



UNIVERSIDAD
POLITECNICA
DE VALENCIA



MASTER INTERUNIVERSITARIO EN MEJORA GENÉTICA
ANIMAL Y BIOTECNOLOGÍA DE LA REPRODUCCIÓN

Estimación de componentes de varianza en rasgos productivos de cabras Murciano Granadinas

Tesis de Master
Valencia, Julio 2011

Dianelys González-Peña Fundora

Director:
Ernesto A. Gómez Blasco



AGRADECIMIENTOS

A la Fundación Carolina y al Instituto Agronómico Mediterráneo de Zaragoza (IAMZ) por darme esta oportunidad.

Al CITA y al IVIA por permitirme desarrollar esta tesina.

Al Dr.D. Ernesto Gómez por haber aceptado esta tutoría, sin su apoyo y paciencia hubiera sido muy difícil darle forma a este trabajo.

A todos los profesores del Máster de Mejora Genética y Biotecnología de la Reproducción y, en especial, al Dr.D. Agustín Blasco, a la Dra.Dña. Maria Antonia Santacreu y a la secretaria del Máster, Águeda Climent, por su constante atención y accesibilidad.

A Cristòfol Peris y a Bernardo Martínez-Navalón.

A Paula, Mariam y Amparo Grimal por crearme un espacio de intercambio, por su solidaridad constante y su tolerancia infinita.

A Mar, Wen, Irene, Arancha, Marisa, Begoña, Alba, Empar, Sofía y Vero por escucharme, por compartir conmigo todos los días. Mi admiración y respeto por ser un excelente equipo de trabajo.

A mi familia española adoptiva: Andrés, Ana (madre e hija), Miguel y Rubén por su amor e incondicional apoyo. Sin ustedes hubiese sido imposible superar tantos obstáculos.

A mis compañeros del Máster y principalmente a Virginia.

A mi hermanita y a mi madre, quienes soportaron mis correos monotemáticos sobre genética durante todo este tiempo.

Por último, quiero agradecer y dedicar este trabajo al Dr.D. Danilo Guerra.

A las personas que me ayudaron desde la primera página a escribir esta Tesina, a todos, ¡muchas gracias!

RESUMEN

El objetivo de este trabajo fue estimar los componentes de varianza y parámetros genéticos con modelos del día de control para los rasgos producción de leche (KL), porcentaje de proteína (PR), grasa (MG) y lactosa (L) en cabras lecheras Murciano Granadinas. Fueron analizados 6083, 7161 y 4827 registros de de primera, segunda y tercera lactancias, respectivamente, con datos del período comprendido entre 1999-2010 suministrados por la Asociación de Ganaderos de Caprino de la Raza Murciano Granadina de la Comunidad Valenciana (AMURVAL). Los parámetros fueron estimados mediante metodología REML con 4 modelos. En el Modelo I (unicarácter por lactancia) y III (multicarácter con lactancias correlacionadas) se analizaron los controles como medidas repetidas dentro de lactancia. El Modelo I estimó unos valores de h^2 de 0,07 a 0,11 para KL, de 0,25 a 0,26 para PR, de 0,06 a 0,10 para MG y de 0,05 a 0,13 para L entre lactancias, mientras que en el modelo III las h^2 oscilaron de 0,06 a 0,11, de 0,29 a 0,33, de 0,08 a 0,12, de 0,10 a 0,16 para KL, PR, MG y L, respectivamente. El Modelo II (regresión aleatoria unicarácter) encontró estimados inusualmente elevados al final de la lactancia por lo que fueron descartados los controles superiores a 210 días. Con los estimados obtenidos por el Modelo II y IV (regresión aleatoria multicarácter) se obtuvieron curvas de h^2 , observándose los mayores valores en los extremos para KL y MG, mientras que PR y L tuvieron los valores más elevados en el medio de la lactancia. Las correlaciones estimadas entre controles sucesivos dentro de cada lactancia en el modelo IV fueron elevadas, principalmente en el medio de la lactancia, así como las correlaciones entre lactancias, especialmente entre la segunda y la tercera. Las h^2 para persistencia fueron bajas, al igual que las correlaciones de éstas con la producción de leche a 210 días, por lo que se puede seleccionar por persistencia sin alterar la cantidad de leche total. Los estimados obtenidos, de manera general, fueron bajos para KL y MG y moderados para PR y L.

ABSTRACT

The aim of this study was to estimate variance components and genetic parameters with test day models for milk production (KL) and protein (PR), fat (MG) and lactose (L) contents in Murciano Granadina goats. Data from the period 1999-2010 were supplied by the Breeders Association of Murciano-Granadina Goats of Valencian Community (AMURVAL): 6083, 7161 and 4827 controls of first, second and third lactations were analyzed. The parameters were estimated using REML methodology with 4 models. Model I (each lactation as a single trait) and III (multitrait with correlated lactations) were analyzed using test day as a repeated measure into the corresponding lactation. The Model I estimated h^2 ranging from 0,07 to 0,11 for KL, 0,25 to 0,26 for PR, 0,06 to 0,10 for MG and 0,05 to 0,13 for L among lactations, while the h^2 estimated with model III ranged from 0,06 to 0,11, 0,29 to 0,33, 0,08 to 0,12 and 0,10 to 0,16 for KL, PR, MG and L, respectively. Initially, Model II found unusually high estimates at the beginning and end of lactation, for that reason controls over 210 days were discarded. Model II (single trait random regression) and Model IV (multitrait random regression) estimated curves of h^2 with the higher values at the extremes of lactation for KL and MG trait, while PR and L trait values were higher in the middle of lactation. The correlations estimated among successive controls within each lactation with model IV were high, mainly in the middle of lactation and also the correlations between lactations, especially between the second and the third. The h^2 for persistence and their correlations with milk yield to 210 days were low so persistence could be selected without altering the total amount of milk. The obtained estimates were mostly low for KL and MG, and moderate for PR and L.

ÍNDICE

	<u>Pág.</u>
1. INTRODUCCIÓN	1
2. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA	
2.1 Origen de las cabras	3
2.2 Censos y producción de leche de cabras	3
2.3 Modelo de evaluación genética en caprino	6
2.4 Programas de mejora genética en ganado caprino en España	7
2.5 Modelos del día de control	
2.5.1 Fuente de información	8
2.5.2 Antecedentes del modelo del día de control	8
2.5.3 Factores no genéticos que afectan las producciones del día de control	10
2.5.3.1 Estación y año de parto	10
2.5.3.2 Rebaño	11
2.5.3.3 Número de nacidos	12
2.5.3.4 Edad y número de partos	13
2.5.3.5 Estado de la lactancia	14
2.5.4 Modelo de regresión aleatoria	15
2.5.4.1 Estructura del Modelo de Regresión Aleatoria	15
2.5.5 Polinomios de Legendre	17
2.5.6 Ventajas del modelo del día de control	19
3. OBJETIVOS	21
4. MATERIALES Y MÉTODOS	23
4.1 Elección del polinomio para modelar la curva de lactancia promedio	26
4.2 Modelos para la estimación de parámetros genéticos	27
4.3 Medidas de persistencia	30
5. RESULTADOS Y DISCUSIÓN	33
5.1 Elección del polinomio para modelar la curva de lactancia promedio	36
5.2 Estimación de componentes de varianza con Modelo I y Modelo III	36
5.3 Estimación de componentes de varianza con Modelo II	40
5.4 Estimación de componentes de varianza con Modelo IV	42
5.5 Correlaciones estimadas con el Modelo IV	45
5.6 Persistencia	46
6. CONCLUSIONES	69
7. BIBLIOGRAFIA	71

ÍNDICE DE TABLAS

	<u>Pág.</u>
Tabla 1. Población de cabras en el mundo (2002-2009)	4
Tabla 2. Evolución del censo total de cabras por comunidades autónomas	5
Tabla 3. Series de los Polinomios de Legendre para cada orden	19
Tabla 4. Número de registros en la base inicial y final	23
Tabla 5. Criterios para excluir inconsistencias lógicas e improbabilidades biológicas	23
Tabla 6. Estadística descriptiva para KL	24
Tabla 7. Estadística descriptiva para PR	24
Tabla 8. Estadística descriptiva para MG	25
Tabla 9. Estadística descriptiva para L	25
Tabla 10. Estadísticas del fichero de pedigrí	25
Tabla 11. Medias de los rasgos analizados por lactancia	33
Tabla 12. Análisis de varianza para los rasgos analizados	34
Tabla 13. Efecto de la lactación sobre la producción y composición de la leche	35
Tabla 14. Efecto del tamaño de camada sobre la producción y composición de la leche	35
Tabla 15. Estimados de varianza genética aditiva, ambiental permanente, residual, heredabilidad y repetibilidad estimadas con el Modelo I para los rasgos en estudio	37
Tabla 16. Estimados de varianza genética aditiva, ambiental permanente, residual, heredabilidad y repetibilidad estimadas con el Modelo III para los rasgos en estudio	38
Tabla 17. Correlaciones genéticas (fenotípicas) para los rasgos en estudio estimadas por el Modelo III	38
Tabla 18. Estimados de heredabilidad en la diagonal, correlaciones genéticas (fenotípicas) para las lactancias completas	39
Tabla 19. Estimados de heredabilidad (diagonal), correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y correlación con la producción de leche a los 210 días para las medidas de persistencia en la lactancia obtenidas por el modelo IV	46
Tabla 20. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para producción de leche en primera lactancia a diferentes días	64
Tabla 21. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para producción de leche en segunda lactancia a diferentes días	64
Tabla 22. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para producción de leche en tercera lactancia a diferentes días	64
Tabla 23. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para porcentaje de proteína en primera lactancia a diferentes días	65

	<u>Pág.</u>
Tabla 24. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para porcentaje de proteína en segunda lactancia a diferentes días	65
Tabla 25. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para porcentaje de proteína en tercera lactancia a diferentes días	65
Tabla 26. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para porcentaje de grasa en primera lactancia a diferentes días	66
Tabla 27. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para porcentaje de grasa en segunda lactancia a diferentes días	66
Tabla 28. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para porcentaje de grasa en tercera lactancia a diferentes días	66
Tabla 29. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para porcentaje de lactosa en primera lactancia a diferentes días	67
Tabla 30. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para porcentaje de lactosa en segunda lactancia a diferentes días	67
Tabla 31. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para porcentaje de lactosa en tercera lactancia a diferentes días	67

ÍNDICE DE FIGURAS

	<u>Pág.</u>
Figura 1. Rango de los países en el mundo para la producción de leche de cabra	4
Figura 2. Distribución de los controles a través de los años	23
Figura 3. Estimados de la varianza aditiva para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo II y toda la información disponible	49
Figura 4. Estimados de la varianza del ambiente permanente para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo II y toda la información disponible	50
Figura 5. Estimados de la varianza fenotípica total para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo II y toda la información disponible	51
Figura 6. Estimados de la heredabilidad para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo II y toda la información disponible	52
Figura 7. Estimados de repetibilidad para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo II y toda la información disponible	53
Figura 8. Estimados de la varianza aditiva para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo II y la información disponible hasta 210 días.	54
Figura 9. Estimados de la varianza del ambiente permanente para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo II y la información disponible hasta 210 días	55
Figura 10. Estimados de la varianza fenotípica total para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo II y la información disponible hasta 210 días	56
Figura 11. Estimados de heredabilidad para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo II y la información disponible hasta 210 días	57
Figura 12. Estimados de repetibilidad para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo II y la información disponible hasta 210 días	58
Figura 13. Estimados de la varianza aditiva para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo IV.	59
Figura 14. Estimados de la varianza del ambiente permanente para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo IV	60
Figura 15. Estimados de la varianza fenotípica total para los rasgos en estudio en cada lactancia estimadas con el Modelo IV	61
Figura 16. Estimados de heredabilidad para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo IV	62
Figura 17. Estimados de repetibilidad para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo IV	63

1. INTRODUCCIÓN

La valoración genética de un animal puede definirse como la predicción del valor genético aditivo o potencial genético que dicho individuo posee como resultado del efecto aditivo de sus genes (Bejar *et al.*, 1998), a partir del dato (o datos) medido (s) en el propio individuo o en sus parientes.

La finalidad de la evaluación genética es identificar los mejores animales, de entre todos los candidatos a la selección, que serán los progenitores de la próxima generación. El éxito de cualquier programa de mejora depende, fundamentalmente, de la precisión con que seamos capaces de evaluarlos. Cuanto más se aproxime la predicción del valor genético de los animales a su valor real, mayor será la respuesta obtenida a la selección (Pena *et al.*, 1999) a igualdad del resto de los parámetros.

Si pasamos a considerar más de una medida del mismo rasgo por individuo, en la evaluación cuantitativa de medidas repetidas, podemos utilizar cuatro clases de modelos de análisis: modelos univariados para cada medida en el tiempo, modelos de repetibilidad, modelos multicarácter y modelos de regresión aleatoria. Los modelos usualmente empleados (univariado, repetibilidad y multicarácter) han sido cuestionados en cuanto a su práctica y adecuación a las situaciones encontradas. Se han propuesto modelos alternativos para corregir las limitaciones en su uso, entre ellos el de regresión aleatoria (Jamrozik y Schaeffer, 1997).

Los análisis de datos de producción de leche durante la vida de una cabra pueden ser conducidos de varias formas. La más simple sería a través de un modelo de repetibilidad en el cual se considera la producción de leche en los diferentes períodos de lactancia como una medida repetida de la característica teniendo como presunción la homogeneidad de varianzas genéticas y no genéticas a lo largo de la lactancia. Otra posibilidad serían los modelos que consideran la Producción de leche del Día de Control (PDC) como una observación separada y particular de cada animal y denominados modelo del día de control en análisis uni o multicarácter (Sarmiento *et al.*, 2006).

Se ha demostrado que la utilización de las PDC para la valoración de caracteres de producción de leche posee ventajas sustanciales (Pool, 2000; Jakobsen *et al.*, 2002; Swalve, 2000; Uribe, 2001) entre otras:

- Aumentar la exactitud de las estimaciones debido a la mayor cantidad de datos por animal.

- Incluir información adicional acerca de factores que incidieron en el día que fue tomado el registro.
- Modelar la curva de lactancia individual.
- Realizar predicciones tempranas acerca del potencial genético de un individuo, lo que favorece la selección y acorta el intervalo generacional.
- Estimar la persistencia, como un valioso subproducto del análisis.

Esta metodología se aplica en la evaluación genética de vacuno de leche en Canadá, Estonia, Finlandia, Alemania y Suecia (Mäntysaari, 2002). Aunque la fuente de información queda clara, el método se modifica y valora constantemente por lo que se han propuesto diferentes modelos con diversos grados de sofisticación:

- Modelos de regresiones fijas (Ptak y Schaeffer, 1993).
- Modelos autorregresivos (Carvalho *et al.*, 1998).
- Modelos multicausales (Meyer, 1991).
- Regresiones aleatorias (Henderson Jr., 1982).
- Funciones de covarianza (Kirkpatrick *et al.*, 1990).
- Splines (White *et al.*, 1999).
- Modelos de caracteres en proceso (Jaffrézic y Pletcher, 2000).

Toda esta gama de modelos sugieren que el uso de puntos específicos de correlación será remplazado completamente por métodos basados en la regresión aleatoria y en las funciones de covarianza (Hill, 1998).

