우 세계 각국에서 널리 사육되고 있는 품종으로 복당산자수가 많고 번식능력이 비교적 우수하여 종빈돈 품종(dam breed)으로 주로 이용되고 있으며 이들 두 품종간 1대 잡종은 3품종 교잡종 비육돈의 생산을 위한 모돈으로 널리 이용되고 있으며(Christians와 Johnson, 1987; Park 등, 1993), 이들 중 능력이 우수한 종빈돈을 이용하기 위해서 주로 수입을 하거나, 능력검정을 통하여 전체능력이 상위인 후보돈을 자체 선발하여 이용하고 있다. 능력검정은 주로 산육형질을 위주로 실시하고 있으며, 번식형질의 경우 농장별 자료의 입력방식이 틀려 정확도가 떨어지기 때문에 (사)종축개량협회에서는 번식성적의 정확도를 높이기 위해 2001년부터 분만후 2개월 이내의 복당 번식성적을 가(假) 등록(登録)하는 자돈등

기(仔豚登記)를 실시하고 있다.

따라서, 본 연구에서는 능력검정을 통하여 자체 선발한 능력이 우수한 선발돈의 번식형질에 미치는 각 환경요인의 영향을 파악하고 각 형질의 유전모수를 추정하여 유전적 개량 정도와 표현형 변화 추세를 통하여 자돈등기에 따른 번식성적의 변화를 알아보고자 한다.

II. 재료 및 방법

1. 공시재료 및 조사항목

본 연구는 (사)한국종축개량협회에서 1999년부터 2005년까지 농장검정한 Landrace종, Yorkshire종 2개 품종 111,169두의 번식자료를 이용하여 조사 분석한 것으로 품종별, 분만년도별, 분만계절별 및 산차별 두수는 Table 1에 표시한 바와 같다.

Table 2는 유전모수의 추정을 위하여 1산차 성적만 따로 분리한 자료의 품종별, 분만년도별 그리고 분만계절별 두수를 표시하였다.

2. 조사 형질 및 조사 방법

본 연구에서 분석한 형질은 총산자수, 생시 생존 자돈수, 총 사고두수에 대한 3개 형질이며, 이들 형질의 조사 방법은 다음과 같다.

Table 1. Number of animals by breed, farrowing year, farrowing season and parity in on-farm test

Breed	No. of sows	Farrowing year	No. of sows	Farrowing season	No. of sows	Parity	No. of sows
Landrace	25,316	1999	1,487	spring	30,896	1	24,706
Yorkshire	85,853	2000	2,741	summer	28,438	2	21,168
		2001	6,276	fall	23,820	3	18,034
		2002	11,295	winter	28,015	4	13,977
		2003	24,741			5	11,275
		2004	38,791			6	8,762
		2005	25,838			7	6,137
						8 & over	7,110
Total	111,169		111,169		111,169		111,169

Table 2. Number of 1st parity animals by breed, farrowing year and farrowing season in on-farm test

Breed	No. of sows	Farrowing year	No. of sows	Farrowing season	No. of sows
Landrace	6,048	1999	473	spring	7,311
Yorkshire	18,658	2000	678	summer	6,370
		2001	1,630	fall	5,143
		2002	2,763	winter	5,882
		2003	5,968		
		2004	7,721		
		2005	5,473		
Total	24,706		24,706		24,706

(1) 총산자수
 분만 당시 태어난 모든 자돈으로서 사산, 미라, 체미, 기형 등을 포함한 두수 (실산자수 + 총 사고두수)

정하기 위해 다음과 같은 선형 모형에 의해 최소 제곱법(Harvey, 1979)으로 분석하였다.

$$Y_{ijklmn} = \mu + F_i + B_j + Y_k + S_l + P_m + e_{ijklmn}$$

(2) 생시 생존 자돈수
 총산자수에서 죽어서 분만된 사산 및 미라두수와 체미, 기형 등으로 인하여 도태된 두수를 제외한 포유를 시작한 두수

여기서,
 y_{ijklm} : i번째 농장의 j번째 품종의 k번째 분만 년도의 l번째 분만계절의 m번째 산차에 대한 측정치

(3) 총 사고두수
 사산두수 + 미라두수 + 체미두수 + 기형두수
 - 사산두수 : 분만 당시 사고로 인하여 죽은 두수
 - 미라두수 : 분만 당시 모돈의 체내에서 미라화되어 나오는 두수
 - 체미두수 : 분만 당시 체중미달로 인하여 도태된 자돈의 두수
 - 기형두수 : 분만 당시 기형으로 인하여 도태된 자돈의 두수

μ : 전체 평균
 F_i : i번째 농장의 효과 (i=1,2,...,9)
 B_j : j번째 품종의 효과 (j=1,2)
 Y_k : k번째 분만년도의 효과 (k=1,2,...,7)
 S_l : l번째 분만계절의 효과 (l=1,2,...,4)
 P_m : m번째 산차의 효과 (m=1,2,...,8)
 e_{ijklmn} : 임의 오차

이상의 Linear model에 의한 정규 방정식을 풀기 위하여 다음과 같이 마지막 효과를 0으로 하는 제한을 가하였다(SAS Institute, 2003).

