

ESTIMACIÓN DE LOS EFECTOS DEL MANEJO REPRODUCTIVO Y SU INFLUENCIA EN LA SELECCIÓN DEL TAMAÑO DE LA CAMADA EN PORCINO

D. BABOT ¹, J.L. NOGUERA ¹, L. ALFONSO ², J. ESTANY ¹

¹ Área de Producción Animal. Centre UdL-IRTA, 25198 Lleida, España.
dbabot@prodan.udl.es

² Dpto. Producción Agraria, UPNA, 31006. Pamplona, España

RESUMEN

Con datos procedentes de poblaciones de campo (37.920 partos producidos en granjas de selección y 95.240 partos producidos en granjas de producción) se ha analizado la influencia de la edad al primer parto, de la duración de la lactación, de la duración del intervalo destete-cubrición fértil y del tipo de cubrición fértil sobre el número de lechones nacidos vivos por parto (NV). Además, utilizando datos simulados se ha evaluado el interés de considerar estos factores de manejo en el modelo de evaluación genética para NV.

Los factores de manejo analizados influyen de forma significativa ($p < 0,05$) sobre NV, en magnitud y sentido similar en las poblaciones de selección y de producción. Mediante simulación se comprueba que omitir la influencia de los factores de manejo anteriores en el modelo de evaluación genética no interfiere en la respuesta a la selección, aunque puede conducir a la obtención de predictores sesgados del valor genético.

PALABRAS CLAVE: Porcino
Tamaño de la camada
Efectos de manejo
Selección

INTRODUCCIÓN

El tamaño de la camada es uno de los caracteres económicamente más importantes en las explotaciones destinadas a la producción de lechones (Legault, 1979; Babot *et al.*, 1989). Al ser un carácter con heredabilidad próxima a 0,10 (Haley *et al.*, 1988) los factores no genéticos, o sea ambientales, juegan un papel importante en su expresión. Así, las revisiones realizadas por Fahmy (1981) y Clark y Leman (1986ab) resaltan la importancia

Recibido: 10-3-99

Aceptado para su publicación: 3-12-99

del manejo de los animales a la hora de explicar el tamaño de la camada. En general, existe acuerdo en que son especialmente importantes los efectos de la edad al primer parto (Noguera y Gueblez, 1984; Clark *et al.*, 1988; Gueblez *et al.*, 1988; Schukken *et al.*, 1994; Legault *et al.*, 1996; Culbertson *et al.*, 1997; Le Cozler *et al.*, 1998), la duración de la lactación, el intervalo destete cubrición fértil en el ciclo precedente (Clark *et al.*, 1988; Aumaitre *et al.*, 1997; Le Cozler *et al.*, 1997) y el tipo de cubrición (Flowers y Alhusen, 1992; Sorensen, 1990).

No obstante, los resultados obtenidos en relación a su efecto sobre la prolificidad no son siempre coincidentes, posiblemente debido al manejo diferencial entre poblaciones, fundamentalmente entre poblaciones de selección y de producción. Conocer el efecto de estos factores sobre el tamaño de la camada en las condiciones de manejo de las granjas de producción es interesante por su repercusión económica. En los núcleos de selección también es importante conocer su influencia, pues es necesario plantear un modelo de evaluación genética del tamaño de la camada que ofrezca predicciones insesgadas del valor genético de los animales (Henderson, 1975).

El presente trabajo tiene como objetivo estimar, en poblaciones de selección y producción, la influencia de la edad al parto, duración de la lactación, duración del intervalo destete cubrición fértil y tipo de cubrición fértil sobre el carácter número de lechones nacidos vivos por parto. Se evalúa también, mediante el análisis de poblaciones simuladas, el interés de considerar estos efectos en el modelo de evaluación genética.

MATERIAL Y MÉTODOS

Poblaciones de campo

Los datos de campo analizados han sido obtenidos de las bases de datos del sistema GTEP-IRTA (Noguera *et al.*, 1992). Los datos utilizados fueron recogidos en el período 1988-1993 y pertenecen a las granjas de selección (Tabla 1) y de producción (Tabla 2) de dos esquemas de mejora, que utilizan en la línea materna cerdas *Landrace* (LD) y verracos *Large White* (LW) para producir híbridas (LDxLW). Denominaremos como LD-1, LW-1 y LD-2 y LW-2 a las cerdas de raza pura (núcleo y multiplicación) de cada uno de los dos esquemas respectivamente. Para las cerdas del nivel de producción (LDxLW) se han considerado dentro de cada esquema dos agrupaciones de productores, que denominaremos AG-1, AG-2 para el esquema 1 y AG-3, AG-4 para el esquema 2. Estas agrupaciones se han realizado agrupando las granjas por proximidad geográfica y contemplando que en cada una de ellas actúe un mismo equipo técnico. Cada esquema se ha analizado de forma independiente y, dentro de cada esquema, los datos de selección y de producción también se han tratado de forma separada por no disponer de conexión genealógica entre los dos estratos.

Los datos disponibles fueron tratados mediante un modelo animal con repetibilidad (Henderson, 1984). El modelo empleado parte del que actualmente se está utilizando en la predicción de valores genéticos para el número de lechones nacidos vivos (Estany *et al.*, 1993).