A pesar de sus ventajas, los modelos que consideran las PDC han sido poco utilizados para la evaluación genética en caprino. Menéndez-Buxadera *et al.* (2010) cita 3 estudios publicados en cabras con modelos de regresión aleatoria que analizaron exclusivamente producción de leche en el día de control y dos de ellos fueron efectuados en la raza Alpina (Zumbach *et al.*, 2004; Breda *et al.*, 2006; Sarmiento *et al.*, 2006).

Por lo tanto el objetivo principal del presente trabajo será estimar componentes de varianza empleando modelos que permitan utilizar la información de los controles periódicos directamente en las evaluaciones genéticas.

2. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

2.1 Origen de las cabras

Las cabras pertenecen a la familia *Bovidae*, dentro del suborden Rumiantes, y al orden de los animales de pezuña hendida denominados *Artiodactyla*. Las cabras y ovejas constituyen una tribu dentro de la familia *Bovidae* llamados *Caprini* que incluyen 6 especies de cabras, 6 de ovejas y 5 especies relacionadas. Poseen 60 cromosomas, una gran diversidad de fenotipos y diferenciación establecida relacionada con su uso para el consumo humano (Lannuzzi y Di Meo, 1995; Dubeuf y Boyazoglu, 2009).

El origen de la civilización y su desarrollo ulterior ha estado indisolublemente ligado a la domesticación y mejora de los animales. Las evidencias arqueológicas apuntan a que la cabra doméstica (*Capra hircus*) en la forma de su progenitor silvestre, el bezoar (*Capra aegagros*) fue el primer herbívoro domesticado, hace aproximadamente diez mil años, al final del neolítico en la región conocida como “Fertile crescent” (Legge, 1996; Zeder y Hesse, 2000).

Ganj Darech (actual Irán) es el hogar de uno de los primeros tipos de cabras domesticadas (Dubeuf y Boyazoglu, 2009). En Asia Central, las cabras fueron utilizadas por su producción de carne y leche, al menos desde el 2.500 A.C., y existe evidencia de su domesticación en el Valle del Indo, en China y, probablemente, en América central (Boyazoglu y Hatziminaoglou, 2004).

Las cabras jugaron un rol importante en la mitología egipcia, china, mongola, griega, hebrea y rusa. En la India, la palabra “gota” significa la primera sustancia desconocida del mundo vivo (Boyazoglu y Hatziminaoglou, 2004; Boyazoglu *et al.*, 2005).

2.2 Censos y producción de leche de cabra

Actualmente existen 879 millones de cabras en el mundo (FAOSTAT, 2011), que produjeron 15 millones de toneladas de leche, lo que representa el 2,2% de la producción mundial de leche (búfalos, camellos, cabras, ovejas y vacas). El 17 % de esta población (Tabla 1) se encuentra en China, seguida por la India que con el 14% es la primera en el ranking en producción de leche a nivel mundial abarcando el 25 % de ésta, mientras que Europa, con el 1,8% de cabezas, produce el 15,7 %. En el período del 2003 al 2009, la producción de leche de cabra se ha incrementado en un 10% y es interesante destacar que países como Grecia, España y Francia se ubican entre los primeros 20 países en

producción, a pesar de ocupar las posiciones 37 (0,47%), 51 (0,26%) y 76 (0,14%), respectivamente, en cuanto porcentaje de censo.

Tabla 1. Población de cabras en el mundo (2002-2009)*

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Mundial	771910	788495	809922	831325	832709	841449	863314	879745
África	250890	257470	267635	275535	279127	288733	294222	298226
Norteamérica	2561	2560	2555	2745	2867	3078	3148	3099
América Central	9296	9160	9022	9056	9061	9053	9135	9083
Caribe	3702	3786	3839	3843	3940	3882	3903	3880
Sudamérica	20628	21081	21640	22002	22166	21319	21224	21090
Asia	463400	472327	483223	495887	493326	494117	510145	524846
Oceanía	3219	2962	3372	3865	4223	3432	3618	3604
Europa	18214	19148	18635	18392	18000	17835	17919	15916
España	3047	3164	2833	2905	2957	2892	2959	2265
% España	0,40	0,40	0,35	0,35	0,35	0,34	0,34	0,26

* datos en miles de cabezas Fuente: FAOSTAT, 2010

España, en el 2008, se encontraba entre los primeros veinte países productores de leche fresca de cabra, ocupando la sexta posición según la FAO (FAOSTAT, 2011) (Figura 1). Constituye el segundo país de la comunidad europea en censo de cabras y, al cierre del 2009, contaba con el 0,26% de la población mundial de cabras (Tabla 1; FAOSTAT, 2011). Su producción representa el 3,82% de la mundial y el 24% de la leche producida en Europa.

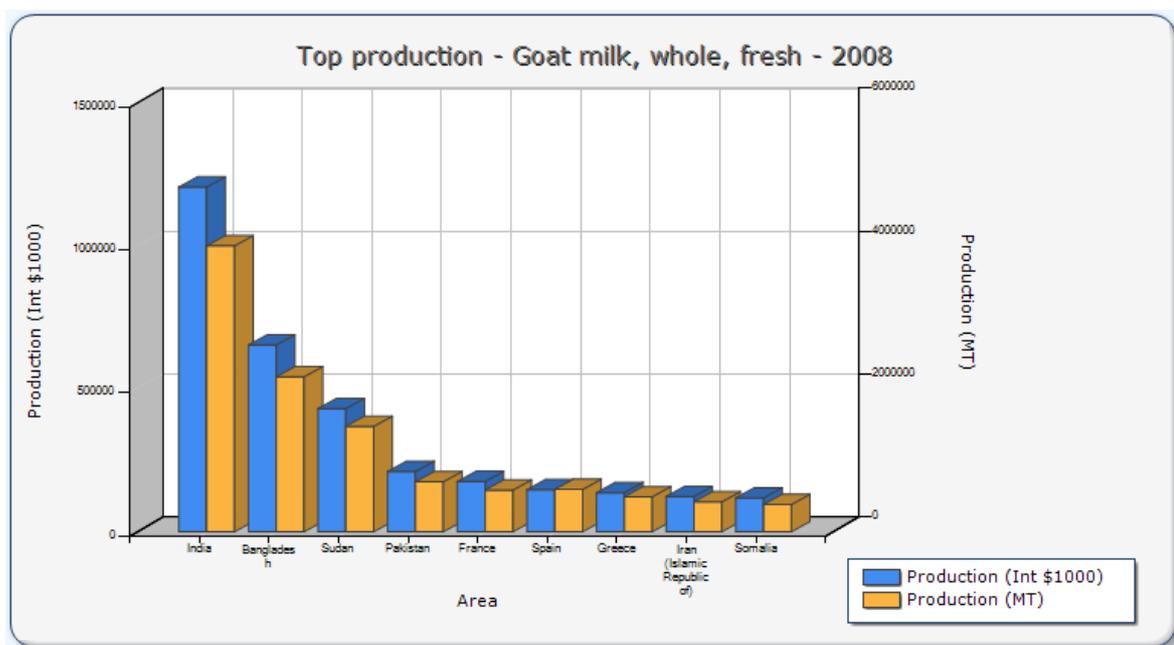


Figura 1. Rango de los países en el mundo para la producción de leche de cabra (Fuente FAOSTAT, 2010)

La distribución de las cabras por comunidades autónomas se presenta en la Tabla 2 (MAPA, 2010), donde se observa que Andalucía, Castilla-La Mancha, Extremadura y Canarias reúnen el 72% del total de animales en España. Andalucía es la región con la mayor producción de leche (47%). También hay producciones de leche importantes en Canarias (19%), Castilla-La Mancha (13%) y Murcia (6%). Prácticamente el 20% de esta producción se destina a la elaboración de quesos artesanales, en las propias explotaciones y el resto pasa a la industria.

Tabla 2. Evolución del censo total de cabras por comunidades autónomas

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	(%)
Navarra	10867	10566	9669	11890	12182	11921	10417	0,4
La Rioja	13854	12751	29657	12012	9321	10134	10818	0,4
Baleares	11378	11378	11037	14003	24718	14879	19010	0,6
Madrid	25370	30519	24169	17595	15591	19524	21536	0,7
País Vasco	20334	27248	26694	28987	28453	28641	27270	0,9
P.Asturias	43719	33671	28818	28062	27284	29670	29941	1,0
Cantabria	11470	17216	17216	17623	23731	21607	29270	1,0
Galicia	75808	75807	75807	59764	52899	52793	53560	1,8
Aragón	51350	43622	49063	55075	58420	56081	64754	2,2
Cataluña	76358	80532	90774	64812	81665	99074	81590	2,8
C. Valenciana	87598	85617	89007	81210	86229	87965	95928	3,3
Castilla León	175711	140716	132962	143544	166946	198308	158186	5,4
R. Murcia	135037	113039	118382	94908	201025	190762	219757	7,5
Extremadura	278365	289460	295689	309620	293246	303236	293365	10,0
Canarias	330625	326807	392740	368625	363329	368389	315708	10,9
Castilla-Mancha	464401	397915	405778	413244	314941	392530	457500	15,7
Andalucía	1349811	1136358	1107228	1235755	1131593	1073815	1045173	35,6

Fuente: MAPA, 2010

La Comunidad Valenciana, en el 2009, contó con un censo de 95.928 animales que representan el 3,27% del total español. La producción de leche mantiene niveles estables y es de aproximadamente 11,7 millones de litros desde el 2005 (MARM, 2010).

El número total de explotaciones de caprino en España se ha incrementado en un 7,1% (MAPA, 2010) y de las 22 razas inscritas en el Catálogo oficial, 21 son razas autóctonas. La cabra Murciano Granadina es la raza más importante desde el punto de vista económico, social y en cuanto a censos se refiere. Se estima que existen 750 mil cabezas que representan un 27% del censo total.

El control lechero de la raza Murciano Granadina en la Comunidad Valenciana se realiza sin interrupción desde el año 1994 gracias a la actividad desplegada por la Asociación de Ganaderos de Caprino de la Raza Murciano Granadina de la Comunidad

Valenciana (AMURVAL), que se encarga de realizar y gestionar dicho control lechero en el ámbito de la comunidad autónoma (Martínez y Peris, 2002).

2.3 Modelo de evaluación genética en caprino

Los métodos utilizados para la evaluación genética en cabras se actualizan a partir de las experiencias disponibles en bovino de leche (Clément *et al.*, 2002) y, aunque existen programas de mejora genética de cabras de aptitud lechera en diferentes países (Francia: Leboeuf *et al.*, 2008; Italia: Nazzari *et al.*, 2000; Holanda: Van der Linde y de Jong, 2002; Brasil: Braga Lôbo *et al.*, 2010; Canadá: Sullivan, 2000; Estados Unidos: Wiggans *et al.*, 2000 y Noruega: Ådnøy *et al.* 2000), los programas tienden a ser heterogéneos y el uso de los Modelos del Día de Control (MDC) poco generalizado.

La primera evaluación genética con BLUP modelo animal en esta especie fue efectuada en Estados Unidos (Wiggans *et al.*, 1984). Desde entonces, en la mayoría de los programas, las evaluaciones genéticas utilizan un modelo animal. Francia y EEUU utilizan un modelo animal unicarácter para producciones totales de leche, grasa y proteína y un modelo multicarácter para rasgos de conformación. En ambos países, el modelo de evaluación involucra el análisis combinado de todas las razas.

En Francia, el modelo actual de evaluación tiene en cuenta la heterogeneidad de la varianza residual permitiendo mejorar la exactitud en la selección de las hembras (Robert-Granié *et al.*, 1999). En Noruega, el MDC multicarácter con regresiones aleatorias reemplazó al modelo animal multicarácter para rasgos productivos implantado desde 1994 (Andonov *et al.*, 2007). Un MDC unicarácter descrito por Schaeffer y Sullivan (1994) ya se aplica en Canadá para las evaluaciones genéticas de rasgos productivos (Sullivan, 2000). En Alemania, a pesar de ser un país con una larga tradición en caprino de leche, los programas de mejora estaban basados en la comparación de contemporáneas, producto de una división regional de sociedades de criadores, aunque en la actualidad se trabaja en la creación de una única base de datos para desarrollar una evaluación genética conjunta y se han efectuado estimaciones con un MDC multicarácter (Zumbach *et al.*, 2008).

En España, se aplica un modelo de repetibilidad a las producciones de leche acumuladas en la mayoría de las razas (Serradilla, 2008), excepto para la Payoya y la Murciano Granadina que han emitido evaluaciones teniendo como rasgo las PDC (Menéndez-Buxadera *et al.*, 2008; 2010).

2.4 Programas de mejora genética en ganado caprino en España

Los sistemas de “control caprino” en España se remontan a los años 50 en la Murciano-Granadina y a los 70 en la Malagueña, consideradas las principales razas lecheras nacionales. Sin embargo, Serradilla (2008) destaca el alto porcentaje de cabras en control de rendimiento en las razas con menor censo como la Payoya, Florida y Guadarrama.

A pesar de existir controles históricos, hasta hace muy poco tiempo no existía una mejora genética efectiva del ganado caprino lechero en España por lo que no se declaraba la existencia de machos mejorantes, lo que indicaba que los programas de valoración de machos por descendencia (que corren paralelos a la implementación de la inseminación) eran relativamente recientes (Serradilla, 2008). Además, problemas de organización (la raza Murciano-Granadina posee dos libros distintos de una misma raza, Serradilla y Falagán, 2000); la gran diversidad de sistemas de producción; el bajo nivel de formación de los ganaderos; la falta de fiabilidad y precisión de las genealogías y recogida de datos; el pequeño tamaño y baja especialización de las explotaciones y desde el punto de vista técnico, la falta de una aplicación eficiente de la inseminación artificial conspiraban con la implementación de un programa de mejora genética efectivo (Sánchez-Palma y Serradilla, 1996).

A pesar de estas dificultades, diferentes evaluaciones genéticas han sido publicadas en España relativas a la raza Murciano Granadina supervisadas por el INIA-J.J. Jurado con evaluaciones BLUP de diferentes caracteres (producción, grasa, proteínas, extracto seco). En el año 2007, fue publicada una evaluación genética de machos del Centro de Investigación y Formación Agraria de Hinojosa del Duque, realizada por J.M. Serradilla. En el año 2008, dos nuevas evaluaciones fueron efectuadas, CAPRIGAN con J.V. Delgado a la cabeza y la primera de AMURVAL-UPV-IVIA. Los modelos animales utilizados son similares en todas ellas, difiriendo los efectos sistemáticos incluidos.

La Asociación de Criadores de la Raza Murciano-Granadina (ACRIMUR) se ha propuesto establecer un programa nacional de mejora genética de la raza y la Asociación de Criadores de la raza Murciano-Granadina en la Comunidad Valenciana (AMURVAL) ha promovido junto con la Consellería de Agricultura, Pesca y Alimentación bajo la dirección técnica del Centro de Tecnología Animal (CITA-IVIA), la puesta en marcha de un programa de mejora genética de la raza Murciano-Granadina desde el año 2003.

El modelo de repetibilidad parece estar generalizado para las evaluaciones genéticas en las razas caprinas españolas (Serradilla, 2008). Este modelo no es ideal para la estimación de componentes de varianza y evaluaciones genéticas ya que asume correlaciones homogéneas entre registros y que las varianzas son constantes durante (cuando se analizan controles) o entre lactancias. Este hecho ha incentivado la búsqueda y desarrollo de otras opciones para las evaluaciones genéticas tales como considerar las PDC directamente como medidas correlacionadas dentro de las lactancias y utilizando los denominados modelos del día de control y algunas evaluaciones ya se han efectuado en las razas Payoya y la Murciano Granadina teniendo como rasgo las PDC (Menéndez-Buxadera *et al.*, 2008; 2010). Existe poca literatura de MDC en caprino lechero por lo que estudiar este tipo de modelos es una necesidad para valorar su posible implementación en los programas de mejora.