3. 통계 분석 방법

$$f_9 = b_2 = y_7 = s_4 = p_8 = 0$$

(1) 품종 및 환경요인의 효과
 본 연구에서 조사한 총산자수, 생시 생존 자돈수, 총 사고두수 등의 형질에 영향을 미치는 품종, 분만년도, 분만계절 및 산차의 효과를 추

본 연구에서 설정한 Linear model을 SAS@8.2 Package/PC를 이용하여 분석하였으며(SAS Institute, 2003), SAS/GLM 분석 결과 제공되는 4가지 제곱합중에서 불균형된 자료에 적합한 TYPE III

제공합을 이용하여 분산 분석을 하였으며, 최소 제곱 평균치간의 유의성 검정을 위하여 다음과 같은 귀무가설을 유의 수준 5%로 각각 검정하였다.

$$H_0 : \text{LSM}(i) = \text{LSM}(j)$$

여기서, $\text{LSM}(i(j))$: $i(j)$ 번째 효과의 최소 제곱 평균치($i \neq j$)

(2) 유전모수 및 육종가의 추정

본 연구에서 조사된 총산자수, 생시 생존 자돈수, 총 사고두수 등의 유전모수와 육종가를 추정하기 위하여 1산차 성적만 따로 분리한 자료를 이용하였고, 다음과 같은 다형질 혼합 모형을 사용하였다.

$$Y_{ijkl} = \mu_i + B_{ij} + YS_{ik} + a_{ijkl} + e_{ijkl}$$

여기서,

Y_{ijkl} : i 번째 형질의 j 번째 품종의 k 번째 분만년도-계절에 속하는 1번째 개체에 대한 측정치

μ_i : i 번째 형질의 전체 평균

B_{ij} : i 번째 형질의 j 번째 품종의 효과 ($j=1,2$)

YS_{ik} : i 번째 형질의 k 번째 분만년도-계절의 효과 ($k=1,2,\dots,27$)

a_{ijkl} : 개체에 대한 임의 효과 $\sim(0, A\sigma_a^2)$ 여기서 A 는 혈연 계수 행렬

e_{ijkl} : 임의 오차 $\sim(0, I\sigma_e^2)$

육종가 및 유전 모수의 추정은 Gianola and Fernando(1986), Jensen(1994) 등이 Bayesian Inference를 바탕으로 한 Gibbs Sampling 방법으로 프로그래밍된 GIBBSF90(Misztal, 2001)을 이용하여 분석하였다. Gibbs sampling을 각 parameters에 대하여 50,000번 samples을 취하였고 초기 5,000 samples을 Burn-in period로 간주하여 사후분석에서 제외하였다. 그리고 매번 2 번째의 값을 취하여 분석에 이용하였다.

얻어진 분산-공분산 값을 이용하여 유전력과 유전분산은 다음과 같이 구하였다.

$$h^2 = \frac{\sigma_a^2}{\sigma_a^2 + \sigma_e^2}$$

$$r_G = \frac{\widehat{COV}_{a(i,j)}}{\sqrt{\sigma_{a(i)}^2 \times \sigma_{a(j)}^2}} \quad (i \neq j)$$

$$r_P = \frac{\widehat{COV}_{p(i,j)}}{\sqrt{\sigma_{p(i)}^2 \times \sigma_{p(j)}^2}} \quad (i \neq j)$$

여기서

σ_a^2 = 상가적 유전분산

r_G = 유전상관

r_P = 표현형상관이다.

(3) 유전적 변화 추세의 추정

유전적 변화 추세 및 표현형적 변화 추세는 육종가와 표현형가를 각각 출생 년도에 회귀시켜 구하였으며, 사용된 회귀 모형은 다음과 같다.

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$

여기서,

y_i : i 번째의 분만년도의 육종가 및 표현형가($i = 92, \dots, 99$)

β_0 : 절편

β_1 : 분만년도에 대한 회귀 계수

x_i : i 번째 분만년도

ε_i : i 번째 측정된 y 의 오차항

위의 모형에 따른 회귀 계수($\hat{\beta}$)와 표준오차(s_β)는 다음과 같이 구하였다.

$$\hat{\beta} = \frac{\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum (x_i - \bar{x})^2}$$

$$s_\beta = \sqrt{\frac{\sum (y_i - \hat{y})^2}{\sum (x_i - \bar{x})^2 (n-2)}}$$

IV. 결과 및 고찰

1. 품종, 성 및 환경요인의 효과

(1) 품종의 효과

Table 3은 각 형질에 미치는 품종의 효과에 대한 최소제곱 평균치와 그 표준오차를 표시하였으며, 조사된 형질 모두 Yorkshire종이 Landrace종에 비해 유의적으로 높게 나타났다 ($p < 0.05$).