TABLA 1
DESCRIPCIÓN DE LA INFORMACIÓN REPRODUCTIVA DE LAS CUATRO POBLACIONES DE SELECCIÓN ANALIZADAS

Description of reproductive data from the four purebred populations analyzed

	Población							
	LD-1 (n=13084)		LD-2 (n=13619)		LW-1 (n=2762)		LW-2 (n=8455)	
	μ	σ	μ	σ	μ	σ	μ	σ
NV	9,7	2,5	8,7	2,5	9,7	2,9	8,7	2,8
EP1 (días)	354,9	34,3	369,7	34,7	379	40	372	36
DL (días)	26,3	4,1	26,4	5,7	27,8	4,1	27,6	8,3
IDCF (días)	15,3	22,3	13,9	18,2	17,1	24,7	11,6	15,1
IA (%)	5,9		100,0		31,7		100,0	

n: número de registros
 NV: Número de lechones nacidos vivos por parto
 EP1: Edad al primer parto
 DL: Duración de la lactación
 IDCF: Intervalo destete-cubrición fértil
 IA: Inseminación artificial
 μ : media aritmética
 σ : desviación típica fenotípica

TABLA 2
DESCRIPCIÓN DE LA INFORMACIÓN REPRODUCTIVA DE LAS CUATRO AGRUPACIONES DE PRODUCCIÓN ANALIZADAS

Description of reproductive data from the four commercial populations analyzed

	Población							
	AG-1 (n=24644)		AG-2 (n=25446)		AG-3 (n=10458)		AG-4 (n=34692)	
	μ	σ	μ	σ	μ	σ	μ	σ
NV	10,0	2,8	10,1	2,6	10,1	2,9	10,0	2,9
DL (días)	24,4	3,8	26,2	5,8	29,9	4,7	30,2	6,7
IDCF (días)	12,9	19,0	13,5	22,3	8,8	11,1	10,5	13,4

n: número de registros
 NV: Número de lechones nacidos vivos por parto
 DL: Duración de la lactación
 IDCF: Intervalo destete-cubrición fértil
 μ : media aritmética
 σ : desviación típica fenotípica

$$y_{ijkl} = \mu + OP_i + GAE_j + a_k + p_k + e_{ijkl}$$

donde:

- y_{ijkl} = número de lechones nacidos vivos en el parto i
 μ = media poblacional
 OP_i = efecto del ordinal de parto (1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9 y más partos)
 GAE_j = granja año estación de parto
 a_k = efecto genético aditivo del animal (aleatorio)
 p_k = efecto permanente de la cerda (aleatorio)
 e_{ijkl} = efecto residual (aleatorio)

A este modelo, que denominaremos como base, se le añaden de forma individual, y conjunta, los siguientes efectos de manejo (EM): edad al primer parto (EP1), edad al parto (EP), duración de la lactación (DL), duración del intervalo destete-cubrición fértil (IDCF) y tipo de cubrición fértil (TCF). Las variables EP1, EP, DL, e IDCF se definieron como covariables asumiendo una relación lineal con NV. Estas variables se trataron de forma común a todos los partos o de forma jerarquizada a OP, para contrastar la existencia de interacciones. Para el efecto TCF se han considerado dos niveles: MN (monta natural) e IA (inseminación artificial). Se ha exigido que para cada nivel de GAE y OP existan un mínimo de 15 datos del tipo de cubrición menos frecuente, lo que limitó los análisis a un subconjunto de datos de las poblaciones de selección LD-1 (1745 partos) y LW-1 (1558 partos). No se ha considerado el número de montas, dado que en todas las poblaciones se realizan montas dobles, tanto para IA como para MN. En las poblaciones de producción no se disponía de datos fiables ni de la edad (EP1, EP) ni del tipo de cubrición fértil y por tanto estos efectos no pudieron ser considerados.

A partir del modelo anterior se han obtenido los estimadores BLUE (*Best Linear Unbiased Estimator*) de los efectos fijos, que se contrastaron mediante un *test* F (Boik *et al.*, 1993). El modelo se resolvió mediante el programa PEST (Groeneveld *et al.*, 1990) asumiendo como verdaderas sus componentes de varianzas estimadas sobre los propios datos (Babot, 1997).

Población simulada

Se simuló una población base formada por 200 hembras y 20 machos no emparentados y no consanguíneos. Estos animales se aparearon al azar para producir aleatoriamente un máximo de cuatro registros de prolificidad en dos años. A partir de este período inicial, la población evolucionó durante cinco años en generaciones solapadas de acuerdo con una tasa de renovación semestral del 25 % en hembras y del 50 % en machos. Se asumió una vida útil máxima de dos años tanto para los machos como para las hembras.

Los apareamientos entre animales se realizaron al azar y se asumió un intervalo medio entre partos de seis meses. En cada parto, se produjeron dos descendientes hembras y un macho candidatos a la selección. Una vez finalizado el período de crecimiento de estos animales (seis meses), se seleccionaron el 5 % de los machos y el 12,5 % de las hembras.

Los registros de NV se simularon partiendo del modelo base descrito previamente para los datos de campo, asumiendo una distribución normal para los efectos aleatorios (a , p y e). Se trataron dos casos en relación a la estructura de varianzas, con valores de varianza genética aditiva (0,36 y 1,13), ambiental permanente (0,44 y 0,45) y residual de

(5,00 y 8,01). El primer caso, con $h^2 = 0,06$, se corresponde a una estructura de varianzas similar a la estimada en las poblaciones de campo anteriores (Alfonso *et al.*, 1997; Babot, 1997), mientras que el segundo, con $h^2 = 0,12$, se corresponde a una estructura de varianzas similar a la estimada en las poblaciones de Dinamarca por Estany y Sorensen (1995). Los valores genéticos de los animales se simularon a partir de un modelo genético infinitesimal, considerando la población en equilibrio de Hardy-Weinberg y en equilibrio de ligamiento (p.e., Sorensen y Kennedy, 1984). Así, el valor genético del descendiente i -ésimo (a_i), cuyos parentales son s y d , con coeficientes de consanguinidad F_s y F_d respectivamente, vendrá dado por $a_i \approx N(0,5(a_s + a_d), 0,5(1 - \bar{F}_i)\sigma_a^2)$, siendo $\bar{F}_i = (F_s + F_d) - 2$.