2.5 Modelos del día de control

2.5.1 Fuente de información

Los datos longitudinales, o datos de trayectoria, se caracterizan por medidas repetidas dentro de un período dado en el tiempo (Hill y Brotherstone, 1999). Este tipo de datos ha despertado un gran interés entre los biometristas en la última década (Foulley *et al.*, 2000) y consisten en observaciones repetidas, ya sea de producción de leche dentro de una lactancia, de consumo de alimento o de pesos medidos a lo largo de un período de tiempo (Jakobsen, 2000).

El modelo del día de control es un caso especial de modelo usado para analizar bases de datos longitudinales y puede variar desde el modelo más sencillo, que considera los datos de controles sucesivos como medidas repetidas del mismo carácter (dentro y/o entre lactancias), hasta un modelo multicarácter de orden hipotéticamente infinito, o muy elevado, que considerase la producción en cada momento de cada lactación como un carácter diferente (López-Romero y Carabaño, 2000).

2.5.2 Antecedentes del modelo del día de control

Kachman y Everett (1989) acuñaron el término modelo del día de control; pero la sugerencia del empleo de la PDC para las evaluaciones genéticas en ganado de leche se remonta, según Schaeffer (2002), a una propuesta hecha por el Dr. John Moxley de la Universidad de McGill en Montreal en 1968. En aquel entonces, no se conocían métodos

apropiados para el análisis de las PDC; pero para cualquiera involucrado en registros de producción de leche, la idea de analizar la información de las PDC era una natural y obvia evolución.

Wood (1967, 1968) comenzó a publicar trabajos de curvas de lactancia haciendo uso de la PDC en vacas productoras de leche. La idea era encontrar la forma de predecir la producción de los 305 días a partir de unos pocos registros. Se observaron diferencias entre la forma de la curva de lactancia de cada vaca y se valoró la posibilidad de seleccionar para modificar la forma de la curva de lactancia. Desde 1967, se han aplicado muchas otras funciones de curvas de lactancia (Schaeffer y Burnside, 1976; Schaeffer *et al.*, 1977; Ali y Schaeffer, 1987; Wilmink, 1987).

De forma general, en el último cuarto de siglo, las evaluaciones genéticas del ganado bovino de leche han estado marcadas por la evolución de las metodologías de evaluación, a su vez dependientes del desarrollo de la capacidad computacional. Las PDC han sido usadas para la estimación de la lactancia total y finalmente como dato primario de entrada para las evaluaciones genéticas (Powell y Norman, 2006). En Australia (Australian Dairy Herd Improvement Scheme) se emplean las PDC para calcular los valores genéticos desde 1985, según Jones y Goddard (1990). En Canadá, se aplicó oficialmente un MDC multicarácter con regresiones aleatorias en febrero de 1999 (Schaeffer *et al.*, 2000). Mäntysaari (2002) planteó que Canadá, Estonia, Finlandia, Alemania y Suecia realizaran sus evaluaciones genéticas nacionales del ganado bovino de leche basadas en las PDC. Específicamente, Finlandia y Canadá aplican MDC con regresiones aleatorias, mientras que los otros países emplean MDC con regresiones fijas (Lidauer *et al.*, 2000); aunque la tendencia es realizar evaluaciones multipaíses ya que se demostró que este tipo de evaluación aumenta la tasa de ganancia genética (Barret *et al.*, 2005). En esta dirección, Jamrozik *et al.* (2002) aplicaron modelos del día de control multicarácter con las PDC de 4 países para el ganado Holstein y de una manera similar Pedersen *et al.* (2004) utilizaron un modelo del día de control multicarácter con las PDC provenientes de 3 países y, además, trabajando con varias lactancias.

Los MDC han evolucionado rápidamente en bovino de leche; pero en caprinos las experiencias con estos modelos siguen en estudio aunque países como Canadá y Noruega ya lo tienen implementado como sistema de evaluación nacional (Montaldo y Manfredi, 2002). Estudios en la raza Alpina de Brasil (Breda *et al.*, 2006; Sarmiento *et al.*, 2006; 2008) se han conducido en primera lactancia y sólo para producción de leche. En Alemania, para el mismo rasgo, Zumbach *et al.* (2008) utilizaron las PDC para evaluar

varias razas. En Noruega, Andonov *et al.* (2007) evaluaron 4 posibles modelos para leche, grasa, proteína y lactosa. Menéndez-Buxadera *et al.* (2008, 2010) aplicó un modelo de regresión aleatoria en la raza Payoya y en la Murciano Granadina en España. En el análisis de la Murciano Granadina utilizó las dos primeras lactancias con datos provenientes de ACRIMUR.

2.5.3 Factores no genéticos que afectan las producciones del día de control

Una parte de la variabilidad de las producciones del día de control se explica por efectos no genéticos, sistemáticos o ambientales que no difieren de aquellos que afectan los registros de leche en general (Danell, 1990). Incluso en los modelos lactacionales, la inclusión de los factores no genéticos parece estar estandarizada. Esto se debe a la contribución de numerosos estudios acerca de la inclusión de estos factores en modelos tradicionales, tanto en aquellos que utilizaban lactaciones completas (Swalve, 1995a) como en aquellos que tenían como base las PDC (Auran, 1973; Danell, 1982 a, b) principalmente orientados al bovino de leche.

En cabras, Le Jaouen (1973) y Haenlein (1996) clasifican estos factores como intrínsecos (nivel genético, raza, nivel de producción, estado de lactancia, paridad, estado fisiológico, etc) y extrínsecos (época, temperatura, prácticas de manejo, prácticas de salud, programa de alimentación, etc). De manera general, según Jenot *et al.* (2000), la cantidad y la calidad en la producción de leche está afectada por factores asociados al animal, al ambiente y al manejo.

Definir cuáles de estos factores serán incluidos en el modelo de análisis plantea distintas alternativas y depende del sistema de registros, la información disponible y la búsqueda de su importancia en pos de tener el menor número de parámetros en el modelo.

2.5.3.1 Estación y año de parto

El efecto de la estación y año de parto sobre la producción de leche en cabras ha sido ampliamente documentado y su importancia radica en las diferencias existentes debido a variaciones climáticas y disponibilidad de alimentos entre y dentro de los años. Debe considerarse que la especie caprina presenta estacionalidad reproductiva en latitudes altas, en especial en las zonas templadas, ocurriendo anestro durante el período de primavera a verano.

La estación, según la clasificación de Gonçalves *et al.* (2001), puede tener un efecto directo o indirecto. Los efectos directos son aquellos que alteran el comportamiento de los animales (modificaciones en el consumo de alimentos) y los efectos indirectos estarían asociados a la calidad y cantidad de los alimentos ofrecidos en las diferentes épocas.

Pacheco *et al.* (1998) encontraron que el mes de parto fue un efecto significativo que afectaba a todas las características de la leche (producción de leche, duración de la lactancia, rendimientos de proteína y grasa). Carrizosa *et al.* (1993) concluyó que las diferencias productivas entre lactancias se debían fundamentalmente a las diferencias en la duración de éstas, ya que los partos de otoño se corresponden con lactaciones prolongadas y por tanto de mayor producción. Pedauye (1989), Gipson y Grossman (1990) y Fernández *et al.* (2001), aunque arribaron a las mismas conclusiones, relacionaron sus resultados con la mayor disponibilidad de pasto en esta época en condiciones climáticas subtropicales. Por su parte, Vega *et al.* (1999), en la raza Florida, y Gómez *et al.* (2003), en la raza Murciano Granadina, encontraron que las mayores producciones se observaban en los partos de primavera.

Cappio-Borlino *et al.* (1997), estudiando el efecto del mes de lactancia sobre los porcentajes de grasa y proteína, encontraron un comportamiento opuesto al observado para producción de leche. Cuando la producción aumentó, debido a un efecto favorable del mes independientemente al estado de la lactancia, los porcentajes de grasa y proteína disminuían, principalmente por un efecto dilución.

El año de parto afecta tanto a la producción de leche como a sus componentes (Browning *et al.*, 1995; Ciappesoni *et al.*, 2002 a, b). Peris *et al.* (1997) también observaron la influencia del año de parto sobre los componentes de la leche.

Milerski y Mareš (2001) encontraron que el efecto año-época tenía una influencia significativa en la producción de leche diaria y contenidos de grasa y proteína por lo que este efecto se considera en el modelo como un efecto complejo incluido en el rebaño y época.

2.5.3.2 Rebaño

El efecto del rebaño recoge diferencias de localización, manejo, tipo de alojamiento, condiciones sanitarias, alimentación, manejo reproductivo e incluso nivel de producción y genético. Su efecto es importante tanto en producción de leche (Oliver *et al.*, 2000) como en componentes lácteos (Rabasco *et al.*, 1993).

Usualmente entra en el modelo de análisis dentro del efecto grupo de contemporáneas, es decir, el nivel de manejo y otros factores ambientales que afectan a los animales de un rebaño en un período de tiempo determinado (Swalve, 1995a).

Pander *et al.* (1992) estimaron los parámetros genéticos para las PDC en bovinos de leche empleando varias combinaciones y concluyeron que la combinación rebaño-año-mes del primer pesaje reducía considerablemente la varianza residual, comparando con los otros modelos usados.

Una forma natural para ajustar las PDC es definir los grupos de contemporáneas acorde al rebaño-fecha de control. Esta propuesta fue sugerida por varios autores (Meyer *et al.* 1987; Meyer *et al.*, 1989; Stanton *et al.*, 1992; Ptak y Schaeffer, 1993) que estimaron que la varianza residual era más baja cuando se empleaba esta definición de grupo de contemporáneas con respecto al empleo del rebaño-año-época de parto (Meyer *et al.*, 1987; Ptak y Schaeffer, 1993). Diferencias ambientales entre las PDC dentro de un rebaño pueden ser drásticas, tal y como observaron Reents *et al.* (1995). Ptak y Schaeffer (1993) plantearon que ajustar por rebaño-fecha de control tiene la ventaja adicional de modelar con más precisión los grupos de contemporáneas cuando hay grupos de manejo diferentes. Un modelo con esta definición es, sin duda, más problemático con respecto al tamaño del grupo de contemporáneas. El número de animales disponible para cada grupo es menor en cada nivel, lo que puede originar problemas de precisión en la estima de este factor y, por ende, en la estima de los componentes de varianza. Meyer *et al.* (1987) y Reents *et al.* (1995) señalaron el problema que supondría ajustar estos modelos en zonas o especies donde los rebaños fueran especialmente reducidos.

Jamrozik *et al.* (1997), López-Romero y Carabaño (2000), Barret *et al.* (2005) y Zavadilová *et al.* (2005) definieron los grupos de contemporáneas como rebaño-fecha del día de control, lo que es muy común en los trabajos donde se utilizan las PDC.

2.5.3.3 Número de nacidos

El efecto de la prolificidad y las diferencias de la producción en función de ésta fueron atribuidas a causas hormonales (Hayden *et al.*, 1979; Delouis, 1980; Martinet y Houdebine, 1993; Martal y Chene, 1993). Estos autores sostenían que a mayor cantidad de fetos correspondía un mayor volumen de placenta por lo que se producía una mayor cantidad de lactógeno placentario, que interviene en el desarrollo del tejido glandular de la ubre durante la gestación en todos los mamíferos. En cabras de partos simples, tomadas como nodrizas de cabritos provenientes de partos triples, durante un

experimento referido por Herrera *et al.* (1988), la estimulación provocada por los cabritos durante el período de cría neutralizó el efecto de esta hormona; pero una vez destetados fue evidente que la acción primaria se debía a esta hormona.

No obstante, las diferencias de producción debidas al número de crías se atribuyen al mayor estímulo que ejercen dos crías en lugar de una sobre la succión de la ubre, por lo que este factor se manifiesta durante la fase del ordeño posterior a la fase de amamantamiento de los cabritos (Sánchez *et al.*, 2006).

Rabasco *et al.* (1993) y Oliver *et al.* (2000) refirieron que la producción de leche sigue una tendencia ascendente conforme aumenta el número de crías nacidas. Sin embargo, Subires *et al.* (1988) y Peris *et al.* (1997) observaron que las hembras de partos simples tienden a ser más persistentes que aquellas de partos dobles.

El efecto significativo del tipo de parto y de la baja producción de leche en cabras con partos simples ha sido referido por varios autores (Gipson y Grossman, 1990; Večeřová y Křížek 1993; Milerski y Mareš, 2001; Ciappesoni *et al.*, 2002a); aunque Fernández (2000) no encontró un efecto del número de cabritos por parto sobre la producción de leche. Browning *et al.* (1995) and Milerski y Mareš (2001) mostraron diferencias significativas en porcentaje de grasa y proteína entre las cabras con 1, 2 ó 3 y más cabritos, demostrando que las cabras con una sola cría presentan el mayor porcentaje de grasa y proteína.

2.5.3.4 Edad y número de parto

Estos dos factores están muy relacionados, aunque la edad es uno de los factores principales que afectan la producción en bovino de leche (Gravir y Hickman, 1966; Camoens *et al.*, 1976; Ribas *et al.*, 1996) y, en modelos ajustados para registros lactacionales, comúnmente se incluye el efecto de la edad al parto. También ha sido ampliamente usado en estudios considerando las PDC (Auran, 1976; Danell 1982 a, b; Wilmink, 1987; Kachman y Everett, 1989; Trus y Buttazoni, 1990; Pander *et al.*, 1992; Ptak y Schaeffer, 1993; Everett *et al.*, 1994; Swalve, 1995b). La importancia del efecto de la edad decrece ligeramente cuando avanza el estado de lactancia (Danell, 1990). En los modelos estadísticos, el efecto de la edad al parto comúnmente se incluye como una covariable lineal y/o cuadrática.

Oliver *et al.* (2001), encontraron una mayor producción de leche en cabras cuyo primer parto se produjo entre los 15 y 24 meses de edad, pero no encontraron diferencias en la composición de la leche. Al contrario, Iloeje *et al.* (1981) encontraron

diferencias en la producción y composición de leche de cabras con diferentes edades en las razas Saanen, Toggenburg y Nubian.

La producción aumenta con el número de lactación desde la primera hasta la tercera lactancia (Hernández, 1991; Rabasco *et al.*, 1993; Persi, 1994; Vega *et al.*, 1999; Falagán, 1992). Lafuente *et al.* (1992), Oliver *et al.* (2000) y Haenlein (1996) mencionan que el volumen de leche se incrementa con la edad hasta el cuarto o quinto año. Después, el volumen decrece a medida que avanza la edad.