Southwood와 Kennedy(1990)는 Yorkshire종, Landrace종에서 생시 복당총산자수는 각각 9.54 ± 2.58 두, 9.42 ± 2.50 두이었으며, 생시 복당 생존자돈수는 각각 8.99 ± 2.61 두, 8.93 ± 2.46 두로 생시 복당총산자수와 생시 복당생존자돈수에서 Yorkshire종이 Landrace종 보다 우수했다고 보고하였고, Ferraz와 Johnson(1993)은 Large White종의 생시 복당생존자돈수가 둔군별로 각각 10.1 ± 2.7 두, 10.1 ± 2.7 두이었고, Landrace종은 9.8 ± 2.7 두, 10.0 ± 2.5 두로 Large White종이 Landrace종 보다 우수한 것으로 보고하여 본 연구결과와 일치하였다.

국내 연구결과들과 비교하여 보면 배(1993)는 Landrace종과 Yorkshire종에서 생시 복당총산자수는 각각 9.218두와 9.252두로 비슷했으나 생존자돈수에서는 8.516두와 8.633두로 Yorkshire종이 약간 더 우수하다고 보고하였고, 조(1996)는 생시 복당총산자수와 생존자돈수에 대해 Yorkshire종이 Landrace종에 비해 우수하다고 보고하여 본 연구 결과와 일치하였으며, 윤(1996)은 생시 복당총산자수에서 Yorkshire종, Landrace종 그리고 Duroc종의 순으로 우수하였고, 생시 복당 생존자돈수에 대해 Landrace종, Yorkshire종 그리고 Duroc종의 순서로 나타났다고 보고하였다($p < 0.01$). 이(2002)는 Landrace종과 Yorkshire종에서 복당총산자수는 각각 10.82 ± 0.179 두와 11.13 ± 0.07 두로 Yorkshire종이 우수하였으나, 복당 포유개시 두수에서는 10.07 ± 0.173 두와 10.04 ± 0.068 두로 비슷하다고 보고하여 본 연구결과와 다소 차이를 보였다.

(2) 분만년도의 효과

Table 4는 각 형질에 미치는 분만년도의 효과에 대한 최소제곱 평균치와 그 표준오차를

Table 3. Least-square means and standard errors of each reproductive traits by breed

Breed	No. of sows	Total No. of born	No. born alive at birth	Total No. of accident
Landrace	25316	$11.06^b \pm 0.108$	$10.29^b \pm 0.100$	$0.77^b \pm 0.042$
Yorkshire	85853	$11.57^a \pm 0.107$	$10.69^a \pm 0.099$	$0.88^a \pm 0.041$

Note : Means with the same letter are not significantly different at $p < 0.05$ within a column

Table 4. Least-square means and standard errors of each reproductive traits by farrowing year

Farrowing year	No. of sows	Total No. of born	No. born alive at birth	Total No. of accident
1999	1487	$11.42^{abcd} \pm 0.132$	$10.56^{abc} \pm 0.122$	$0.86^{bc} \pm 0.051$
2000	2741	$11.28^{cd} \pm 0.121$	$10.52^{abc} \pm 0.112$	$0.75^{de} \pm 0.046$
2001	6276	$11.41^{ab} \pm 0.113$	$10.46^{bc} \pm 0.105$	$0.95^a \pm 0.043$
2002	11295	$11.42^a \pm 0.110$	$10.59^a \pm 0.102$	$0.83^b \pm 0.042$
2003	24741	$11.08^e \pm 0.108$	$10.34^d \pm 0.100$	$0.74^e \pm 0.041$
2004	38791	$11.27^d \pm 0.107$	$10.43^c \pm 0.099$	$0.84^b \pm 0.041$
2005	25838	$11.33^{bc} \pm 0.107$	$10.53^{ab} \pm 0.099$	$0.80^{cd} \pm 0.041$

Note : Means with the same letter are not significantly different at $p < 0.05$.

표시하였다. 조사된 형질 모두 분만년도에 따라 통계적으로 유의한 차이를 나타내었다($p < 0.05$).

2001년부터 (사)한국종축개량협회에서는 각종 성적의 정확도를 높이기 위하여 분만 2개월 이내의 번식성적을 복당 가등록(假登錄)하는 자돈 등기를 실시하였는데 자돈등기 실시 이전과 자돈등기 초기인 1999년부터 2002년까지의 총산자수와 생시 생존 자돈수는 일정한 경향을 보이지 않다가 2003년부터 년도가 증가할수록 총산자수와 생시 생존 자돈수가 증가하는 경향을 볼 수 있다.

(3) 분만계절의 효과

Table 5는 각 형질에 미치는 분만계절의 효과에 대한 최소제곱 평균치와 그 표준오차를 표시하였으며, 조사된 형질 중 생시 생존 자돈수를 제외한 모든 형질에서 분만계절에 따라 통계적으로 유의한 차이를 나타내었다($p < 0.05$).

총산자수는 겨울이 11.25 ± 0.109 두로 유의적으

로 가장 낮았으며, 포유두수에서는 유의적인 차이를 보이지 않았지만 가을이 10.50 ± 0.100 두로 가장 높게 나타났고, 총 사고두수는 봄과 여름이 모두 0.85 ± 0.042 두로 가을과 겨울에 비해 유의적으로 높게 나타났다.