Para contrastar la importancia de los EM en la evaluación genética se asume que estos efectos influyen sobre el carácter NV, pero luego su efecto no se considera en el modelo de evaluación genética. En concreto se simula la influencia de EP1 y de DL. Estos dos casos pueden verse como ejemplos de efectos con diferente grado de correlación genética (r_G) con NV y que inciden de forma distinta en las cerdas primíparas o múltiparas, por lo que son generalizables a otras situaciones. En la simulación se asume una distribución normal para los EM y dos valores de varianza fenotípica para EP1 (900 y 1600) y DL (16 y 36). Se tratan también dos valores para el efecto, que se asume lineal (b_{EM}), EP1 ($b_{EM} = 0,00$ y $0,02$) y DL ($b_{EM} = 0,00$ y $0,04$) sobre NV. La existencia de correlación genética entre EM y NV sólo se trata para EP1 asumiendo un valor de $r_G = 0,1$. Todos estos parámetros se han tomado a partir de valores extremos observados en las poblaciones de campo o de los referidos en la bibliografía (Alfonso *et al.*, 1991; Rydhmer *et al.*, 1992). Con la finalidad de evitar valores muy extremos, se despreciaron los registros de EP1 y DL situados fuera del intervalo $\mu_{EP1} \pm 80$ y $\mu_{DL} \pm 10$ días.

La selección de los futuros reproductores se realizó cada seis meses por truncamiento, a partir de los valores genéticos predichos para NV con el modelo base sin incluir los EM. En todos los casos se contempló la matriz de parentesco completa y las mismas relaciones de varianza que las utilizadas en la simulación. Para la simulación de la población y la obtención de los predictores BLUP se utilizó *software* propio, basado en las subrutinas del paquete FSPAK (Pérez-Enciso *et al.*, 1994).

Los criterios utilizados para contrastar la importancia de omitir los EM en el modelo de evaluación genética fueron la respuesta (R) y la respuesta estimada (R_e) después de 10 ciclos de selección. R y R_e se calcularon como media de los valores genéticos reales y predichos respectivamente, siempre para los descendientes de los animales activos. Se calculó también la varianza de la respuesta (σ_R^2) y de la respuesta estimada ($\sigma_{R_e}^2$) entre las 500 repeticiones realizadas. El error típico empírico de estimación se obtuvo como

$$\sqrt{\sigma_R^2/500} \text{ y } \sqrt{\sigma_{R_e}^2/500}$$

RESULTADOS

Estimación de efectos de manejo en las poblaciones de campo

Los resultados obtenidos al considerar los efectos EP, DL, IDCF y TCF, de forma independiente o simultánea, fueron similares. Por ello en las Tablas 3 a 7 se presentan solamente los resultados obtenidos al contemplar de forma simultánea todos los efectos de manejo considerados. En estas Tablas puede verse cómo en la mayoría de casos los efec-

tos de manejo considerados influyen sobre NV y además que existe interacción entre los mismos y el orden de parto.

El efecto EP (Tabla 3), como coeficiente común a todos los partos, fue negativo en las poblaciones de selección LD-1 ($p < 0,01$), LD-2 ($p < 0,01$) y LW-2 ($p < 0,05$). En la Tabla 3 se presentan también las estimaciones del efecto EP dentro de cada uno de los primeros cinco partos, por ser de los que se dispone más información. EP, dentro de OP, muestra un efecto significativo con signo positivo en el primer nivel de OP en las poblaciones LW-1, LD-2 y LW-2. Así, en estas poblaciones, cada día de incremento de EP1 comportó un aumento de entre 0.005 y 0.008 lechones nacidos vivos al parto. A partir del segundo parto el efecto de la edad tiende a tener menor magnitud, cambiando de signo en algunos casos (LD-1, LD-2, LW-2). Estos resultados pondrían en evidencia la importancia de EP1 sobre el nivel reproductivo de los animales. En la población LD-1 parece que existe más efecto en el segundo que en el primer parto. Aunque difícil de explicar, este resultado coincide con una menor edad a la primera cubrición que hace pensar en una mayor precocidad sexual o un manejo distinto en las primerizas de esta población.

TABLA 3

EFFECTO MEDIO (s.e.) DE LA EDAD AL PARTO (lechones/día) SOBRE EL NÚMERO DE NACIDOS VIVOS EN LAS POBLACIONES DE SELECCIÓN

Overall effect (s.e.) of age at parity (piglets/day) on the number of piglets born alive in purebred populations

OP	POBLACIÓN			
	LD-1	LW-1	LD-2	LW-2
1 a 9	-0,0013 (0,0004) **	-0,0001 (0,0009) ns	-0,0011 (0,0001) **	-0,0009 (0,0004) *
1	-0,0001 (0,0010) ns	0,0081 (0,0029) **	0,0052 (0,0012) **	0,0069 (0,0013) **
2	0,0028 (0,0009) **	0,0016 (0,0030) ns	0,0013 (0,0011) ns	0,0038 (0,0016) **
3	-0,0011 (0,0008) ns	-0,0016 (0,0027) ns	-0,0012 (0,0011) ns	0,0010 (0,0015) ns
4	-0,0031 (0,0009) **	0,0006 (0,0022) ns	-0,0024 (0,0012) *	-0,0004 (0,0015) ns
5	-0,0019 (0,0009) ns	0,0005 (0,0022) ns	-0,0024 (0,0012) *	-0,0024 (0,0016) ns

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$, ns: no significativo.

OP: Orden de parto.

El efecto DL, como media para el conjunto de partos, fue significativo tanto en las poblaciones de selección (Tabla 4) como en las agrupaciones comerciales (Tabla 5). La magnitud de las estimas obtenidas para el conjunto de partos en las poblaciones de selección osciló entre 0,024 y 0,036 lechones por día y en las comerciales entre 0,016 y 0,041 lechones por día. El efecto DL dentro de orden de parto tiende a tener signo positivo, pero en la mayoría de casos no fue significativo.