Algunos autores (Zeng y Escobar, 1995; Browning, *et al.*, 1995; Pacheco *et al.*, 1998; Antunac *et al.*, 1998; Fernández, 2000; Antunac *et al.*, 2001 y Ciappesoni *et al.*, 2002a) encontraron diferencias en producción y composición de leche entre partos. De manera general, citan una menor producción en primera lactancia asociada, según Knight y Peaker (1982), a que una proporción de los alvéolos mamarios de la lactación anterior no involucionan y se suman a aquellos que se desarrollan en la siguiente y así sucesivamente hasta que esta continuidad se interrumpe. Además, con la edad, se desarrolla el sistema digestivo (Rathore, 1970) favoreciendo así una mayor ingestión de materia seca y como consecuencia una mayor producción de leche (Randy *et al.*, 1988). Milerski y Mareš (2001) indicaron que la menor producción se conseguía al año de edad, que el día de mayor producción de leche aparecía a los tres o cuatro años de edad de la cabra y que el porcentaje de los componentes de la leche tiene tendencia a incrementarse con la edad, aunque las diferencias no eran significativas. Por el contrario, Večeřová y Křížek (1993) sí encontraron incrementos en la producción de leche hasta la décima lactancia y un decrecimiento del porcentaje de grasa en la leche.

La composición de la leche se ve afectada por este factor y, al respecto, Antunac *et al.* (1998), Fernández (2000) y Garcés *et al.* (2004) citaron bajos contenidos en grasa y proteínas en la primera lactancia. Browning *et al.* (1995) encontraron que el rendimiento de grasa se incrementaba con el número de lactancia. Paradójicamente, Zeng y Escobar (1995) mencionaron que la paridad no afectaba significativamente a la composición química de la leche.

2.5.3.5 Estado de la lactancia

La producción de leche evoluciona a lo largo de la lactación siguiendo una curva cuyo máximo se sitúa entre la 4^a y 7^a semana postparto para luego decrecer progresivamente (Gipson y Grossman, 1989; Herrera *et al.*, 1988; Rota *et al.*, 1993; Haenlein, 1996). Se producen cambios importantes en la composición de la leche,

relacionados con los cambios en requerimientos nutricionales de las crías, especialmente grasa y proteínas. Valores elevados en el calostro al principio de la lactación, más bajos a medida que avanza la lactancia y marcadamente bajos en el final de la lactancia donde las producciones son también bajas (Anifantakis y Kandarakis, 1980).

Křížek *et al.* (1992) plantearon que el incremento es hasta los 50-80 días después del parto. Durante este período de lactancia existe una relación inversa entre los niveles de leche y el contenido de grasa. El porcentaje total de grasa así como la composición varía. Sin embargo, al final de la lactancia, el contenido de grasa y proteínas disminuye a medida que la producción de leche decrece (Haenlein, 1996).

2.5.4 Modelo de regresión aleatoria

El Modelo de Regresión Aleatoria (MRA) es una extensión del modelo de regresiones fijas. En este caso, se asume que la forma de la curva de lactancia está también influida por efectos aleatorios genéticos y aleatorios del ambiente permanente. En este modelo, las correlaciones dentro del efecto genético y dentro del ambiente permanente en diferentes momentos de la lactancia pueden ser menores de 1. Además, el modelo puede acomodar la heterogeneidad de las varianzas genéticas aditivas y del ambiente permanente durante la lactancia. El grado de heterogeneidad depende de la función seleccionada para modelar la trayectoria de la lactancia (Jamrozik *et al.*, 1996; Jamrozik y Schaeffer, 1997; Jamrozik *et al.*, 1997; Jamrozik *et al.*, 1998).

2.5.4.1 Estructura del Modelo de Regresión Aleatoria (MRA)

El MRA fue introducido por Henderson Jr. (1982) y propuesto para utilizarlo en bases de datos longitudinales por Laird y Ware (1982). Schaeffer y Dekkers (1994) sugirieron su uso en la mejora de las razas lecheras para analizar los registros de las PDC. Meyer (1998) demostró que el MRA era adecuado para medidas repetidas en el tiempo.

La estructura básica del MRA, según Schaeffer (2004) se describe de la siguiente forma:

$$y_{ijkn:t} = F_i + g(t)_j + r(a;x;m1)_k + r(pe;x;m2)_k + e_{ijkn:t}$$

Donde:

- $y_{ijkn:t}$ es la observación n del k-ésimo animal en el tiempo t perteneciente al i-ésimo efecto fijo del j-ésimo grupo

- F_i es el efecto fijo que es independiente de la escala de tiempo para las observaciones rebaño-fecha del día de control.
- $g(t)_j$ es la función o funciones que tienen en cuenta la trayectoria fenotípica de las observaciones promedios para todos los animales del j-ésimo grupo. La función $g(t)$ puede ser lineal o cuadrática en t . Esta función es necesaria en los MRA para tener en cuenta las covariables del tiempo (u otros tipos de covariables que pueden ser usadas en MRA). En un MDC, $g(t)$ puede tener por ejemplo diferentes curvas de lactancia por grupo de animales definido por año de nacimiento, número de lactancia y época de parto dentro de paridad.

La función de la regresión aleatoria para el efecto genético aditivo se representa de la siguiente forma:

$$r(a, x, m1) = \sum_{l=0}^{m1} a_{kl} x_{ijk:t}$$

Donde a es el efecto aditivo, x la covariable en el tiempo y $m1$ el orden de la función de regresión en función de la curva o la ecuación. La función de la regresión aleatoria para el efecto del ambiente permanente se representa de la siguiente forma:

$$r(pe, x, m2) = \sum_{l=0}^{m2} pe_{kl} x_{ijk:t}$$

Donde pe es el efecto aleatorio del ambiente permanente, x la covariable en el tiempo y $m2$ orden de la función de regresión en función de la curva o la ecuación.

La notación matricial de MRA es:

$$y = Xb + Z_1a + Z_2p + e$$

Donde:

- b : contiene F_i y $g(t)$
- a : contiene $m1+1$ (coeficiente de regresión genético aditivo para cada animal)
- p : contiene $m2+1$ (coeficiente de regresión del ambiente permanente para cada animal con datos)
- e : contiene el efecto del ambiente temporal

Además:

$$\text{var} \begin{bmatrix} a \\ p \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A \otimes G & 0 & 0 \\ 0 & I \otimes P & 0 \\ 0 & 0 & I \otimes R \end{bmatrix}$$

- **G**: es la matriz de (co)varianzas de los coeficientes aleatorios de regresión del efecto genético aditivo de orden $m1+1$
- **P**: es la matriz de (co)varianzas de los coeficientes aleatorios de regresión del efecto del ambiente permanente de orden $m2+1$
- **R**: puede ser una matriz diagonal con una estructura de autocorrelación para los registros de cada animal.

La idea del MRA es estimar el efecto genético aditivo del animal, que puede variar para cada Día en Lactancia (DEL), y que es modelado por una función de regresión aleatoria en el DEL, lo cual requiere modelar una matriz de (co)varianzas genética y no genética entre cada par de PDC a través del curso de la lactancia (Kettunen *et al.*, 2000).

2.5.5 Polinomios de Legendre

En una corriente paralela a las funciones de lactancia, surgen los Polinomios de Legendre (PL) propuestos por Kirkpatrick y Heckman (1989) y aplicados por Kirkpatrick *et al.* (1994) en ganado de leche. Inicialmente, Kirkpatrick *et al.* (1990) recomendaron los polinomios de Legendre para ajustar funciones de covarianza, las cuales definían las (co) varianzas entre observaciones tomadas a lo largo de una trayectoria. Van der Werf *et al.* (1998) demostraron que, para cada modelo de funciones de (co) varianza, existe un modelo de regresión aleatoria equivalente. De esta manera, se puede considerar como modelo de regresión aleatoria tanto aquellos que ajustan funciones lactacionales a los efectos aleatorios, como los que usan polinomios de Legendre para ajustar funciones de covarianza (López-Romero y Carabaño, 2000).

Los polinomios ortogonales, y dentro de estos los polinomios de Legendre de unidades estandarizadas de tiempo, han sido recomendados como covariables (Kirkpatrick *et al.*, 1990). Estos autores presentaron estos polinomios para estudiar trayectorias de crecimiento, adecuados para registros ‘repetidos’ por individuos y rasgos medidos a través de una variable continua, los cuales acomodaban los cambios graduales en el rasgo considerado. El método inicialmente fue estudiado en curvas de crecimiento, no obstante, Kirkpatrick *et al.* (1994) y Brotherstone *et al.* (2000) demostraron su aplicabilidad en la modelación de la estructura de (co) varianzas de las PDC del ganado de leche.

Los polinomios ortogonales han venido a remplazar el uso de funciones de curva de lactancia para las covariables en el tiempo (DEL). Las curvas de lactancia han sido abandonadas porque las matrices de covarianzas estimadas, **G** y **P**, usualmente tienen

una alta correlación entre coeficientes. Los polinomios ortogonales de tiempo tienen más bajas correlaciones entre ellos y proveen estimadores de matrices de (co)varianzas más robustos (Schaeffer, 2004).

Se dispone de muchos tipos de polinomios ortogonales; pero los de Legendre han sido los más utilizados (Kirkpatrick *et al.*, 1990). De forma general. un MRA con polinomios de Legendre se puede expresar de la siguiente forma:

$$y_{it} = F_{it} + \sum_{m=0}^{f-1} \beta_m P_m(t) + \sum_{m=0}^{k-1} \alpha_{im} P_m(t) + \sum_{m=0}^{k-1} \gamma_{im} P_m(t) + \varepsilon_{it}$$

Como los PL están convencionalmente definidos en el rango $-1 \leq t \leq +1$, la variable a analizar se transforma antes de evaluar el polinomio, utilizando la siguiente fórmula (Brotherstone *et al.*, 2000):

$$W = \frac{2(t - t \min)}{t \max - t \min} - 1$$

Para estimar el j-ésimo polinomio normalizado se utiliza la propuesta de Schaeffer *et al.* (2000):

$$P_{n+1}(x) = \frac{1}{n+1} \left((2n+1)P_n(x) - nP_{n-1}(x) \right)$$

Estos polinomios se normalizan para dar:

$$\phi_n(x) = \left(\frac{2n+1}{2} \right)^{0.5} P_n(x)$$

Definiendo $P_0(x) = 1$ y $P_1(x) = X$ se producen las series presentes en la tabla 3. Los polinomios ortogonales tienen las siguientes ventajas:

- La función es ortogonal y es útil para analizar patrones de variación genética (Kirkpatrick *et al.*, 1990).
- Los datos faltantes pueden ser predichos con más exactitud que con la curva de Wilkink (Pool y Meuwissen, 2000).
- Altos órdenes son estables y favorecen la convergencia allí donde los polinomios convencionales fallan (Pool y Meuwissen, 2000).
- Covariables basadas en polinomios ortogonales son números pequeños que reducen los problemas de los errores de redondeo y proveen correlaciones pequeñas relativas entre los coeficientes de regresión estimados (Schaeffer, 2004).

Tabla 3. Series de los Polinomios de Legendre para cada orden

Orden	Polinomio de Legendre
0	$0,7071W^0$
1	$1,2247W^1$
2	$-0,7906W^0+2,3717W^2$
3	$-2,8062W^1+4,6771W^3$
4	$0,7955W^0-7,9550W^2+9,2808W^4$
5	$4,3973W^1-20,5206W^3+18,4685W^5$
6	$-0,7967W^0+16,7311W^2- 50,1934W^4+36,8085W^6$

W: días en lactancia escalados al intervalo [-1,+1]

Cuando se modelan con PL, tanto el efecto genético aditivo como el efecto del ambiente permanente, los órdenes de los polinomios no tienen por qué ser iguales. Meyer (2000) y Pool *et al.* (2000), por ejemplo, compararon varios modelos MRA con diferentes órdenes de polinomios ortogonales para el efecto genético aditivo y el ambiente permanente. Sin embargo, por simplicidad computacional se tiende a seleccionarlos iguales (Schaeffer, 2004). Pool *et al.* (2000) plantearon que el efecto genético aditivo requiere un orden bajo de los polinomios de Legendre con respecto al orden de los efectos del ambiente permanente.

2.5.6 Ventajas del modelo del día de control

El uso directo de las PDC tiene numerosas ventajas por encima del modelo tradicional tales como:

- Utilizar las PDC directamente evita los problemas de extensión y proyección de lactancias incompletas y elimina los debates sobre factores de extensión (Ptak y Schaeffer, 1993; Swalve, 1995a; Wiggans y Goddard, 1996; Swalve, 2000).
- Se maximiza la cantidad de información por cada animal con lo que se aumenta la exactitud de las predicciones (Ptak y Schaeffer, 1993; Wiggans y Goddard, 1996).
- Se tiene en cuenta el efecto de la PDC, número de la PDC, intervalo entre PDC y el orden de ellas (Reents y Dopp, 1996).
- Permite modelar la curva de lactancia individual (Schaeffer y Dekker, 1994).
- Su principal factor no genético es el rebaño-día de control (Strabel *et al.*, 2005) que tiene en cuenta el efecto temporal del ambiente de cada PDC individual (Meyer *et al.*, 1989; Ptak y Schaeffer, 1993; Van Raden, 1997) y su uso

- incrementa la exactitud de la evaluación (Beard, 1983; Strabel y Szwaczkowski, 1995).
- Permite calcular los parámetros genéticos para persistencia como un subproducto, lo cual permitirá modificar genéticamente la curva de lactancia (Jakobsen, 2000). Se ha demostrado que al seleccionar los individuos de mayor persistencia, se solucionan problemas éticos y económicos de la población, pues los animales más persistentes no sufren del estrés metabólico clásico de las altas productoras caracterizadas en su curva de lactancia por picos críticos (con rápido ascenso-descenso) que afecta su sistema inmunológico y corrobora la relación antagónica genética entre los rasgos producción de leche y resistencia a las enfermedades (Simianer *et al.* 1991; Nielsen *et al.* 1996; Pryce *et al.* 1997; Lund *et al.* 1999).
 - Se pueden incluir efectos específicos para un animal en particular en una PDC, tales como preñez o estado de salud (Ptak y Schaeffer, 1993).
 - Las curvas promedios de lactancia pueden ser modeladas con vías alternativas como las funciones de lactancia (Guo y Swalve, 1997; Jamrozik *et al.*, 1997), clases fijas (Stanton *et al.*, 1992; Strabel, 2004) o con el uso de 'splines' (Druet *et al.*, 2003).

3. OBJETIVOS

El objetivo principal de este trabajo es la estimación de componentes de varianza y parámetros genéticos empleando modelos que permitan incluir la información de los controles periódicos directamente, frente a los actuales modelos unicarácter de repetibilidad utilizados en los programas de evaluación genética de ganado caprino lechero, concretamente en la raza Murciano-Granadina, que consideran estimaciones de las lactaciones completas.

Dada la importancia de la persistencia por su relación con caracteres funcionales, se estimaron las heredabilidades y las correlaciones genéticas de varias medidas de persistencia de la lactación con la producción de leche, con vistas a su posible inclusión en los esquemas de selección.



4. MATERIALES Y MÉTODOS

La muestra de datos proviene de los controles lecheros oficiales efectuados por AMURVAL. Los rasgos analizados fueron la producción de leche (KL) y los porcentajes de grasa (MG), proteínas (PR) y contenido de lactosa (L), registrados entre 1999 y 2010 de las tres primeras lactancias en 38 rebaños (Figura 2).