국내 연구결과들과 비교하여 보면 이(2002)는 복당총산자수가 가을이 11.20 ± 0.129 두로 가장 많았고, 복당생시 생존 자돈수는 봄과 가을이 각각 10.07 ± 0.144 두, 10.07 ± 0.125 두로 여름보다 많았다고 보고하였으며, 오(2005)는 Yorkshire종에서 총산자수와 생시 생존 자돈수는 유의적인 차이를 보이지 않았으나 가을이 각각 11.01 ± 0.075 두, 10.33 ± 0.072 로 가장 높게 나타났으며 사산두수와 미라두수는 여름이 각각 0.71 ± 0.022 두, 0.08 ± 0.008 두로 가장 높게 나타났다고 보고하여 본 연구결과와 비슷한 결과를 보였다.

(4) 산차의 효과

Table 6은 각 형질에 미치는 산차의 효과에

Table 5. Least-square means and standard errors of each reproductive traits by farrowing season

Season	No. of sows	Total No. of born	No. born alive at birth	Total No. of accident
Spring	30896	$11.33^a \pm 0.109$	10.48 ± 0.101	$0.85^a \pm 0.042$
Summer	28438	$11.34^a \pm 0.108$	10.49 ± 0.100	$0.85^a \pm 0.042$
Fall	23820	$11.33^a \pm 0.108$	10.50 ± 0.100	$0.82^b \pm 0.042$
Winter	28015	$11.25^b \pm 0.109$	10.48 ± 0.101	$0.77^c \pm 0.042$

Note : Means with the same letter are not significantly different at $p < 0.05$ within a column.

Table 6. Least-square means and standard errors of each reproductive traits by Parity

Parity	No. of sows	Total No. of born	No. born alive at birth	Total No. of accident
1	24706	$10.34^f \pm 0.107$	$9.67^g \pm 0.099$	$0.67^g \pm 0.041$
2	21168	$10.94^e \pm 0.108$	$10.35^e \pm 0.100$	$0.60^h \pm 0.042$
3	18034	$11.48^c \pm 0.109$	$10.79^c \pm 0.101$	$0.70^f \pm 0.042$
4	13977	$11.80^a \pm 0.110$	$10.99^a \pm 0.102$	$0.82^e \pm 0.042$
5	11275	$11.78^a \pm 0.111$	$10.90^b \pm 0.102$	$0.88^d \pm 0.042$
6	8762	$11.66^b \pm 0.112$	$10.74^c \pm 0.104$	$0.92^c \pm 0.043$
7	6137	$11.44^c \pm 0.114$	$10.46^d \pm 0.106$	$0.98^b \pm 0.044$
8 & over	7110	$11.07^d \pm 0.113$	$10.04^f \pm 0.105$	$1.03^a \pm 0.044$

Note : Means with the same letter are not significantly different at $p < 0.05$ within a column.

대한 최소제곱 평균치와 그 표준오차를 표시하였으며, 조사된 형질 모두 산차에 따라 통계적으로 유의한 차이를 나타내었다($p < 0.05$).

총산자수와 생시 생존 자돈수 모두 1산차에서 각각 10.34 ± 0.107 두, 9.67 ± 0.099 두로 가장 낮게 나타났고, 4산차에서 각각 11.80 ± 0.110 두, 10.99 ± 0.102 두로 가장 높게 나타났으며, 4산차 이후 산차가 증가할수록 총산자수와 생시 생존 자돈수 모두 감소하는 추세를 보였다. 또한, 총사고두수는 2산차가 0.60 ± 0.042 두로 가장 낮았고, 산차가 증가할수록 총 사고두수도 증가하는 추세를 보였다.

Baas 등(1992)은 1~3산차의 기록을 분석한 결과, 생시 복당총산자수는 1산차 10.47 ± 0.23 두, 2산차 11.08 ± 0.32 두, 3산차 12.02 ± 0.52 두였고, 생시 복당생존자돈수는 각 산차별로 9.91 ± 0.22 두, 10.61 ± 0.30 두, 11.14 ± 0.49 두로 생시 복당총산자수와 생시 복당생존자돈수 모두 1산차가 가장 낮았고 산차가 경과할수록 우수하게 나타났다고 보고하였으며, Irgang 등(1994)은 Landrace종에서 1산차 9.05 ± 2.46 두, 2산차 9.65 ± 2.55 두, 3산차 10.61 ± 2.48 두이었고, Large White종은 1산차 9.18 ± 2.65 두, 2산차 9.86 ± 2.81 두, 3산차 10.58 ± 2.60 두로 세 품종 모두 1산차 기록이 가장 낮았고 3산차의 기록이 가장 우수하다고 보고하여 본 연구결과와 부합하였다.