TABLA 4
EFFECTO MEDIO (s.e.) DE LA DURACIÓN DE LA LACTACIÓN (lechones/día)
SOBRE EL NÚMERO DE NACIDOS VIVOS EN LAS POBLACIONES DE
SELECCIÓN

Overall effect (s.e.) of lactation length (piglets/day) on the number of piglets born alive in purebred populations

OP	POBLACIÓN			
	LD-1	LW-1	LD-2	LW-2
2 a 9	0,031 (0,007) **	0,036 (0,016) **	0,024 (0,006) **	0,026 (0,005) **
2	0,023 (0,012) ns	0,056 (0,034) ns	0,016 (0,011) ns	0,015 (0,022) ns
3	0,034 (0,013) ns	0,079 (0,031) *	0,007 (0,013) ns	0,010 (0,024) ns
4	0,044 (0,014) **	0,008 (0,035) ns	0,026 (0,013) ns	0,018 (0,023) ns
5	0,043 (0,016) *	0,009 (0,044) ns	0,023 (0,016) ns	0,008 (0,025) ns

* p < 0,05; ** p < 0,01.

OP: Orden de parto.

El efecto medio de IDCF para el conjunto de partos, en las poblaciones de selección (Tabla 6), únicamente presentó un efecto significativo (p < 0,01) en LD-2 y LW-2. En estas dos poblaciones el coeficiente de regresión lineal asociado a esta variable osciló entre 0,006 y 0,007 lechones nacidos vivos por día. En las poblaciones comerciales (Tabla 7) el rango de variación del efecto IDCF fue mayor, con valores situados entre 0,002 y 0,011 lechones por cada día de incremento del intervalo. El efecto IDCF, dentro de OP, presentó también un comportamiento heterogéneo. En general puede decirse que mientras en los primeros partos NV aumenta con el IDCF, a medida que el animal envejece NV tiende a verse menos afectado por IDCF.

TABLA 5
EFFECTO MEDIO (s.e.) DE LA DURACIÓN DE LA LACTACIÓN (lechones/día)
SOBRE EL NÚMERO DE NACIDOS VIVOS ESTIMADO
EN LAS POBLACIONES DE PRODUCCIÓN

Overall effect (s.e.) of lactation length (piglets/day) on the number of piglets born alive in purebred populations

OP	AG-1	AG-2	AG-3	AG-4
2 a 9	0,026 (0,001) **	0,016 (0,004) **	0,041 (0,007) **	0,022 (0,003) **
2	0,015 (0,017) ns	0,002 (0,010) ns	0,004 (0,018) ns	0,003 (0,008) ns
3	0,025 (0,017) ns	-0,003 (0,011) ns	0,002 (0,020) ns	0,003 (0,008) ns
4	-0,010 (0,018) ns	-0,003 (0,012) ns	0,006 (0,023) ns	-0,007 (0,010) ns
5	-0,012 (0,021) ns	0,010 (0,016) ns	-0,038 (0,026) ns	-0,002 (0,011) ns

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$.

OP: Orden de parto.

TABLA 6
EFFECTO MEDIO (s.e.) DEL INTERVALO DESTETE-CUBRICIÓN FÉRTIL
(lechones/día) SOBRE EL NÚMERO DE NACIDOS VIVOS EN LAS
POBLACIONES DE SELECCIÓN

Overall effect (s.e.) of weaning to conception interval (piglets/day) on the number of piglets born alive in purebred populations

OP	POBLACIÓN			
	LD-1	LW-1	LD-2	LW-2
2 a 9	0,001 (0,001) ns	0,007 (0,004) ns	0,006 (0,002) **	0,007 (0,002) **
2	0,009 (0,002) **	0,012 (0,007) ns	0,012 (0,002) **	0,011 (0,005) *
3	0,001 (0,003) ns	0,014 (0,008) ns	0,009 (0,003) ns	0,008 (0,006) ns
4	-0,010 (0,003) *	0,007 (0,010) ns	0,003 (0,004) ns	0,004 (0,007) ns
5	-0,002 (0,004) ns	-0,001 (0,009) ns	-0,006 (0,005) ns	-0,005 (0,008) ns

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$.

OP: Orden de parto.

TABLA 7
EFFECTO MEDIO (s.e.) DEL INTERVALO DESTETE-CUBRICIÓN FÉRTIL
(lechones/día) SOBRE EL NÚMERO DE NACIDOS VIVOS ESTIMADO EN LAS
POBLACIONES DE PRODUCCIÓN

Overall effect (s.e.) of weaning to conception interval (piglets/day)
on the number of piglets born alive in commercial populations

OP	POBLACIÓN			
	AG-1	AG-2	AG-3	AG-4
2 a 9	0,011 (0,001) **	0,009 (0,001) **	0,002 (0,002) ns	0,010 (0,001) **
2	0,006 (0,004) ns	0,007 (0,003) *	0,017 (0,007) *	0,004 (0,003) ns
3	0,013 (0,004) **	0,009 (0,004) *	-0,006 (0,008) ns	0,003 (0,004) ns
4	-0,002 (0,005) ns	0,001 (0,005) ns	-0,002 (0,009) ns	0,010 (0,005) *
5	0,008 (0,007) ns	0,001 (0,005) ns	-0,008 (0,010) ns	-0,007 (0,005) ns

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$.

OP: Orden de parto.

El efecto TCF fue significativo ($p < 0,05$) en las dos poblaciones de selección de la empresa 1 analizadas (LD-1 y LW-1). Las diferencias obtenidas entre los dos tipos cubrición fueron de $0,224 \pm 0,114$, en LD-1, y de $0,277 \pm 0,125$, en LW-1, siempre a favor de la monta natural.

Los resultados expuestos ponen de manifiesto una influencia significativa de los EM sobre NV, de magnitud similar en las poblaciones de producción y de selección. Veamos a continuación si en estas últimas poblaciones el proceso de selección de los animales se verá influenciado por la variación ambiental existente en los EM.

Implicación del manejo de los animales en la predicción de valores genéticos y en la respuesta a la selección

Los resultados obtenidos mediante simulación se presentan en la Tabla 8. Puede verse como la respuesta obtenida fue poco sensible a los factores de manejo, manteniéndose prácticamente invariante en los diferentes casos tratados. No obstante, es posible que en condiciones de manejo extremas pueda detectarse pérdida de respuesta por omitir efectos de manejo en el modelo de evaluación genética de NV.