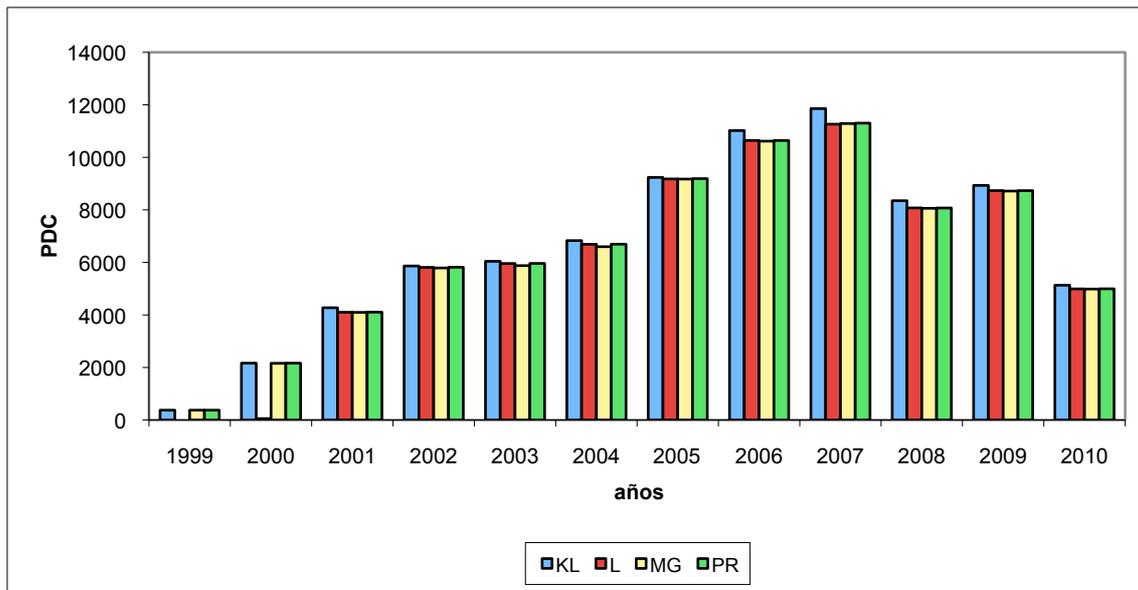


Figura 2. Distribución de controles a través de los años

Las características del fichero inicial y final se presentan en la Tabla 4 y para evitar inconsistencia lógicas se aplicaron los criterios descritos en la Tabla 5.

Tabla 4. Número de registros en la base inicial y final

	Lactancias	NL1	NL2	NL3
Base original	37307	15146	12976	9185
Base final	18791	6803	7161	4827
Porcentaje excluido	49,63	55,08	44,81	47,45

NLi: número de lactación i

Tabla 5. Criterios para excluir inconsistencias lógicas e improbabilidades biológicas

Rasgo	Unidad	Mínimo	Máximo
Leche	kg	0,2	6,7
Grasa	%	1	9
Proteína	%	1	7,94
Lactosa	%	1	6,64
DEL	días	10	300
Edad al parto	días	242	1460

Además, se utilizaron otros criterios de exclusión:

- Eliminación de datos repetidos.
- Inconsistencias entre mayor “fecha de parto” de los registros pertenecientes a la misma cabra y el aumento del número de parto.
- Eliminación de lactancias con menos de tres controles.
- Eliminación de registros con valores nulos para los caracteres en estudio.
- Eliminación de valores extremos.
- Eliminación de aquellas lactaciones que carecieron de campos como rebaño, fecha de control, fecha de nacimiento, número de parto y cualquier otra información imprescindible para efectuar la evaluación.
- Fueron eliminados aquellos grupos de contemporáneas que tuvieron menos de 5 individuos.
- Fueron eliminadas las lactancias que tuvieron su primer registro con menos de 10 días o más de 60 días en lactancia al momento del pesaje.

Tabla 6. Estadística descriptiva para KL

	KL1	KL2	KL3
Registros	28448	30140	20193
Individuos	6803	7161	4827
Media rasgo (kg)	1,66 (0,62)	2,07 (0,81)	2,19 (0,88)
G	984	1053	996
Porcentaje con			
3 registros	5,7	9,0	7,2
4 registros	70,5	61,2	67,4
5 registros	25,5	21,7	17,4
+ de 5 registros		8,1	8,0
DL (días)	170,96	176,79	175,26

KL_i: producción diaria de leche en lactación *i*; G: grupos de contemporáneas; Error estándar entre paréntesis

Tabla 7. Estadística descriptiva para PR

	PR1	PR2	PR3
Registros	27582	29492	19704
Individuos	6803	7161	4827
Media rasgo (%)	3,69 (0,5)	3,68(0,49)	3,67(0,49)
G	981	1052	996
Porcentaje con			
3 registros	12,9	13,2	12,9
4 registros	66,7	57,8	62,6
5 registros	20,4	20,2	16,5
+ de 5 registros		8,8	8,0

PR_i: porcentaje de proteína en lactación *i*; G: grupos de contemporáneas; Error estándar entre paréntesis

Tabla 8. Estadística descriptiva para MG

	MG1	MG2	MG3
Registros	27442	29377	19650
Individuos	6803	7161	4827
Media rasgo (%)	5,05 (1,17)	5,11 (1,14)	5,12 (1,12)
G	981	1052	996
Porcentaje con			
3 registros	13,7	13,9	13,4
4 registros	66,6	57,7	62,4
5 registros	19,7	20,0	16,3
+ de 5 registros		8,4	7,9

MGi: porcentaje de grasa en lactación i; G: grupos de contemporáneas; Error estándar entre paréntesis

Tabla 9. Estadística descriptiva para L

	L1	L2	L3
Registros	26479	28804	18977
Individuos	6563	7066	4679
Media rasgo (%)	4,84 (0,37)	4,79 (0,36)	4,75 (0,36)
G	918	994	942
Porcentaje con			
3 registros	13,4	13,9	13,6
4 registros	66,1	57,1	62,1
5 registros	20,5	19,4	16,7
+ de 5 registros		10,6	7,6

Li: porcentaje de lactosa en lactación i; G: grupos de contemporáneas; Error estándar entre paréntesis

Tabla 10. Estadísticas del fichero de pedigrí

	N (%)
No. de individuos	14714
Eliminados por no aportar conexión	1099 (7,5%)
Individuos efectivos en el pedigrí	13615 (92,5%)
Individuos sin padre	6409
Individuos sin madre	6148
Individuos sin padre ni madre	4708
Individuos con registros	12107
sin padre	5743
sin madre	5368
sin padre ni madre	4138
Número de padres	511
Número de madres	4302
Madres con descendencia	4096
Madres con registros y descendencia	3199
Individuos con abuelos	
Abuelos paternos	3822
Abuelas paternas	3365
Abuelos maternos	4045
Abuelas maternas	4092

La descripción de la cantidad de PDC, individuos, grupos de contemporáneas así como otras características de interés se presenta en la Tablas 6, 7, 8 y 9.

El fichero de pedigrí estuvo conformado por 14.714 individuos y sus características aparecen descritas en la Tabla 10. Es interesante hacer notar que el 60,1 % de los individuos tenían como mínimo 9 registros (3 por lactancia) ellos, sus padres o sus hermanos.

4.1 Elección del polinomio para modelar la curva de lactancia promedio

Se efectuaron análisis previos para conocer el orden del polinomio a aplicar para modelar la parte fija de la curva de lactancia promedio a través de los DEL dentro del rebaño-fecha del día de control. Para ello se utilizó el procedimiento NLIN de SAS (1995), utilizando los siguientes modelos:

- El modelo de Wood, recomendado para esta raza por León *et al.* (2007):

$$y_t = at^b e^{-ct}$$

- El modelo de Wilmink:

$$y_t = a + be^{-kt} + ct$$

- Los polinomios ortogonales de Legendre de segundo orden:

$$y_t = \alpha_0 xP_0 + \alpha_1 xP_1 + \alpha_2 xP_2$$

- La regresión polinomial de Ali-Schaeffer:

$$y_t = a + b(t/300) + c(t/300)^2 + d \log(300/t) + k[\log(300/t)]^2$$

- Los polinomios ortogonales de Legendre de cuarto orden:

$$y_t = \alpha_0 xP_0 + \alpha_1 xP_1 + \alpha_2 xP_2 + \alpha_3 xP_3 + \alpha_4 xP_4$$

En todos los modelos y_t es la producción de leche en el día de control en el tiempo t medido en días en lactación al momento del control. Las funciones de tiempo P_j de los modelos que utilizan polinomios de Legendre, fueron calculadas a partir de los valores publicados por Schaeffer (2004). La bondad de ajuste de los modelos considerados fue evaluada por el coeficiente de determinación ajustado y clasificado en 4 niveles (L1<0,25; L2=0,25 a >0,50; L3= 0,50 a >0,75 y L4 >0,75). Se seleccionaron las curvas individuales con coeficientes de determinación ajustados, superiores a 0,75 y agrupadas de acuerdo con las diferentes combinaciones de los signos de los parámetros (Macciotta *et al.*, 2005).

Para conocer la importancia de los efectos sistemáticos a incluir en la estimación de parámetros genéticos se utilizó un análisis de varianza (procedimiento GLM de SAS (1995)) bajo el siguiente modelo:

$$y_{ijkl} = G_i + N_j + O_o + \beta_1(E_{io} - \bar{E}) + \beta_2(E_{io} - \bar{E})^2 + \sum_{m=0}^2 \gamma_{im} X_m(t) + e_{ijkl}$$

Donde:

y_{ijkl} l-ésimo control para KL, L, MG o PR de la k-ésima cabra

G_i efecto fijo i-ésimo rebaño-fecha del día de control

N_j efecto del j-ésimo número de crías (1, 2 y más de 3 crías)

O_o efecto del o-ésimo orden de parto (1, 2 y 3)

β_1 coeficiente de regresión fijo para la edad al parto (E) lineal

β_2 coeficiente de regresión fijo para la edad al parto (E) cuadrática

γ_{im} coeficientes de regresión fija de la curva de lactancia anidada en G_i asociados a las covariables $\mathbf{Xm(t)}$ descrita por un polinomio de Legendre de segundo orden con 987 niveles. Esta regresión fija se utiliza para estimar la curva de lactancia media. Los componentes del vector de las covariables en función del tiempo son:

$$X_0(t) = \frac{1}{\sqrt{2}}, X_1(t) = \sqrt{\frac{3}{2}}w, X_2(t) = \frac{1}{2}\sqrt{\frac{5}{2}}(3w^2 - 1)$$

Donde w es el DEL transformado dentro del intervalo de [-1, +1]

$$w = (2(DEL - 10) / 290) - 1$$

4.2 Modelos para la estimación de parámetros genéticos

Para la estimación de parámetros genéticos se utilizaron 4 modelos:

- **Modelo I:** Modelo de regresiones fijas donde se analiza cada lactancia de manera individual y las PDC dentro de cada una como una medida repetida

$$y_{ijkl} = G_i + N_j + \beta_1(E_i - \bar{E}) + \beta_2(E_i - \bar{E})^2 + \sum_{m=0}^2 \gamma_{im} X_m(t) + a_k + p_k + e_{ijkl}$$

Donde se añaden:

y_{ijkl} l-ésimo control para KL, L, MG o PR de la k-ésima cabra

G_i efecto fijo i-ésimo rebaño-fecha del día de control

N_j efecto del j-ésimo número de crías (1, 2 y más de 3 crías)

β_1 coeficiente de regresión fijo para la edad al parto (E) lineal

β_2 coeficiente de regresión fijo para la edad al parto (E) cuadrática

γ_{im} coeficientes de regresión fija de la curva de lactancia anidada en G_i asociados a las covariables $\mathbf{X}_m(\mathbf{t})$ descrita por un polinomio de Legendre de segundo orden con 987 niveles. Esta regresión fija se utiliza para estimar la curva de lactancia media

a_k efecto genético aditivo de la k-ésima cabra

p_k efecto del ambiente permanente de la k-ésima cabra

Se modela una curva de lactancia común para las cabras que paren en el mismo grupo de contemporáneas por la regresión de los controles en sus DEL. En el modelo de regresiones fijas, se asume que el efecto genético aditivo y el efecto del ambiente permanente son constantes dentro de la lactancia. Esto implica correlaciones iguales entre dos PDC independientemente de lo alejados que puedan estar entre ellos.

- **Modelo II:** Modelo unicarácter donde cada lactancia se analiza de manera independiente y las PDC dentro de la lactancia con regresiones aleatorias modeladas con polinomios de Legendre de segundo orden:

$$y_{ijkl} = G_i + N_j + \beta_1(E_i - \bar{E}) + \beta_2(E_i - \bar{E})^2 + \sum_{m=0}^2 \gamma_{im} X_m(t) + \sum_{m=0}^2 \alpha_{km} Z_{am}(t) + \sum_{m=0}^2 \omega_{km} Z_{pm}(t) + e_{ijkl}$$

Los términos α_{km} y ω_{km} constituyen los coeficientes de regresión aleatoria asociados a los efectos genético aditivo y de ambiente permanente de cada individuo que junto a las covariables $Z_a(t)$ y $Z_p(t)$ definidas en función del tiempo (DEL estandarizado entre -1 y 1) proporcionan las trayectorias de los estimados a lo largo de la lactación.

Las covariables $\mathbf{Z}_m(\mathbf{t})$ evaluadas en el DEL= \mathbf{t} se obtienen de la serie normalizada de polinomios ortogonales de Legendre: $\mathbf{Z}_0(\mathbf{t})$, $\mathbf{Z}_1(\mathbf{t})$ y $\mathbf{Z}_2(\mathbf{t})$ de la misma forma que fueron obtenidas en la primera ecuación.

En notación matricial:

$$y = Xb + Z_1a + Z_2p + e$$

Donde:

- **X**, **Z₁** y **Z₂** son las matrices de incidencia correspondientes a los efectos fijos, aditivos y del ambiente permanente, respectivamente.
- **b** es el vector que contiene los efectos fijos, rebaño-fecha del día de control, número de crías y la edad al parto como covariable lineal y cuadrática.
- **a** es el vector que contiene los coeficientes de regresión aleatoria para la parte genética aditiva específicos a cada animal.
- **p** es el vector que contiene los coeficientes de regresión aleatoria para la parte del ambiente permanente específicos a cada animal.
- **e** es el vector que contiene los residuos relacionados con cada PDC.

Y se asume la siguiente estructura de covarianza:

$$\text{var} \begin{bmatrix} a \\ p \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A \otimes G & 0 & 0 \\ 0 & I \otimes P & 0 \\ 0 & 0 & I\sigma_r^2 \end{bmatrix}$$

siendo **G** y **P** las matrices que contienen las (co)varianzas entre los coeficientes de regresión aleatoria para el efecto genético aditivo y del ambiente permanente respectivamente. **R** es una matriz diagonal que contiene la varianza del término residual de cada PDC en el fichero. Nótese que el Modelo I es un caso particular donde los coeficientes de regresión aleatoria equivalen a la unidad tanto para el efecto genético aditivo como para el ambiente permanente donde la estructura de covarianzas queda:

$$\text{var} \begin{bmatrix} a \\ p \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A\sigma_a^2 & 0 & 0 \\ 0 & I\sigma_p^2 & 0 \\ 0 & 0 & I\sigma_r^2 \end{bmatrix}$$

Donde:

- **A** la matriz de parentesco.
 - σ_a^2 varianza genética aditiva de la población base.
 - σ_p^2 varianza del efecto del ambiente permanente.
 - σ_r^2 varianza del error
- **Modelo III:** Modelo Multicarácter donde se analizan las tres lactancias como rasgos correlacionados y las PDC dentro de la lactancia como una medida repetida

$$y_{o:ijkl} = G_i + N_j + \beta_1(E_i - \bar{E}) + \beta_2(E_i - \bar{E})^2 + \sum_{m=0}^2 \gamma_{im} X_m(t) + a_{o:k} + p_{o:k} + e_{o:ijkl}$$

Donde

$y_{o:ijkl}$ l-ésimo día de control de la k-ésima cabra en la o-ésima lactancia.