국내 연구결과들과 비교하여 보면 김(2001)은 생시 복당총산자수는 3~7산차때 성적이 우수하였고, 복당 실산자수는 2~7산차 성적이 우수하다고 보고하였고, 이(2002)는 복당총산자수와 복당사산두수, 복당미라두수는 산차가 증가할수록 증가하는 경향을 보였고, 복당실산자수는 3~7산차 성적이 우수하다고 보고하였으며, 오

(2005)는 Yorkshire종의 경우 총산자수는 4산차에서 11.6 ± 0.11 로 가장 높았고, 사산두수는 산차가 증가함에 따라 증가하는 추세를 보였으며, 미라두수 역시 7산차 이후에서 0.09 ± 0.01 두로 가장 높게 나타났고, 생시 생존 자돈수에 있어서 총산자수가 가장 많은 4산차에 10.93 ± 0.105 두로 가장 높게 나타났다고 보고하여 본 연구결과와 비슷한 결과를 보였다.

2. 형질별 유전력

Table 7은 각 형질별 유전력을 나타낸 것이다. 총산자수에 대한 유전력은 0.246으로 추정되었다. Gu 등(1989)은 Landrace종과 Yorkshire종에서 유전력이 각각 0.106 ± 0.043 및 0.102 ± 0.054 이었다고 보고하였으며, Southwood와 Kennedy (1990)는 Yorkshire종과 Landrace종에서 각각 0.127 ± 0.043 및 0.133 ± 0.035 이었다고 보고하였으며, Mercer와 Crump(1990)은 Landrace종의 생시 복당총산자수의 유전력이 0.100 ± 0.042 라고 보고하였으며, 초산차 성적만 분석한 경우에는 0.105 ± 0.051 로 추정되었다고 보고하였다. Keele 등(1991)은 0.18 ± 0.06 으로 보고하였으며, Long 등(1991)은 0.18이었다고 보고하였다. 배(1993)는 Landrace종과 Yorkshire종에 대해 0.051 ± 0.032 , 0.014 ± 0.037 이었다고 보고하였으며, 윤(1996)은 Landrace종, Yorkshire종의 유전력이 각각 0.078 ± 0.054 , 0이었다고 보고하였고, 오(2005)는 Landrace종, Yorkshire종에서 각각 0.21, 0.20으로 보고하여 본 연구결과와 상이한 결과를 보였다. 생시 생존 자돈수에 대한 유전력은 0.256으로 추정되었다. Woodward 등(1993)은 Yorkshire종의 유전력이 0.11이었다고 보고하였

Table 7. Heritabilities of the each reproductive traits studied

Source	Total No. of born	No. born alive at birth	Total No. of accident
Heritability	0.246	0.256	0.141
σ_a^2 ¹⁾	2.125	2.057	0.168
σ_e^2 ²⁾	6.352	5.749	1.027

¹⁾ σ_a^2 : additive genetic variance.

²⁾ σ_e^2 : environmental variance.

으며, Ferraz와 Johnson(1993)은 Landrace종과 Yorkshire종에 대해 각각 0.11, 0.10으로 보고하였고, See 등(1993)은 Landrace종에서 0.12 ± 0.001 이었다고 보고하였다. Kerr과 Cameron (1995)은 Yorkshire종의 유전력이 0.06 ± 0.04 라고 보고하였으며, Chen(2003)은 Yorkshire종의 개체효과 및 모체효과를 고려한 두 개의 모델식에서 복당생존자돈수의 유전력은 각각 0.10, 0.10으로 추정하였고, Landrace종의 개체효과 및 모체효과를 고려한 두 개의 모델식에서는 복당생존자돈수의 유전력은 각각 0.08, 0.07로 추정하였다. Holm (2004)은 Landrace종에서 1산 및 2산의 복당생존자돈수의 유전력이 각각 0.11, 0.12이었다고 보고하였고, Landrace종 초산돈의 복당생존자돈수에 대한 유전력이 0.07이라고 보고하였다. Serenius (2004)은 Landrace종, Yorkshire종에 대한 복당 생존 자돈수의 유전력은 각각 0.11, 0.11이라고 보고하였다.

김 등(1991)은 Landrace종, Yorkshire종의 생시 복당생존자돈수의 유전력이 품종별로 각각 0.284 ± 0.233 및 0.042 ± 0.200 로 추정되었다고 보고하였으며, 배(1993)는 Landrace종과 Yorkshire종에 대해 각각 0.013 ± 0.024 및 0.030 ± 0.041 이었다고 보고하였고, 윤(1996)은 Landrace종, Yorkshire종의 유전력이 각각 0.072 ± 0.053 , 0.082 ± 0.085 라고 보고하였다. 오(2005)는 Landrace종, Yorkshire종의 유전력이 각각 0.21, 0.20으로 추정하여 본 연구결과와 비슷한 결과를 보였다.

총 사고두수에 대한 유전력은 0.141로 추정되었다. Serenius(2004)은 Landrace종과 Yorkshire종에 대한 사산두수의 유전력은 각각 0.11, 0.05라고 보고하였고, Holm(2004)은 Landrace종

초산돈의 사산두수에 대한 유전력이 0.04라고 보고하였으며, 오(2005)는 Landrace종과 Yorkshire종에서 각각 0.06, 0.06으로 추정하였다.