En la Tabla 8 puede verse además como la correlación genética (r_G) existente entre el EM y NV es el factor que más influye en la respuesta y en la respuesta estimada, obtenidas después de omitir la influencia de EM en el modelo de evaluación genética de NV.

TABLA 8
INFLUENCIA DE LA OMISIÓN DE LOS EFECTOS DE MANEJO (EM)
EN EL MODELO DE EVALUACIÓN GENÉTICA SOBRE LA RESPUESTA
A LA SELECCIÓN (R) Y SU ESTIMA (R_e)

Influence of omission of management effects (EM) on the response (R) and their estimate (R_e)

EM	b _{EM}	r _G	σ ² _{EM}	h ² =0,06		h ² =0,12	
				R	R _e	R	R _e
EP1	0,00	0,00	0,00	1,10	1,09	2,26	2,26
	0,02	0,00	900	1,08	1,09	2,27	2,28
	0,02	0,00	1600	1,09	1,10	2,27	2,29
	0,02	0,10	900	1,12	1,13	2,32	2,34
	0,02	0,10	1600	1,10	1,14	2,32	2,36
DL	0,04	0,00	16	1,07	1,09	2,27	2,28
	0,04	0,00	36	1,08	1,08	2,29	2,29

El error empírico máximo fue de 0,01 para h²=0,06, y de 0,02 para h²=0,12

b_(EM): Coeficientes de regresión de nacidos vivos sobre EM

r_G: Correlación genética entre EM y nacidos vivos

σ²_{EM}: Varianza fenotípica del EM

EP1: Edad al primer parto

DL: Duración de la lactación

Así, cuando no existe relación genética entre EM y NV (casos DL y EP1 con r_G = 0) utilizar un modelo de evaluación incorrecto por omitir EM no afecta ni a la respuesta ni a la respuesta estimada. En cambio, si el EM que se omite está correlacionado genéticamente con NV la respuesta no varía, pero la respuesta estimada está sesgada, concretamente en el caso de omitir EP1 (r_G = 0,10) se produce sobrestimación.

Como era de esperar el sesgo tiende a aumentar cuando se incrementa la variabilidad o la magnitud del efecto EM que se omite y a medida que se suceden los ciclos de selección. El sesgo en la respuesta se produce como consecuencia del sesgo en los valores genéticos predichos para los animales. Como ejemplo de este comportamiento puede verse en la Fig. 1 cómo los valores genéticos predichos al omitir EP1, para el caso más próximo a las condiciones de las poblaciones analizadas, están sobrestimados con independencia de la edad en la que se produce el primer parto del animal. En este caso, el sesgo se debe a la existencia de respuesta correlacionada en EP1, con lo que los animales con primeros partos producidos al final de la simulación están afectados por una media de edad al primer parto superior a los animales que tienen su primer parto en la población base. Si no se corrige EP1, entonces la predicción del valor genético de NV absorbe parte de la respuesta en EP1.

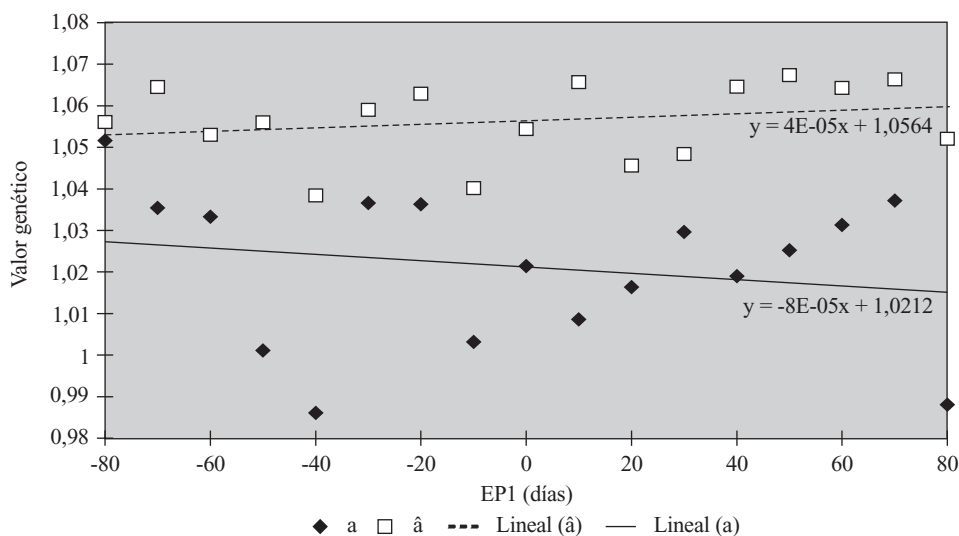


Fig. 1.-Valores genéticos medios reales (a) y predichos (â) en función de la edad al primer parto (EP1)

Real (a) and predicted (â) genetic values according to age at first parity (EP1)

Valores obtenidos después de simular un efecto EP1 de 0,02 lechones por día y después de 10 ciclos de selección omitiendo este efecto en el modelo de evaluación, siendo $r_G = 0,10$, $h^2 = 0,06$ y $\sigma_{EP1}^2 = 900$

DISCUSIÓN

Los resultados presentados muestran un manejo reproductivo similar en las granjas de selección y de producción. En estas condiciones, los estimadores obtenidos en las poblaciones de campo indican que los efectos EP, DL, IDCF y TCF influyen de forma significativa sobre NV y por tanto explican parte de la variabilidad de este carácter, tanto en explotaciones de producción como de selección.