En este modelo se obtiene un valor de varianza genética aditiva para cada lactancia en cada rasgo y su correlación con el resto de las lactancias.

- **Modelo IV:** Modelo multirrasgo donde se analizan las tres lactancias como rasgos correlacionados y las PDC dentro de cada lactancia con regresiones aleatorias y polinomios de Legendre de segundo orden:

$$y_{o:ijkl} = G_i + N_j + \beta_1(E_i - \bar{E}) + \beta_2(E_i - \bar{E})^2 + \sum_{m=0}^2 \gamma_{im} X_m(t) + \sum_{m=0}^2 \alpha_{o:km} Z_{am}(t) + \sum_{m=0}^2 \omega_{o:km} Z_{pm}(t) + e_{o:ijkl}$$

Donde

$y_{o:ijkl}$ l-ésimo día de control de la k-ésima cabra en la o-ésima lactancia.

En este modelo se obtienen las varianzas genéticas aditivas y de ambiente permanente a través de la lactancia, pero se tienen en cuenta las correlaciones entre lactancias. Las matrices de (co)varianzas modeladas para el efecto genético aditivo y de ambiente permanente tuvieron un orden de 9x9.

Los errores de todos los modelos se asumieron normalmente distribuidos, independientes y con varianza constante a lo largo de la lactación, debido a limitaciones para establecer heterogeneidad de varianzas residuales en los modelos multirrasgo, tanto por la elevada cantidad de parámetros a incluir en el modelo, como por el tiempo para procesar los análisis y en aras de garantizar el principio de la convergencia. Los análisis fueron efectuados utilizando la metodología REML con el paquete WOMBAT (Meyer, 2007).

4.3 Medidas de Persistencia

Se analizaron 5 medidas diferentes de persistencia:

- PS1: indica el diferencial para producción de leche en el período que comprende entre 50 y 210 días de lactancia en relación con la media de los individuos en 50 días, modificada de Jamrozik *et al.* (1997).

$$Z_{PS1} = Z_{210} - Z_{50}$$

- PS2: es la diferencia entre el área bajo la curva de lactancia en el tercio medio que abarca de 76 a 141 días e inicial, de 10 a 75 días (modificado de Jakobsen *et al.*, 2002). De forma tal que:

$$z_{PS2} = \sum_{DEL=76}^{141} z_{DEL} - \sum_{DEL=10}^{75} z_{DEL}$$

- PS3: es el área bajo la curva de lactancia en el tercio final de la lactancia sustraída por el tercio inicial (modificado de Jakobsen *et al.*, 2002)

$$z_{PS3} = \sum_{DEL=142}^{210} z_{DEL} - \sum_{DEL=10}^{75} z_{DEL}$$

- PS4: constituye la sumatoria de la contribución para cada día en un período de 51 a 210 días como una desviación de la producción en el día 50 (modificado de Jamrozik *et al.*, 1997)

$$z_{PS4} = \sum_{DEL=51}^{210} (z_{DEL} - z_{50})$$

- PS5: se calcula como la sumatoria de la contribución de cada día en el período de 50 a 209 como una desviación del día 210 (modificado de Jakobsen *et al.*, 2002)

$$z_{PS5} = \sum_{DEL=50}^{209} (z_{DEL} - z_{210})$$

Se calcularon las varianzas genéticas aditivas para cada medida de persistencia

$$\sigma_{ai}^2 = z' G z_i$$

Donde **G** es la matriz de los parámetros estimados por los coeficientes de regresión aleatoria para el efecto genético aditivo y **z_i** es el vector que contiene los coeficientes de los polinomios de Legendre normalizados que corresponden a la medida de persistencia **PS_i**.

De forma general, la h^2 para persistencia fue calculada como:

$$h_i^2 = \frac{\sigma_{a(i)}^2}{\sigma_{a(i)}^2 + \sigma_{p(i)}^2 + k_i * \sigma_e^2}$$

Donde:

i = PS1, PS2, PS3, PS4 y PS5

k = es una constante que toma los valores 2, 130, 133, 25760 y 25760 para PS1, PS2, PS3, PS4 y PS5, respectivamente. El término k fue calculado de la siguiente manera:

PS1:

$$V_e (PS_1) = V_e (PL_{210} - PL_{50})$$

$$V_e (PS_1) = V_e (PL_{210}) + V_e (PL_{50}) - 2 \text{cov}(PL_{210}, PL_{50})$$

$$\text{cov}(PL_{210}, PL_{50}) = 0$$

$$V_e (PS_1) = V_e (PL_{210}) + V_e (PL_{50})$$

$$V_e (PS_1) = 2V_e$$

PS2:

$$V_e (PS_2) = V_e \left(\sum_{76}^{141} PL_{DEL} \right) + V_e \left(\sum_{10}^{75} PL_{DEL} \right) - 2 \text{cov} \left(\sum_{76}^{141} PL_{DEL}, \sum_{10}^{75} PL_{DEL} \right)$$

$$\text{cov} \left(\sum_{76}^{141} PL_{DEL}, \sum_{10}^{75} PL_{DEL} \right) = 0$$

$$V_e (PS_2) = [V_e (PL_{76} + PL_{77} + \dots + PL_{141})] + [V_e (PL_{10} + PL_{11} + \dots + PL_{75})]$$

$$V_e (PS_2) = 65 * V_e + 65 * V_e$$

PS3: Por analogía con PS2 pero el valor fue de 133 debido a que el último período tiene 3 días más.

PS4:

$$V_e (PS_4) = V_e \left[\sum_{51}^{210} (PL_{DEL} - PL_{50}) \right]$$

$$V_e (PS_4) = V_e \left[\sum_{51}^{210} PL_{DEL} - \sum_{51}^{210} PL_{50} \right]$$

$$V_e (PS_4) = V_e \left(\sum_{51}^{210} PL_{DEL} \right) + V_e (160 PL_{50}) - 2 \text{cov} \left(\sum_{51}^{210} PL_{DEL}, 160 PL_{50} \right)$$

$$V_e (PS_4) = V_e (PL_{51} + PL_{52} + \dots + PL_{210}) + (160)^2 V_e (PL_{50})$$

$$V_e (PS_4) = 160 V_e + (160)^2 V_e$$

PS5: Por analogía con PS4

5. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Las medias y errores estándar para cada uno de los rasgos analizados en cada lactancia se presentan en la Tabla 11. La producción de leche (KL) y el porcentaje de grasa (MG) en la primera lactancia presentaron los menores valores. Cabe destacar que el porcentaje de lactosa (L) y proteínas (PR) no presentaron prácticamente diferencias entre lactancias.

Tabla 11. Medias (errores estándar) de los rasgos analizados por lactancia

Rasgo	NL1	NL2	NL3
KL (kg/día)	1,66 (0,62)	2,07 (0,81)	2,19 (0,88)
PR (%)	3,69 (0,50)	3,68 (0,49)	3,67 (0,49)
MG (%)	5,05 (1,17)	5,11 (1,14)	5,12 (1,12)
L (%)	4,84 (0,37)	4,79 (0,36)	4,75 (0,36)

KL: producción de leche del día de control; PR: porcentaje de proteínas; MG: porcentaje de grasa; L: porcentaje de lactosa; NL1: número de lactancia 1; NL2: número de lactancia 2; NL3: número de lactancia 3.

Valores de 1,93 y 2,18 kg/diarios fueron referidos para la raza Murciano Granadina por Menéndez-Buxadera *et al.* (2010) para primera y segunda lactancia, respectivamente, con un comportamiento semejante de los componentes de la leche. En la misma raza, Analla *et al.* (1996) encontró valores de 5,4 % para grasa y 3,5 % para proteína. Andonov *et al.* (2007) en el caprino de leche en Noruega describió valores de 1,67 kg, 3,9 %, 2,78 % y 4,44 % para KL, MG, PR y L, respectivamente. Porcentajes de proteína y grasa de 3,67 % y 4,90 % en primíparas y 3,71 % y 5,2 % en múltiparas, respectivamente, para la raza Murciano Granadina fueron descritos por Martínez y Peris (2002).

Sarmento *et al.* (2008) refirieron medias de PDC en primera lactancia para cabras Alpinas que oscilaron de 1,77 a 3,12 kg durante la lactancia. Brežnik *et al.* (1997) encontraron valores de 1,98 kg para KL en caprino lechero de Eslovenia. Los promedios observados para grasa y proteína en este estudio fueron superiores a los resultados obtenidos por otros autores (Večeřová y Křížek, 1993; Hadjipanayiotou, 1995; Brežnik *et al.*, 1997; Milerski y Mareš, 2001; Ciappesoni *et al.*, 2002a).

Al efectuar el análisis de varianza (Tabla 12) con un modelo de efectos fijos se observó que los efectos contenidos en el modelo fueron significativos, excepto el orden de parto para MG. Cabe destacar que, aunque la edad como covariable cuadrática era estadísticamente significativa, el valor del coeficiente fue extremadamente pequeño (de

$-7,31 \times 10^{-7}$ a $-7,38 \times 10^{-7}$) por lo que se eliminó el término cuadrático debido a su poca relevancia.

Tabla 12. Análisis de varianza para los rasgos analizados (p-valores resultantes del test F)

Efecto	KL	L	MG	PR
G	0,0010	0,0010	0,0010	0,0010
N	0,0030	0,0017	0,0019	0,0021
O	0,0010	0,0010	0,5908	0,0010
β_1	0,0018	0,0010	0,0010	0,0174
β_2	0,0170	0,0031	0,0010	0,0450
Z_0	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Z_1	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Z_2	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
R^2 (%)	36,56	43,69	35,14	44,25
CV (%)	33,7	5,7	18,2	10,0
CME	0,428	0,075	0,863	0,136

G: grupo de contemporáneas; N: número de crías; O: orden de parto; β_1 : coeficiente de regresión lineal para la edad al parto; β_2 : coeficiente de regresión cuadrático de la edad al parto; Z_0 , Z_1 , Z_2 : coeficientes de los polinomios de Legendre para modelar la curva de lactancia promedio; R^2 : coeficiente de determinación; CV: coeficiente de variación; CME: cuadrado medio del error.

La producción de leche aumentó progresivamente con el orden de parto (Tabla 13). Tal y como se ha descrito en la literatura (Zeng y Escobar, 1995; Browning, *et al.*, 1995; Pacheco *et al.*, 1998; Antunac *et al.*, 1998; Fernández, 2000; Antunac *et al.*, 2001; Milerski y Mareš, 2001; Ciappesoni *et al.*, 2002a y Martínez y Peris, 2002) la primera lactancia presentó una producción inferior al resto. Reducciones de 15, 11 y del 3 al 5% entre paridades fueron mencionadas por Křížek *et al.* (1992). En la raza Murciano Granadina, Carrizosa *et al.* (1993) indicaron una máxima producción de leche entre la quinta y sexta lactancia mientras que Falagán y Mateos (1996) plantearon que la mayor cantidad de leche se alcanza en la sexta lactancia y las menores en primera y en lactaciones posteriores a la sexta. Peris *et al.* (1997) en esta raza, encontró que la producción de leche aumenta hasta la tercera lactancia, a partir de la cual ocurre una disminución de los niveles productivos.

Los componentes de la leche no experimentaron modificaciones relevantes y su valor máximo fue en la primera lactancia. El contenido de grasa no tuvo diferencias significativas; aunque Večeřová y Křížek (1993) refirieron una tendencia decreciente para este rasgo. Kala y Prakash (1990) en las razas Barbari y Jamunapari concluyeron que las cabras primíparas tuvieron los mayores porcentajes de grasa y proteínas, los

cuales decrecían con el aumento del orden de parto mientras que la lactosa aumentaba. Martínez y Peris (2002) en la raza Murciano Granadina describieron un aumento del porcentaje de proteína y grasa que alcanzó su valor máximo en la sexta lactancia.

Tabla 13. Efecto de la lactación sobre la producción y composición de la leche

NL	KL	PR	MG	L
1	1,75 (0,01) a	3,68 (0,01) a	5,06 (0,02)	4,80 (0,00) a
2	2,04 (0,01) b	3,64 (0,01) b	5,06 (0,02)	4,79 (0,00) ab
3	2,06 (0,01) b	3,63 (0,01) b	5,04 (0,02)	4,78 (0,00) b

a, b: letras diferentes en la misma columna indican diferencias entre medias mínimo cuadráticas ($P < 0,05$); Errores estándar entre paréntesis.

En función del número de crías (Tabla 14), se observó que las menores producciones de leche correspondieron a hembras con un parto simple. Peris *et al.* (1997) en Murciano Granadina concluyó que la prolificidad no afectaba la producción de leche, aunque reconoció que las hembras de partos múltiples presentaron mayores producciones de leche. Esto concuerda con el cambio que ocasiona este factor sobre la producción de leche descrito por varios autores (Gipson y Grossman, 1990; Večeřová y Křížek, 1993; Browning *et al.*, 1995; Milerski y Mareš, 2001 y Ciappesoni *et al.*, 2002a).

En este estudio los porcentajes de grasa disminuyeron con el aumento del número de cabritos y los niveles de proteína presentaron poca fluctuación aunque sí evidenciaron la tendencia mencionada por Milerski y Mareš (2001) que encontraron los mayores niveles de proteína en cabras con partos simples y menores contenidos de grasa en cabras con tres o más crías. Boujenane y Larini (1992) determinaron que la prolificidad afectó tanto la producción de leche como al porcentaje de grasa.

En general se observó que a medida que aumenta la producción de leche la proporción de los componentes lácteos disminuye probablemente debido a un efecto de dilución (Morand-Fehr *et al.*, 1986; Peris *et al.*, 1997).

Tabla 14. Efecto del tamaño de camada sobre la producción y composición de la leche

Nºnacidos	KL	PR	MG	L
1	1,84 (0,00) a	3,65 (0,00) a	5,14 (0,01) a	4,81 (0,00) a
2	1,94 (0,00) b	3,65 (0,00) a	5,09 (0,00) b	4,80 (0,00) a
3 o más	2,12 (0,01) c	3,59 (0,00) b	4,77 (0,00) c	4,76 (0,00) b

a, b,c: letras diferentes en la misma columna indican diferencias entre medias mínimo cuadráticas ($P < 0,05$); Errores estándar entre paréntesis.

5.1 Elección del polinomio para modelar la curva de lactancia promedio

Con respecto a la curva promedio, se concluyó que las funciones matemáticas propuestas para describir la curva de producción de leche a través de la lactancia fueron capaces de representar diferentes formas y que los modelos de 5 parámetros, a pesar de su flexibilidad, no presentaron la mayor cantidad de lactaciones con bondad de ajuste superiores a 0,75. Esto podría deberse al tipo de muestreo, en que los intervalos no tienden a ser tan regulares como en el bovino, por lo que quizás el uso de un modelo de 5 parámetros no sea necesario y se corroboró la mejora de los estimados con un modelo con polinomios ortogonales de Legendre de segundo orden.

5.2 Estimación de componentes de varianza con Modelo I y Modelo III

Los estimados para los rasgos en estudios por el Modelo I, donde se asume que cada control es una medida repetida dentro de la lactancia y cada lactancia se analiza de manera independiente, se presentan en la Tabla 15.