3. 유전 상관 및 표현형 상관

Table 8은 각 형질별 유전 상관과 표현형 상관을 나타낸 표이다. 총산자수와 생시 생존 자돈수의 유전 상관 및 표현형 상관은 각각 0.958, 0.925로 모두 높은 정의 상관을 나타내었고, 총산자수와 총 사고두수의 유전 상관 및 표현형 상관은 각각 0.194, 0.379로 표현형 상관이 유전 상관보다 다소 높은 정의 상관을 보였으며, 생시 생존 자돈수와 총 사고두수의 유전 상관 및 표현형 상관에서 각각 -0.089 , -0.002 로 모두 낮은 부의 상관을 보였다.

조(1996)는 생시 복당총산자수와 생시 복당생존자돈수간의 유전상관, 환경상관 그리고 표현형상관이 Duroc종에서 각각 0.98, 0.91 및 0.89이었고, Landrace종이 각각 0.98, 0.92 및 0.93이었고, Large White종이 0.99, 0.90 및 0.92이었다고 보고하였고, Holm(2004)은 Landrace종 초산돈의 복당 생존자돈수와 사산두수에 대한 유전 상관은 -0.02 라고 보고하였으며, 오(2005)는 총산자수와 사산두수, 생시 생존 자돈수에 대한 유전상관은 각각 -0.596 , 0.999 으로 추정하였고, 사산두수와 생시 생존 자돈수에 대한 유전상관은 -0.725 로 추정하였으며, 표현형 상관에서는 총산자수와 생시 생존 자돈수, 사산두수에서 0.955, 0.116으로 추정하였고, 사산두수와 생시 생존 자돈수에서 -0.156 으로 추정하여 본 연구결과와 비슷한 결과를 보였다.

Table 8. Genetic and phenotypic correlation among the each reproductive traits studied

Source	Total No. of born	No. born alive at birth	Total No. of accident
Total No. of born		0.925	0.379
No. born alive at birth	0.958		-0.002
Total No. of accident	0.194	-0.089	

Note : Genetic correlations are below diagonal and phenotypic correlations are above diagonal.

4. 표현형 및 유전적 변화 추세

(1) 총산자수

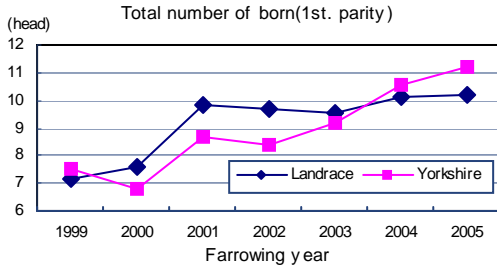


Fig. 1. The trend of phenotypic per farrowing year for the Total number of born.

Fig. 1은 1산차의 총산자수에 대한 표현형 변화추세를 나타낸 그래프이다. 년도가 증가할수록 총산자수가 증가하는 것을 볼 수 있으며 2004년 이후 Yorkshire종의 총산자수가 Landrace 종 보다 더 높아지는 결과를 보였다.

Fig. 2는 1산차의 총산자수에 대한 유전적 변화추세를 나타낸 그래프이다. Yorkshire종의 경우 Landrace종 보다 높은 육종가를 유지하고 있고, 분만년도에 따른 육종가의 변화가 거의 일정하였다. Landrace종의 경우 1999년부터 2001년까지 육종가가 감소하다가 자돈등기 이후인 2001년부터 증가하는 추세를 보였다.

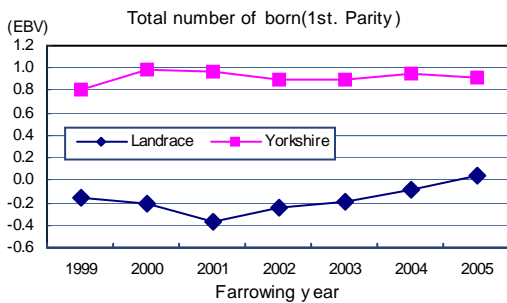


Fig. 2. The trend of genetic per farrowing year for the Total number of born.

(2) 생시 생존 자돈수

Fig. 3은 1산차의 생시 생존 자돈수에 대한 표현형 변화추세를 나타낸 그래프로 총산자수의 표현형 변화추세 그래프와 비슷한 경향을 보였다.

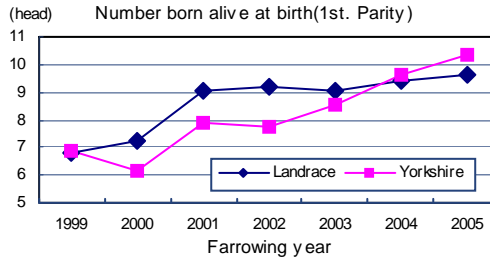


Fig. 3. The trend of phenotypic per farrowing year for the number born alive at birth.

Fig. 4는 1산차의 생시 생존 자돈수에 대한 유전적 변화추세를 나타낸 그래프이다. Fig. 4도 총산자수의 유전적 변화추세와 비슷한 경향을 보였다.

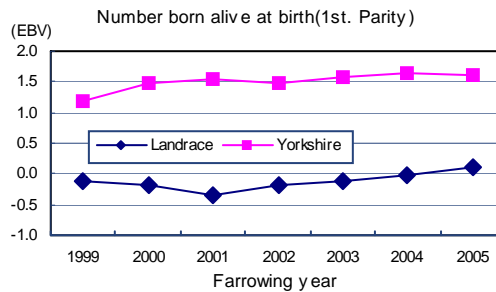


Fig. 4. The trend of genetic per farrowing year for the number born alive at birth.