Para EP, la principal fuente de variación se debe a EP1. La magnitud del efecto estimado para EP1, entre 0,005 y 0,008 lechones por día, fue similar al encontrado por Noguera y Gueblez (1984), Clark *et al.* (1988) y Bidanel (comunicación personal) analizando datos en un rango similar de EP1 (entre 350 y 380 días). La relación lineal encontrada entre EP1 y NV estaría de acuerdo con los resultados obtenidos por Le Cozler *et al.* (1998). Esta relación lineal sólo parece justificable cuando la mayoría de animales producen su primer parto en un rango de escasa amplitud. En condiciones más heterogéneas de manejo cabe esperar una relación cuadrática entre EP1 y NV, tal como encuentran Schukken *et al.* (1994) para un rango de EP1 entre 300 y 400 días. En condiciones de campo, las diferencias en EP1 pueden representar variaciones de más de un lechón, tal como se ha estimado en las poblaciones de Dinamarca (Estany y Sorensen, 1995) y de Holanda (Schukken *et al.*, 1994).

Para DL, los valores estimados (entre 0,016 a 0,041 lechones por día) son similares a los presentados por Noguera *et al.* (1983), Clark y Leman (1987), Lynch *et al.* (1994) y

Aumaitre *et al.* (1997). Todos estos resultados, obtenidos mayoritariamente para lactaciones superiores a 21 días, tienden a confirmar la existencia de un efecto lineal de DL sobre el tamaño de la camada cercano a 0,03 lechones por día. La magnitud del efecto DL tiende a ser mayor para ordenes de parto superiores al segundo. Estos resultados coinciden con los obtenidos por Le Cozler *et al.* (1997) e indican que el grado de madurez y desgaste fisiológico juega un papel determinante. Además, el efecto de DL sobre NV puede ser mayor a medida que se reduce la edad al destete por debajo de los 21 días, dado que en este caso la relación entre DL y NV puede ser cuadrática (Lewis, 1990). En este sentido, Xu *et al.* (1993), Lynch *et al.* (1994) y Aumaitre *et al.* (1997) encuentran una reducción considerable, que puede llegar a 0,05 lechones por cada día de reducción de DL por debajo de la media de 21 días.

Para IDCF, los resultados obtenidos presentan mayor heterogeneidad, tanto en las poblaciones de selección como en las comerciales. Así, sólo se detectaron como significativos los coeficientes lineales en algunas poblaciones y en muy pocos ordenes de parto. La ausencia del efecto cuadrático encontrado por Noguera *et al.* (1983) puede ser debida a que en la mayoría de poblaciones analizadas la media de IDCF está por encima del valor 8 presentado por Le Cozler *et al.* (1997) como punto de inflexión. Todos estos resultados deben considerarse con precaución dado que modelizar adecuadamente el efecto IDCF y sus relaciones con otras variables como DL o NV puede ser difícil y los resultados no son siempre coincidentes. Así, por ejemplo, Noguera *et al.* (1983) y Le Cozler *et al.* (1997) encuentran una relación cuadrática entre IDCF y DL y en cambio Xue *et al.* (1993) presentan una relación lineal entre ambas variables.

El tipo de cubrición fértil también influye sobre la prolificidad. Las diferencias entre MN e IA en general favorecen a MN. La magnitud de las diferencias estimadas en las poblaciones de selección (entre 0,2 y 0,3 lechones menos para la IA) está dentro del rango obtenido en otras poblaciones con una metodología similar (Sorensen, 1990; Babot *et al.*, 1991; Batallé, 1996). Del conjunto de estos trabajos se desprende que la IA puede suponer una penalización de la prolificidad de hasta un lechón. El desconocimiento de las causas fisiológicas que motivan la diferencia entre MN e IA (Bolet y Legault, 1982) hacen pensar que puedan deberse únicamente a una deficiente utilización de la técnica de IA.

De todo lo anterior puede generalizarse que, en la práctica de la producción porcina, el modo de manejar reproductivamente a los animales (EP1, DL, IDCF y TCF) puede incidir de forma importante sobre NV, tanto en explotaciones de producción como de selección. Además, todos los resultados indican una influencia del manejo reproductivo de magnitud y sentido similar en las poblaciones de selección (en animales de raza pura) y en las poblaciones de producción (animales cruzados). En las explotaciones de producción la importancia de los efectos de manejo recae en su influencia directa e indirecta sobre el rendimiento técnico y económico. Así, su influencia sobre NV debe ser considerada a la hora de realizar una planificación global del manejo de los animales. Además, en las explotaciones de selección la importancia de la variabilidad en el manejo de los animales y su efecto sobre un carácter criterio como NV puede ser especialmente relevante, dado que existe la posibilidad de que interfiera en la predicción de valores genéticos y por tanto condicione la eficiencia de la selección realizada.

En la práctica, en las poblaciones porcinas de selección españolas no es habitual que los modelos de evaluación genética utilizados para describir NV consideren efectos relacionados con el manejo reproductivo de los animales, aunque como se ha visto previamente existen evidencias claras de su influencia sobre NV. En principio, la magnitud y

significación obtenidas en las poblaciones de campo para la influencia de EM sobre NV justificarían la inclusión de estos efectos en el modelo de evaluación genética. Esta forma de proceder ya se está aplicando en algunas poblaciones europeas donde el modelo de evaluación considera efectos como la edad al parto (Bidanel y Ducos, 1993), la edad al primer parto (Andersen *et al.*, 1993) o el tipo de cubrición (Long *et al.*, 1990; Andersen *et al.*, 1993; Bidanel y Ducos, 1993).