Las σ_a^2 en KL y MG tuvieron como tendencia aumentar ligeramente y σ_p^2 se mantuvo constante excepto para KL donde aumentó ligeramente con el número de lactancia. En L hubo una disminución de la σ_a^2 en la tercera lactancia.

Las σ_r^2 en KL tuvieron la misma tendencia que la σ_a^2 mientras que para PR y MG disminuyó ligeramente. En L se mantuvo sin cambios. La h^2 experimentó un descenso en KL con el aumento del número de lactancia, mientras en PR se mantuvo prácticamente constante, en MG aumentó y en L se mantuvo casi constante en las dos primeras lactancias para luego disminuir en la tercera.

La repetibilidad para KL disminuyó, para PR y MG aumentó y para L se mantuvo sin cambios importantes excepto para L3.

Al comparar estos resultados con los obtenidos en el Modelo III (multicarácter para las tres lactancias donde cada control se analizó como una medida repetida dentro de la lactancia) se observó que los componentes de varianza no experimentaron cambios sustanciales. En L fue interesante el aumento de la σ_a^2 en NL3 desde 0,004 (Modelo I) a 0,01 (Modelo III) con un aumento en la h^2 a 0,10.

Los componentes de varianza, de manera general, no mostraron cambios sustanciales con el aumento del número de lactancia. Sin embargo, en bovino de leche

fue descrita una tendencia creciente con el orden de parto (Rekaya *et al.*, 1999, Zavadilová *et al.*, 2005, Muir *et al.*, 2007 y Hammami *et al.*, 2008).

Tabla 15. Estimaciones de varianza genética aditiva (σ_a^2), ambiental permanente (σ_p^2), residual (σ_r^2), heredabilidad (h^2) y repetibilidad (r^2) estimadas con el Modelo I

KL					
	σ_a^2	σ_p^2	σ_r^2	h^2	r^2
NL1	0,03 (0,01)	0,14 (0,01)	0,14 (0,01)	0,11 (0,02)	0,55 (0,02)
NL2	0,04 (0,01)	0,25 (0,01)	0,24 (0,00)	0,08 (0,02)	0,53 (0,02)
NL3	0,05 (0,01)	0,30 (0,02)	0,30 (0,00)	0,07 (0,02)	0,54 (0,02)
PR					
	σ_a^2	σ_p^2	σ_r^2	h^2	r^2
NL1	0,04 (0,00)	0,04 (0,00)	0,071 (0,00)	0,26 (0,02)	0,52 (0,02)
NL2	0,04 (0,00)	0,05 (0,00)	0,069 (0,00)	0,25 (0,02)	0,56 (0,02)
NL3	0,04 (0,01)	0,05 (0,01)	0,068 (0,00)	0,26 (0,03)	0,57 (0,02)
MG					
	σ_a^2	σ_p^2	σ_r^2	h^2	r^2
NL1	0,06 (0,01)	0,17 (0,01)	0,66 (0,01)	0,06 (0,01)	0,26 (0,01)
NL2	0,08 (0,01)	0,16 (0,01)	0,63 (0,00)	0,10 (0,02)	0,28 (0,02)
NL3	0,09 (0,02)	0,16 (0,02)	0,62 (0,01)	0,10 (0,02)	0,29 (0,02)
L					
	σ_a^2	σ_p^2	σ_r^2	h^2	r^2
NL1	0,01 (0,00)	0,02 (0,00)	0,06 (0,00)	0,13 (0,02)	0,34 (0,02)
NL2	0,01 (0,00)	0,02 (0,00)	0,05 (0,00)	0,14 (0,01)	0,36 (0,01)
NL3	0,004 (0,00)	0,03 (0,00)	0,05 (0,00)	0,05 (0,02)	0,36 (0,02)

NLi: número de lactación i; KL: Producción de leche (kg); PR: porcentaje de proteína; MG: porcentaje de grasa; L: porcentaje de lactosa; Errores estándar entre paréntesis.

Estimados para producción de leche en caprinos de Alemania con valores de h^2 y de r^2 de 0,27, 0,20 y 0,37 y de 0,54, 0,56 y 0,58 en primera, segunda y tercera lactancia, respectivamente fueron obtenidos por Zumbach *et al.* (2008) con un modelo semejante al Modelo III. En una revisión de los estimados de heredabilidad y repetibilidad presentes en la literatura para rasgos productivos efectuada por Olivier *et al.* (2005) se plantea que los estimados de h^2 para producción de leche varían acorde a la raza y al ambiente, los cuales oscilan de 0,14 en raza Murciano Granadina (Delgado *et al.*, 2006) y raza Skopelos en Grecia (Kominakis *et al.*, 2000) a 0,35 para la Alpina y la Saanen en Francia (Ilahi *et al.*, 2000) y en Nueva Zelanda (Morris *et al.*, 2006). Los estimados de

r^2 generalmente tienden a ser el doble de la h^2 y van desde 0,30 para Murciano Granadina (Delgado *et al.*, 2006) a 0,54 en la Alpina en Francia (Ilahi *et al.*, 2000).

Tabla 16. Estimaciones de varianzas genéticas aditiva (σ_a^2), ambiental permanente (σ_p^2), residual (σ_r^2), heredabilidad (h^2) y repetibilidad (r^2) estimadas con el modelo III

	KL				
	σ_a^2	σ_p^2	σ_r^2	h^2	r^2
NL1	0,03 (0,01)	0,14 (0,01)	0,13 (0,00)	0,11 (0,02)	0,57 (0,03)
NL2	0,04 (0,01)	0,21 (0,01)	0,21 (0,00)	0,09 (0,02)	0,55 (0,04)
NL3	0,03 (0,01)	0,27 (0,01)	0,24 (0,00)	0,06 (0,02)	0,56 (0,03)
	PR				
	σ_a^2	σ_p^2	σ_r^2	h^2	r^2
NL1	0,04 (0,00)	0,03 (0,00)	0,06 (0,00)	0,29 (0,02)	0,55 (0,00)
NL2	0,04 (0,00)	0,04 (0,00)	0,06 (0,00)	0,31 (0,02)	0,57 (0,02)
NL3	0,05 (0,00)	0,04 (0,00)	0,06 (0,00)	0,33 (0,02)	0,59 (0,02)
	MG				
	σ_a^2	σ_p^2	σ_r^2	h^2	r^2
NL1	0,07 (0,01)	0,16 (0,01)	0,64 (0,06)	0,09 (0,01)	0,27 (0,00)
NL2	0,10 (0,01)	0,14 (0,01)	0,64 (0,01)	0,12 (0,01)	0,28 (0,02)
NL3	0,09 (0,01)	0,16 (0,01)	0,60 (0,01)	0,11 (0,02)	0,29 (0,02)
	L				
	σ_a^2	σ_p^2	σ_r^2	h^2	r^2
NL1	0,01 (0,00)	0,02 (0,00)	0,05 (0,00)	0,15 (0,02)	0,36 (0,02)
NL2	0,01 (0,00)	0,02 (0,00)	0,05 (0,00)	0,16 (0,02)	0,38 (0,02)
NL3	0,01 (0,00)	0,02 (0,00)	0,05 (0,00)	0,10 (0,02)	0,38 (0,02)

NLi: número de lactación i; KL: Producción de leche (kg); PR: porcentaje de proteína; MG: porcentaje de grasa; L: porcentaje de lactosa; Errores estándar entre paréntesis.

Tabla 17. Correlaciones genéticas (fenotípicas) para los rasgos en estudio estimadas por el Modelo III

	KL		PR	
	NL2	NL3	NL2	NL3
NL1	0,74 (0,33)	0,78 (0,25)	0,98 (0,53)	0,99 (0,50)
NL2		0,99 (0,40)		1,00 (0,57)
	MG		L	
	NL2	NL3	NL2	NL3
NL1	0,95 (0,24)	0,93 (0,19)	0,97 (0,28)	0,99 (0,25)
NL2		1,00 (0,28)		1,00 (0,37)

Las correlaciones genéticas entre lactancias (Tabla 17) fueron elevadas, especialmente entre la segunda y tercera lactancia; sin embargo las correlaciones fenotípicas fueron francamente bajas.

Zumbach *et al.* (2008) estimaron correlaciones genéticas inferiores, de 0,45 a 0,79 y fenotípicas superiores de 0,55 a 0,80. En vistas a esta situación, se decidió hacer un análisis multicarácter con la información de los rasgos estimada a partir de sus controles hasta los 210 días. Los resultados se muestran en la Tabla 18 y se observó que la situación persistía y fue principalmente marcada para MG.

La h^2 obtenida para la producción de leche a los 210 días fue baja (0,1) comparada con el valor de 0,18 y 0,17 obtenidos por Analla *et al.* (1996) en la raza Murciano Granadina con un modelo unicarácter y multicarácter (con rasgos de componentes lácteos), respectivamente. Kala y Prakas (1990), con un modelo macho, estimaron valores de h^2 de 0,40 en Jamunapari y 0,36 en Barbari. Ribeiro *et al.* (1998) estimó, en un rebaño concreto de la raza Saanen, una h^2 de 0,09 para producción de leche. Gonçalves *et al.* (2001, 2002) estimaron una h^2 para producción de leche total en caprinos de la raza Alpina, Saanen y Toggenburg por el método de los mínimos cuadrados y por REML, con valores de 0,30 y 0,22, respectivamente. Soares Jr. *et al.* (2001) obtuvieron valores de h^2 de 0,06, 0,01 y 0,12 para las razas Alpina, Saanen y Toggenburg, respectivamente. Hermiz *et al.* (2002) utilizando REML estimó una h^2 de 0,46 para producción de leche en cabras locales Iraquíes. Pimenta Jr. *et al.* (2004) encontraron estimados de h^2 iguales a 0,23 para producción de leche total en cabras resultantes del cruzamiento de las razas Alpina y Gurguéia.

Tabla 18. Estimados de heredabilidad en la diagonal, correlaciones genéticas (fenotípicas) para las lactancias completas

	KL			PR		
	NL1	NL2	NL3	NL1	NL2	NL3
NL1	0,11	0,81 (0,40)	0,90 (0,30)	0,26	0,98 (0,70)	0,95 (0,68)
NL2		0,08	0,98 (0,47)		0,29	0,97 (0,71)
NL3			0,03			0,29
	MG			L		
NL1	0,08	0,95 (0,16)	0,88 (0,13)	0,13	0,70 (0,40)	0,78 (0,46)
NL2		0,10	0,94 (0,17)		0,13	0,79 (0,45)
NL3			0,10			0,08

Los estimados de h^2 para PR fueron similares y los de MG fueron inferiores a los estimados para la raza Murciano Granadina por Analla *et al.* (1996) con valores de h^2 de

0,25 y 0,16 con un modelo unicarácter y de 0,22 y 0,14 con un modelo multicarácter para contenido de proteína y contenido de grasa, respectivamente.

Torres-Vázquez *et al.* (2009) estimó una h^2 de 0,38 y 0,32 para porcentaje de proteína y grasa, respectivamente bajo un modelo multicarácter en la raza Saanen con 4 o más lactancias por individuo. En Francia, Ilahi *et al.* (1998) con modelo animal y metodología REML, en cabras Alpinas, estimó valores de h^2 de 0,72 y 0,73 para porcentaje de grasa y proteína, respectivamente. La h^2 estimada para L fue inferior al valor obtenido por Kala y Prakas (1990) con un modelo macho que refieren un valor de 0,36 para la raza Jamunapari y de 0,33 para la raza Barbari.

En este estudio se consideraron las tres lactancias como rasgos diferentes, lo cual es común en bovino de leche (Reinhardt *et al.*, 2002). Hammami *et al.* (2008) en ganado Holstein encontró una situación similar con correlaciones fenotípicas para producción de leche, grasa y proteínas entre las tres primeras lactancias de 0,31 a 0,39, 0,26 a 0,34 y de 0,29 a 0,37, respectivamente, mientras que las genéticas fueron de 0,71 a 0,86, de 0,50 a 0,64 y de 0,63 a 0,84, para leche, grasa y proteína, respectivamente.

5.3 Estimación de componentes de varianza con Modelo II

El comportamiento de la varianza genética aditiva, ambiente permanente y fenotípica total con el progreso de los días para cada de una de las lactancias en los 4 rasgos analizados se presentan en las Figuras 3, 4 y 5, respectivamente. Las varianzas aditivas tuvieron una tendencia creciente de forma tal que los valores en el inicio de la lactancia fueron próximos a los mínimos y los máximos al final. En rasgos como KL en llegaron a tener 10 veces su valor inicial. Este comportamiento fue también observado en el ambiente permanente (Figura 4) y en la varianza fenotípica total (Figura 5).

Esta tendencia se reflejó en la h^2 (Figura 6) donde al final de la lactancia aparecieron valores extremos para KL2 y KL3 con valores de 0,55 y 0,73. En MG sucedió algo similar con valores de h^2 de 0,4 y 0,72 para NL2 y NL3, respectivamente. Sin embargo, en PR y L, el aumento de la varianza fenotípica total logró compensar el aumento de la varianza aditiva y los valores de h^2 no aumentaron de una manera tan desmesurada.

Para hacer frente a esta situación se determinó eliminar los registros por encima de 210 días que provocaban problemas de estimación al final de la lactancia. Los nuevos estimados se presentan en las Figuras de la 8 a la 12.

En KL las σ_a^2 (Figura 8) tuvieron su valor máximo al inicio de la lactancia con una tendencia decreciente hasta los 178 días en KL1 y KL2, posteriormente aumentaron ligeramente mientras que KL3 disminuyó hasta 8 veces su valor desde 71 hasta los 173 días para luego experimentar un aumento próximo a su valor inicial. Contrario a KL, la σ_a^2 de PR alcanzó su valor máximo al final de la lactancia con variaciones imperceptibles. Por su parte MG, decreció inicialmente y mantuvo sus mínimos de 43 a 123 días, de 49 hasta 63 días y de 41 hasta 87 días para MG1, MG2 y MG3, respectivamente, para luego incrementarse. MG3 presentó un segundo descenso desde los 136 hasta los 188 días. Los máximos para MG1 y MG2 estuvieron al final de la lactancia mientras que MG3 a pesar de incrementarse al final no alcanzó el valor inicial máximo de 0,19. El comportamiento de las σ_a^2 para L fue semejante a PR aunque con fluctuaciones más marcadas principalmente para L2 y L3. L2 presentó valores máximos entre los 97 y 137 días y al final de la lactancia mientras que L3 tuvo una meseta entre los días 88 y 144 de 0,06 para terminar con 0,11. De manera general las terceras lactancias para los rasgos KL y L presentaron los menores estimados de σ_a^2 .

En KL las σ_p^2 (Figura 9) fueron decrecientes desde el inicio de la lactancia mientras que PR tuvo el comportamiento inverso. MG y L presentaron valores elevados al inicio seguidos de un valle desde aproximadamente los 70 hasta los 160 días para luego incrementarse hasta el final. La tendencia de las varianzas fenotípicas totales (Figura 10) estuvieron dominadas por el comportamiento de las σ_p^2 de cada rasgo debido a la menor contribución que tuvieron las σ_a^2 .