(3) 총 사고두수

Fig. 5는 1산차의 총 사고두수에 대한 표현형 변화추세를 나타낸 그래프이다. Landrace 보다 Yorkshire종이 모든 년도에서 높게 나타났다.

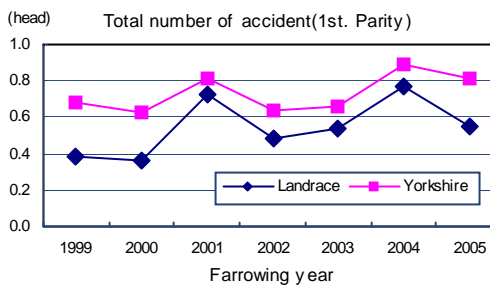


Fig. 5. The trend of phenotypic per farrowing year for the Total number of accident.

Fig. 6은 1산차의 총 사고두수에 대한 유전적 변화추세를 나타낸 그래프이다. Landrace종의 경우 Yorkshire종 보다 높은 육종가를 유지하고 있으며 육종가의 변화가 거의 일정하였고, Yorkshire종의 경우 년도가 증가함에 따라 육종가가 감소하는 추세를 보였다.

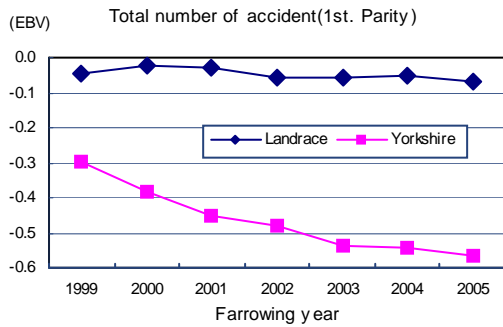


Fig. 6. The trend of genetic per farrowing year for the Total number of accident.

V. 요약

본 연구는 (사)한국중축개량협회에서 1999년부터 2005년까지 농장검정한 Landrace종, Yorkshire종 2개 품종 111,169두의 번식자료를 이용하여 조사 분석하였다.

품종 및 환경요인의 효과 추정은 사용된 모든 품종을 통합하여 분석하였으며, 육종가 및 유전모수의 추정은 1산차의 자료를 이용하여 분석하였으며, 혈통이 없는 자료는 분석에서 제외하였다. 자료의 표준화를 위해 총산자수의 표준편차 3배가 넘는 자료는 제거하였다.

품종의 효과에서는 총산자수, 생시 생존 자돈수 및 총 사고두수에 대해 Yorkshire종이 각각 11.57 ± 0.107 두, 10.69 ± 0.099 두 및 0.88 ± 0.041 두로 나타났고, Landrace종이 각각 11.06 ± 0.108 두, 10.29 ± 0.100 두 및 0.77 ± 0.042 두로 나타나 모든 형질에서 Yorkshire종이 Landrace종보다 유의적으로 높게 나타났다.

유전력은 총산자수 0.246, 생시 생존 자돈수 0.256, 총 사고두수 0.141로 나타났다. 또한, 유

전상관과 표현형상관에서는 총산자수와 생시 생존 자돈수 간에 각각 0.958, 0.925로 모두 높은 정의상관을 나타내었고, 총산자수와 총 사고두수는 각각 0.194, 0.379로 정의상관을 보였으며, 생시 생존 자돈수와 총 사고두수는 각각 -0.089, -0.002로 모두 낮은 부의 상관을 보였다.

총산자수와 생시 생존 자돈수의 유전적 및 표현형 개량 정도에서 자돈등기가 시작된 2001년 이전에는 일정한 경향을 보이지 않다가 2001년 이후부터 증가하는 경향을 보였으며, 총 사고두수는 감소하는 경향을 보였다.

이상의 연구결과를 통해 농장검정도의 번식능력을 파악할 수 있었고, 유전적 및 표현형 변화추세로 미루어 볼 때 (사)중축개량협회에서 2001년부터 실시한 자돈등기로 인해 번식성적의 정확도가 높아졌다고 추정 할 수 있다. 그러나 유전력이 다소 높게 나타난 것은 분만성적이 우수하지 못한 초산차의 성적을 이용하였고, 번식기록 및 혈통관리가 농장별로 일정한 기준이 없어 정확한 결과를 나타내지 못한 것으로 사료된다. 본 연구결과를 바탕으로 하여 검정농가의 산자능력에 대한 폭넓은 연구가 가능할 것으로 사료된다.

주요어 : 번식형질, 자돈등기, 유전모수, 유전력

VI. 인용 문헌

1. Baas, T. J., Christian, L. L. and Rothschild, M. F. 1992. Heterosis and recombination effects in Hampshire and Landrace swine: I. Maternal traits. *J. Anim. Sci.* 70:89.
2. Chen, P., Baas, T. J., Mabry, J. W. and Koehler, K. J. 2003. Genetic correlations between lean growth and litter traits in U.S. Yorkshire, Duroc, Hampshire, and Landrace pigs. *J. Anim. Sci.* 81:1700-1705.
3. Christians, C. J. and Johnson, R. K. 1987. Crossbreeding programs for commercial pork production. PIH-39. Purdue University.