La inclusión de efectos de manejo en el modelo de evaluación permitirá corregir mejor la variación ambiental existente y por tanto evitar fuentes de sesgo (Henderson, 1975). De todas formas, los resultados sugieren que no es de esperar incrementos de respuesta relevantes asociados a esta forma de proceder, de igual forma que en general no existirá pérdida de respuesta asociada a la omisión de los mismos en el modelo. En general, el sesgo causado por la omisión de EM será despreciable siempre que no exista relación genética entre el efecto omitido y el carácter evaluado, tal como sucede en el caso de omitir DL. En esta situación se ha visto como la correlación entre los valores genéticos predichos en poblaciones de campo considerando u omitiendo EM será próxima a la unidad (Alfonso *et al.*, 1991; Babot *et al.*, 1994). En cambio, el sesgo en los valores genéticos predichos y en la respuesta estimada puede ser importante cuando el efecto omitido esté relacionado con el carácter evaluado. Así, al omitir EP1 ($r_G = 0,10$) la respuesta en NV se sobrestima. Esto se produce como consecuencia de existir confusión entre la respuesta en el carácter relacionado y la respuesta en el carácter seleccionado. Así, omitir la información de un EM relacionado con NV ejerce un efecto sobre el sesgo similar al que se produce al estimar la respuesta en un carácter correlacionado sin considerar la información del carácter seleccionado (Sorensen y Johanson, 1992).

De todas formas, en las poblaciones de campo analizadas, dados los valores de los efectos de manejo estimados, los sesgos van a ser de escasa magnitud y la respuesta alcanzable no se verá afectada. Este resultado parece generalizable a muchas otras poblaciones porcinas españolas y europeas, dada la similitud en las estimas de los efectos de manejo obtenidas en todas ellas.

CONCLUSIONES

El ritmo reproductivo al que se ve sometido cada animal por medio del manejo (edad al parto, duración de la lactación, duración del intervalo destete-cubrición fértil o tipo de cubrición fértil) influye de forma significativa sobre el número de nacidos vivos por parto. Esta influencia se da en magnitud y sentido similar en las explotaciones de producción y en las de selección.

En las poblaciones de selección analizadas, no es imprescindible considerar la influencia del manejo reproductivo en el modelo de evaluación genética, dado que no es de esperar que la respuesta a la selección se vea afectada de forma relevante por ello.

El sesgo en la predicción de valores genéticos y en la respuesta a la selección por no considerar efectos de manejo en el modelo de evaluación únicamente será importante si el efecto que se omite está relacionado genéticamente con el carácter seleccionado, tal como puede suceder con la edad al parto.

AGRADECIMIENTOS

Este trabajo ha sido realizado en el marco de los proyectos INIA 9084 y CICYT AGF94-1016.

SUMMARY

Estimation of reproductive management effects and their influence on selection for litter size in pigs

Using data from purebred (37,920 records) and commercial pig populations (95,240 records), the influence of first-parity age, lactation length, weaning to conception interval, and mating type on the number of piglets born alive per parity (NV) were analyzed. By simulation, the effect of these management factors on the prediction of breeding values for NV was also analyzed. All the factors had a significant influence on NV ($p < 0.05$), being similar in both, purebred and commercial populations. The data presented in this report provides evidence that when simulating usual swine production systems, the omission of management factors in calculating breeding values has little effect on the genetic response. Nevertheless, biased predictions and estimations could be obtained.

KEY WORDS: Pig
Litter size
Management factors
Selection

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALFONSO L., NOGUERA J.L., POMAR J., BABOT D., ESTANY J., 1991. Un modelo de evaluación genética de la prolificidad en porcino. ITEA. Vol. extra, 11(I), 547-549.
- ALFONSO L., NOGUERA J.L., BABOT D., ESTANY J., 1997. Estimates of genetic parameters for litter size at different parities in pigs. *Livestock Production Science*, 47, 149-156.
- ANDERSEN S., OHL G., PEDERSEN I., 1993. Continuous genetic evaluation in Denmark. EC seminar on, Application of mixed linear models in the prediction of genetic merit in pigs. IAHE-FAL, Mariensee, Germany. pp. 55-59.
- AUMAITRE A., DAGORN J., LE COZLER Y., 1997. Effect of management of the sow and weaning strategies on her productivity and on piglet performance. XIII Symposium Anaporc. Lleida. Spain. Actas pp. 15-36.
- BABOT D., ESTANY J., POMAR J., NOGUERA J.L., 1989. La productividad numérica de las explotaciones porcinas en Catalunya. 2.- Análisis de sus componentes en función del tamaño de explotación. Actas X symposium Anaporc. Barcelona. España.
- BABOT D., ESTANY J., ALFONSO L., PLA LL.M., NOGUERA J.L., 1991. Influencia de la inseminación artificial sobre el tamaño de la camada en la cerda. ITEA. Vol. extra, 11(I), 58-60.
- BABOT D., NOGUERA J.L., ALFONSO L., ESTANY J., 1994. Influence of management effects and comparison group size on the prediction of breeding values for litter size in pigs. Proc. of 5th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, Guelph. XXVII, 351-354.
- BABOT D., 1997. Evaluación genética de reproductores porcinos en poblaciones abiertas. Tesis Doctoral. Universidad de Lérida.
- BATALLÉ M.T., 1996. Estimació de les diferències genètiques entre orígens d'importació en Landrace, Duroc y Pietrain. Projecte Final de Carrera. Universitat de Lleida.
- BIDANEL J.P., DUCOS A., 1993. Genetic evaluation of pigs for production and reproduction traits in France. EC seminar on, Application of mixed linear models in the prediction of genetic merit in pigs. IAHE-FAL, Mariensee, Germany. pp. 7-17.
- BOIK R.J., TESS M.W., TODD C., 1993. Technical note, Computing test of fixed effects in a restricted class of mixed models. *Journal of Animal Science*, 71, 51-56.
- BOLET G., LEGAULT C., 1982. New aspects of genetic improvement of prolificacy in pigs. Proc. of 2nd World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, Madrid. V, 548-567.

- CLARK L.K., LEMAN A.D., 1986a. Factors that influence litter size in pigs, Part 1. *Pig News and Information*, 7(3), 303-310.
- CLARK L.K., LEMAN A.D., 1986b. Factors that influence litter size in pigs, Part 2. *Pig News and Information*, 7(4), 431-437.
- CLARK L.K., LEMAN A.D., 1987. Factors that influence litter size in swine, Parity 3 through 7 females. *Journal of the American Vet. Med. Ass.*, 191(1), 49-58.
- CLARK L.J., LEMAN A.D., MORRIS R., 1988. Factors influencing litter size in swine, Parity-one females. *Journal of the American Vet. Med. Ass.*, 192(2), 187-194.
- CULBERSTON M.S., MABRY J.W., BERTRAND J.K., NELSON A.H., 1997. Breed-specific factors for reproductive traits in Duroc, Hampshire, Landrace and Yorkshire swine. *Journal of Animal Science*. 75, 2362-2367.
- ESTANY J., ALFONSO L., BABOT D., NOGUERA J.L., 1993. Genetic evaluation of production and reproduction traits from field data in Spain. EC seminar on, Application of mixed linear models in the prediction of genetic merit in pigs. IAHE-FAL, Mariensee, Germany, pp. 26-31.
- ESTANY J., SORENSEN D., 1995. Estimation of genetic parameters for litter size in Danish Landrace and Yorkshire pigs. *Animal Science*, 60,315-324.
- FAHMY M. H., 1981. Factors influencing the weaning to estrous interval in swine. A review. *World Review of animal production*, XVII(2), 15-28.
- FLOWERS W. L., ALHUSEN H.D., 1992. Reproductive performance and estimates of labor requirements associated with combinations of artificial insemination and natural service in swine. *Journal of Animal Science*, 70, 615-621.
- GRONEVELD E., KOVAC M., WANG T., 1990. PEST, a general purpose BLUP package for multivariate prediction and estimation. *Proc. of 4th. World Congress on Genetics Applied to Livestock Production*, Edinburgh. XII, 488-491.
- GUEBLEZ R., LEGAULT C., DAGORN J., LE HENAFF G., 1988. Évolution de la taille de portée selon l'âge de la truie, actualisation des facteurs de correction pour les races porcines françaises. *Journées de la Recherche Porcine en France*, 20, 305-308.
- HALEY C.S., AVALOS E., SMITH C., 1988. Selection for litter size in the pig. *Animal Breeding Abstracts*, 56, 317-332.
- HENDERSON C.R., 1975. Comparison of alternative sire evaluation methods. *Journal of Animal Science*, 41(3), 760-770.
- HENDERSON C.R., 1984. Applications of linear models in animal breeding. Guelph University Press, Guelph.
- LE COZLER Y., DAGORN J.Y., DOURMAND S., JOHANSEN S., AUMAITRE A., 1997. Effect of weaning-to-conception interval and lactation length on subsequent litter size in sows. *Livestock Production Science*, 51, 1-11.
- LE COZLER Y., DAGORN J.Y., LINDBERG J.E., AUMAITRE A., DOURMAND S., 1998. Effect of age at first farrowing and herd management on long-term productivity of sows. *Livestock Production Science*, 53, 135-142.
- LEGAULT C., 1979. Importance relative des composantes de la productivité numérique des truies dans les élevages français. *Jour. Rech. Porc. en France*. 347-354.
- LEGAULT C., GAUTHIER M.C., CARITEZ J.C., LAGANT H., 1996. Analyse expérimentale de l'influence de l'âge à la première mise bas et du type génétique sur la productivité de la truie. *Annales de Zootechnie*. 45, 63-73.
- LEWIS D.G., 1990. Choosing an optimal weaning age for pigs. *Veterinary Medicine*. September 1037-1042.
- LONG T.E., BRANDT H., HAMMOND K., 1990. Breeding value prediction with the animal model for pigs. *Proc. of 4th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production*. Edinburgh. XV, 465-468.
- LYNCH P.B., HANRAHAN T.J., ARKINS S., 1994. Effect of age at first mating on lifetime performance of sows under two weaning regimes. *Animal Production*. 58, 470 (Abstr.)
- NOGUERA J.L., ESTANY J., BABOT D., ALFONSO L., GALOFRÉ R., POMAR J., 1992. GTEP-IRTA, a pig information system for technical and selection management and research. *Proc. Satellite symposium on pig management information systems*, Madrid. pp. 31-37.
- NOGUERA J.L., FELGINES C., LEGAULT C., 1983. Évolution de (1972) a (1981) des composantes de la productivité numérique des truies dans 325 troupeaux français. *Journées de la Recherche Porcine en France*, 15, 37-52.
- NOGUERA J.L., GUEBLEZ R., 1984. Incidence de l'âge a la première mise-bas et de le taille de le première portée sur le carrière de le truie. *Journées de la Recherche Porcine en France.*, 19,135-144.
- PÉREZ-ENCISO M., MISZTAL Y., ELZO M.A., 1994. FSPAK, An interface for public domain sparse matrix subroutines. *Proc. of 5th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production*, Guelph. XXII, 87-88.

- RYDMER L., JOHANSSON K., ESTERN K., ELIASSON-SELLING L., 1992. A genetic study of puberty age, litter traits, weight loss during lactation and relations to growth and leanness in gilts. *Acta Agri. Scand.* 42, 211-219.
- SORENSEN D., 1990. An animal model for selection for litter size in the Danish pig breeding program. *Proc. of 4th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, Edinburgh.* XV, 435-438.
- SORENSEN D., JOHANSSON K., 1992. Estimation of direct and correlated responses to selection using univariate animal models. *Journal of Animal Science*, 70, 2038-2044.
- SORENSEN D., KENNEDY W.B., 1984. Estimation of response to selection using least-squares and mixed model methodology. *Journal of Animal Science*, 58, 1097-1106.
- SCHUKKEN Y.H., BUURMAN R.B.M., HUIRNE A.H., WILLEMSE A.H., VERNOOY J.C.M., VAN DEN BROEK J. VERHEIJDEN J.H.M., 1994. Evolution of optimal age at first conception in gilts from data collected in commercial swine herds. *Journal of Animal Science*, 72, 1387-1392.
- XU J.L., DIAL G.D., MARSH W.E., DAVIS P.R., MOMONT H.W., 1993. Influence of lactation length on sow productivity. *Livestock Production Science*, 34, 253-262.