4. Ferraz, J. B. S. and Johnson, R. K. 1993. Animal model estimation of genetic parameters and response to selection for litter size and weight, growth, and backfat in closed seedstock populations of Large White and Landrace swine. *J. Anim. Sci.* 71:850.
5. Gianola, D. and Fernando, R. L. 1986. Bayesian methods in animal breeding theory. *J. Anim. Sci.* 63:217-244.
6. Gu, Y., Haley, C. S. and Thomson, R. 1989. Estimates of genetic and phenotypic parameters of growth and carcass traits from closed lines of pigs on restricted feeding. *Anim. Prod.* 49:467.
7. Harvey, W. R. 1979. Least squares analysis of data with unequal subclass numbers. *USDA. ARS* 20:8.
8. Holm, B., Bakken M., Klemetsdal, G. and Vangen, O. 2004. Genetic correlations between reproduction and production traits in swine. *J. Anim. Sci.* 82:3458-3464.
9. Irgang, R., Favero, J. A. and Kennedy, B. W. 1994. Genetic parameters for litter size of different parities in Duroc, Landrace and Large White Sows. *J. Anim. Sci.* 72:2237.
10. Jensen, J. and Madsen, P. 1994. DMU: A package for the analysis of multivariate mixed models. *Proc. 5th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod.* 22:45-46.
11. Keele, J. W., Long, T. E. and Johnson, R. K. 1991. Comparison of methods of estimating variance components in pigs. *J. Anim. Sci.* 69: 1428.
12. Kerr, J. C. and Cameron, N. D. 1995. Reproductive performance of pigs selected for components of efficient lean growth. *J. Anim. Sci.* 60:281.
13. Long, T. E., Johnson, R. K. and Keele, J. W. 1991. Effects of selection of data on estimates of breeding values by three methods for litter size, backfat, and average daily gain in swine. *J. Anim. Sci.* 69:2787.
14. Mercer, J. T. and Crump, R. E. 1990. Genetic parameter estimates for reproductive traits in purebred Landrace pig. *Proceeding of 4th World Congress Genetics Applied Livestock Production.* Edinburgh. XV:489.
15. Misztal, I. 2001. BLUPF90 family package. <http://nce.ads.uga.edu>
16. Park, Y. I., Kim, N. H., Jung, Y. C. and Hong, S. H. 1993. Comparison of 2-breed crosses, 3-breed crosses and other multiple crosses for certain reproductive traits in swine. *Proc. 7th World conf. Anim. Prod.* 2:56-57.
17. SAS. 2003. SAS/STAT guide for personal computers@8.2 SAS institute Inc., Cary, NC., USA.
18. See, M. T., Marby, J. W. and Bertrand, J. K. 1993. Restricted maximum likelihood estimation of variance components from field data for number of pigs born alive. *J. Anim. Sci.* 71:2905.
19. Serenius, T., Sevón-Aimónen, M.-L., Kaune, A., Mäntysaari, E. A. and Mäki-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.* 82:2301-2306.
20. Southwood, O. I. and Kennedy, B. W. 1990. Estimation of direct and maternal genetic variance for litter size in Canadian Yorkshire and Landrace swine using an animal model. *J. Anim. Sci.* 68:1841.
21. Woodward, B. W., Mabry, J. W., See, M. T., Bertrand, J. K. and Benyshek, L. L. 1993. Development of an animal model for across-herd genetic evaluation of number born alive in swine. *J. Anim. Sci.* 71:2040.
22. 김병우. 2001. 교배용돈 효과를 포함한 요크셔종 번식형질의 유전모수 추정에 관한 연구. 경상대학교 석사학위논문.
23. 김성훈, 정영철, 박영일, 1991. 돼지의 복당산자수와 생시복당 체중에 대한 유전모수의 추정, 한축지. 33:536.
24. 배규환. 1993. 순종과 교잡종 능력에 근거한 중

- 모든 평가에 관한 연구. 서울대학교 박사학위 논문.
25. 오하식. 2005. 경상남도 가야 GGP 계열화 돈군의 경제형질에 대한 유전적 변화 추세 추정. 경상대학교 박사학위논문.
26. 윤호백. 1996. 돼지의 발정재귀일수, 복당산자수 및 복당체중에 대한 유전모수 추정에 관한 연구. 서울대학교 석사학위논문.
27. 이동호. 2002. 종빈돈의 분만성적에 미치는 품종 및 교배조합 효과 추정. 경상대학교 석사학위논문.
28. 조용민. 1996. 다형질 애니멀 모델에 의한 돼지의 복당산자수 및 복당체중에 대한 유전모수 추정에 관한 연구. 서울대학교 석사학위논문. (접수일자 : 2008. 1. 22. / 채택일자 : 2008. 1. 30.)