En KL las h^2 (Figura 11) tuvieron su valor máximo al final de la lactancia. En KL1 las h^2 disminuyeron desde 0,14 a 0,12, valor que se mantuvo desde el día 29 hasta el día 76 y aumentó hasta el final con un valor de 0,18. En KL2 el mínimo de h^2 se estableció entre los días 163 hasta 179 para terminar con un valor de h^2 de 0,14. Mientras que KL3 disminuyó hasta 10 veces su valor inicial entre los 107 y 155 días para terminar con un estimado de h^2 de 0,17. Las h^2 para PR2 y PR3 iniciales y finales fueron iguales, 0,24 y 0,26, respectivamente. PR1 comienza con 0,28 y termina con el mínimo de 0,19. De manera general las h^2 estimadas para PR tienden a incrementarse alcanzando sus máximos entre los 39 y 110 días, 123 y 153 días, 95 y 153 días para

PR1, PR2 y PR3, respectivamente y luego disminuir a los valores iniciales como fue el caso de PR2 y PR3. En MG las h^2 decrecen ligeramente para luego aumentar al final de la lactancia excepto en MG3 donde el máximo ocurrió entre los 110 y los 133 días de lactancia. Para L1 los estimados se incrementaron desde el inicio (0,08) hasta el final de la lactancia (0,16). L2 es creciente hasta alcanzar el máximo entre los 80 a los 140 días (0,18) mientras que L3 presentan oscilaciones intermedias y alcanza su valor máximo de 0,09 en dos momentos entre los 89 a los 107 días y en el día 210.

En KL los estimados de r^2 (Figura 12) fueron decrecientes con máximos al inicio y mínimos al final de la lactancia. Mientras que para PR, MG y L tuvieron una tendencia con una fase inicial decreciente, una meseta alrededor de los 50 días que permanece hasta los 130 días y luego aumentaron hasta el final de la lactancia. En el caso de PR, los valores finales superaron los iniciales.

5.4 Estimación de componentes de varianza con Modelo IV

El comportamiento de los estimados por el modelo multicarácter (Modelo IV) fue muy semejante a los estimados obtenidos con el unicarácter (Modelo II) con regresión aleatoria por lo que se procede a resaltar únicamente las diferencias para evitar reiteraciones.

Se observó una disminución de las σ_a^2 para KL (Figura 13) y un aumento de los estimados en KL3 donde el decrecimiento de la σ_a^2 fue menor, con un mínimo de 0,04. En PR los valores iniciales y finales aumentaron ligeramente. En L las varianzas aditivas iniciales para L1 y L3 aumentaron. Mientras que los estimados de σ_a^2 para L3 en el Modelo II fueron de 0,002 a 0,011 en el Modelo IV fueron de 0,008 a 0,019. Para la σ_p^2 (Figura 14) se observó una diferencia en L3 donde ocurrió una disminución de los valores de la σ_p^2 . Las varianzas fenotípicas (Figura 15) no experimentaron prácticamente cambios en sus valores.

En KL las h^2 (Figura 16) tuvieron su valor máximo al final de la lactancia; pero fueron inferiores a los estimados con el Modelo II. Las variaciones entre el principio y final de la lactancia fueron de 0,13 a 0,16 y 0,11 a 0,12 para KL1 y KL3, respectivamente. KL2 tuvo iguales los valores inicial y final. El descenso de KL3 entre los días 111 y 180 fue hasta un valor de 0,07 superior al 0,01 estimado con el Modelo II

y en L3 se suaviza la oscilación marcada observada con el Modelo II. Las r^2 (Figura 17) disminuyeron su valor en L3.

Los resultados de este estudio concuerdan con la tendencia encontrada por Assis *et al.* (2006) y Breda *et al.* (2006) en la varianza aditiva estimada para producción de leche en la primera lactancia de cabras de la raza Alpina. Estos autores encontraron que los valores de las varianzas genéticas aditivas fueron más elevados al inicio y los menores al final de la lactancia. Sin embargo, los estimados de h^2 obtenidos variaron de 0,09 (semana 39) a 0,32 (3ra semana) (Assis *et al.*, 2006) y de 0,12 (semana 39) a 0,51 (semana 2) (Breda *et al.*, 2006) con los valores más bajos de h^2 al final de la curva. En nuestro estudio, los mayores estimados de h^2 estuvieron en los extremos de la curva.

Sarmento *et al.* (2003) verificaron un aumento de la σ^2 genética aditiva con el aumento de los días en lactancia cuando aplicaron polinomios de Legendre de quinto orden a la producción de leche en cabras mestizas Pardo Alpina x Gurguéia. Zumbach *et al.* (2008) obtuvieron varianzas genéticas aditivas elevadas al inicio de la lactancia y h^2 decrecientes. Iguales resultados fueron obtenidos por Sarmento *et al.* (2008) en primeras lactancias de cabras Alpina.

Menéndez-Buxadera *et al.* (2010) encontró en cabras Murciano-Granadina una h^2 decreciente para producción de leche en primera lactancia, sin embargo para segunda lactancia los valores fueron elevados en los extremos y en el medio de la lactancia.

Los modelos de regresión aleatoria revelan que los parámetros genéticos no son constantes a lo largo de la lactancia. Misztal *et al.* (2000) planteó que los resultados obtenidos con modelos de regresión aleatoria tienden a ser muy heterogéneos. Se espera que la forma de la curva de h^2 tenga bajos valores al principio y al final de la lactancia, ya que esos períodos están influidos por factores no genéticos. Curvas similares con elevados valores en la periferia y bajos en el medio de la lactancia también han sido encontrados en bovino de leche (Jamrozik y Schaeffer, 1997; Strabel y Misztal 1999; Kettunen *et al.*, 1998; Samoré *et al.*, 2002, Hammami *et al.*, 2008). Olori (1997), para producciones semanales de vacas Holstein, estimó las mayores h^2 al final de la lactancia alrededor de las 33 a las 42 semanas con un estimado máximo de 0,48 a la semana 33.

Los bajos valores de parámetros obtenidos en este estudio pueden deberse, entre otras causas, a que exista heterogeneidad de varianza residual. Se ha encontrado en diversos estudios que al igual que la varianza de la producción de leche, la varianza residual cambia durante el transcurso de la lactancia (Jamrozik *et al.*, 1997; Olori *et al.*, 1999; Brotherstone *et al.*, 2000; Rekaya *et al.*, 2000), aunque usualmente se propone en

los modelos de evaluación genética la homogeneidad de varianzas (Boldman y Freeman, 1990). Garrick y Van Vleck (1987) en base a estudios de simulación con datos de producción de leche concluyeron que al ser ignorada la heterogeneidad de varianza genética y/o residual se puede ocasionar una reducción de los valores genéticos predichos.

Aunque es una práctica común asumir en los modelos de evaluación genética la homogeneidad de varianzas, esta premisa es usualmente incorrecta (Boldman y Freeman, 1990) y tiene el potencial para sesgar el orden de mérito de los individuos. La heterogeneidad de varianza residual se relaciona con el estado de lactancia adquiriendo valores más elevados en los extremos de esta (Jamrozik *et al.*, 1996, 1997; Olori *et al.*, 1999; Brotherstone *et al.*, 2000; Rekaya *et al.*, 2000). Rekaya *et al.* (2001) mencionaron que asumir homogeneidad de varianza residual puede afectar directamente la evaluación genética, ya que la información proveniente de intervalos donde la varianza residual es mayor o menor que la homogénea asumida puede provocar sobre o sub estimados de los parámetros. No obstante, los estimados previos del caprino se han efectuado bajo homogeneidad de varianza residual.

También puede deberse al orden del polinomio para modelar el ambiente permanente. Pool *et al.* (2000) refirió que la variación total de la curva de varianza durante la lactación puede ser modelada con suficiente exactitud si se utiliza un polinomio de Legendre de tercer orden para la parte genética aditiva; pero que para la parte del ambiente permanente se debe utilizar un polinomio de cuarto orden. López-Romero y Carabaño (2003) también refirieron que menores órdenes de polinomios para la varianza genética aditiva y del ambiente permanente pueden ser adecuados.

Valores elevados de varianzas genéticas aditivas y heredabilidades están asociados con altos niveles de producción de leche (De Roos *et al.*, 2004; Gengler *et al.*, 2005; Druet *et al.*, 2005; Muir *et al.*, 2007). Bajas varianzas genéticas aditivas y estimados de h^2 fueron referidos en poblaciones con niveles de producción de bajos a medios.

Los modelos de regresión aleatoria, aunque se presentan como una buena alternativa, tampoco están libres de problemas numéricos (Meyer, 2005). Desde el punto de vista práctico, un modelo multicarácter es complicado por la cantidad de parámetros y la necesidad de una base de datos más grande y estructurada de cara a estimar componentes de varianza y predecir los valores genéticos de los individuos (Andonov *et al.*, 2007).

Desde el punto de vista práctico, es importante mantener un balance entre el incremento en la complejidad en los procedimientos de evaluación y la cantidad de parámetros a estimar, con la cantidad de datos y los recursos disponibles para hacer operativo un programa de mejora genética.

5.5 Correlaciones estimadas con el Modelo IV

Las correlaciones estimadas por el Modelo IV dentro de lactancia y por rasgo se presentan en las Tablas de la 20 a la 31. Las correlaciones genéticas para KL1, KL2 y KL3 variaron de 0,50 a 0,99, 0,39 a 0,99 y de 0,41 a 0,99, respectivamente. Las fenotípicas fueron de 0,36 a 0,67, de 0,30 a 0,79 y de 0,25 a 0,73 para KL1, KL2 y KL3, respectivamente. Para PR las correlaciones genéticas fueron de 0,47 a 1,00, 0,67 a 1,00 y de 0,59 a 1,00 para PR1, PR2 y PR3, respectivamente y las fenotípicas de 0,25 a 0,78, 0,20 a 0,73 y de 0,35 a 0,76, para PR1, PR2 y PR3, respectivamente. Las correlaciones genéticas de MG oscilaron de 0,43 a 0,99, 0,32 a 0,99 y 0,30 a 0,99 para MG1, MG2 y MG3, mientras que las fenotípicas fueron de 0,11 a 0,56, 0,12 a 0,46 y de 0,13 a 0,48 para MG1, MG2 y MG3, respectivamente. Las correlaciones genéticas para L fueron de 0,34 a 1,00, 0,65 a 1,00 y de 0,57 a 1,00 para L1, L2 y L3, respectivamente y las fenotípicas de 0,20 a 0,51, 0,19 a 0,59 y de 0,17 a 0,66 para L1, L2 y L3, respectivamente.

De manera general, las correlaciones fenotípicas fueron menores que las correlaciones genéticas. Estas últimas, entre los controles consecutivos del medio de la lactancia fueron altas y algunas alcanzaron el valor de la unidad. Esto concuerda con lo planteado por López-Romero y Carabaño (2000) de que las correlaciones entre los controles medidos en tiempos t_1 y t_2 disminuyen a medida que t_2 se aleja de t_1 .

Las correlaciones genéticas obtenidas en este estudio fueron todas positivas, incluso entre producciones en los extremos de la curva, sugiriendo que la selección para producciones puede producir efectos positivos. Los resultados de este estudio concuerdan con los obtenidos en caprino por Breda *et al.* (2006), Sarmiento *et al.* (2008) y Zumbach *et al.* (2008) y con los obtenidos por Olori *et al.* (1999), Brotherstone *et al.* (2000), Druet *et al.* (2003) y Menéndez y Caunedo (2005) en bovino de leche. Otro grupo de autores (Jamrozik y Schaeffer, 1997; Kettunen *et al.*, 1998; Rekaya *et al.*, 1999) obtuvieron correlaciones negativas en los extremos de la lactancia.

En general, en bovino de leche se han estimado correlaciones genéticas altas, cercanas a la unidad, entre controles consecutivos, referidas en la literatura y que varían de 0,39 a 0,95 (Meyer *et al.*, 1989), de 0,73 a 0,99 (Pander *et al.*, 1992), de 0,92 a 0,99

(Swalve 1995 b), de 0,50 a 1,0 (Wiggans y Goddard, 1996) y de 0,49 a 1,0 (Vargas *et al.*, 1998). El Faro y Albuquerque (2003) con un análisis bicarácter encontraron correlaciones genéticas de 0,3 a 1,0, este último valor principalmente entre controles sucesivos. Olori (1997), utilizando controles semanales, estimó correlaciones genéticas entre 0,74 y 1,0 teniendo los controles consecutivos siempre valores mayores a 0,90 y observando que los controles adyacentes y del final de la lactancia presentaron valores de correlación más elevados que los controles iniciales.

5.6 Persistencia

Los estimados de h^2 para las medidas de persistencia variaron de 0,06 a 0,13; 0,06 a 0,12 y de 0,04 a 0,08 para KL1, KL2 y KL3, respectivamente (Tabla 19). Las mayores h^2 las presentó PS3 excepto para KL2 donde PS4 tuvo el máximo, con un valor de 0,12 vs 0,11 de PS3.

Tabla 19. Estimados de heredabilidad (diagonal), correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y correlación con la producción de leche a los 210 (L210) para las medidas de persistencia en la lactancia obtenidas por el modelo IV

	KL1					
	PS1	PS2	PS3	PS4	PS5	L210
PS1	0,08	0,49	0,76	0,51	-0,69	-0,25
PS2		0,06	0,50	0,71	-0,30	0,29
PS3			0,13	0,43	-0,71	-0,15
PS4				0,07	-0,31	0,18
PS5					0,10	0,41
	KL2					
	PS1	PS2	PS3	PS4	PS5	L210
PS1	0,06	0,45	0,58	0,51	-0,38	-0,31
PS2		0,11	0,50	0,60	-0,25	0,35
PS3			0,11	0,40	-0,41	-0,11
PS4				0,12	-0,19	0,16
PS5					0,07	0,52
	KL3					
	PS1	PS2	PS3	PS4	PS5	L210
PS1	0,07	0,45	0,71	0,47	-0,31	-0,28
PS2		0,04	0,41	0,68	-0,20	0,31
PS3			0,08	0,52	-0,30	-0,14
PS4				0,04	-0,17	0,21
PS5					0,07	0,44

Estimados de 0,03 a 0,09 en primera lactancia en producción de leche de cabras de la raza Saanen fueron descritos por Menezes *et al.* (2010). Menéndez Buxadera *et al.*

(2008, 2010) en la raza Payoya estimó una h^2 de 0,26 a 0,40 y de 0,21 en la raza Murciano Granadina (esta última entre las semanas 17 y 35 de lactancia), respectivamente.

En bovino de leche, Gengler (1996) y Swalve y Gengler (1999), establecieron valores de h^2 para persistencia entre 0,01 a 0,30. Intervalos de 0,09 a 0,24 fueron referidos por Jakobsen *et al.* (2002) para el Holstein de Dinamarca, mientras que para esta raza en Brasil los valores van desde 0,05 hasta 0,32 (Cobucci *et al.*, 2004; Dorneles *et al.*, 2009; Biassus *et al.*, 2010). Valores de h^2 de 0,17 a 0,25 fueron encontrados por Weller *et al.* (2006) en ganado Holstein utilizando un modelo animal multicarácter. Cole y Van Raden (2006) estimaron una h^2 de 0,10.

Según Madsen (1975), las diferencias entre los valores de h^2 pueden ser causadas por tres factores. El primero, relacionado con la eficiencia biológica del tipo de medida de persistencia. El segundo está asociado con la eficiencia estadística del tipo de medida de persistencia y el tercero esta unido al período de lactancia que se utiliza para calcular la persistencia. Según Cobucci *et al.* (2004), medidas de persistencia que utilizan períodos de lactancia cuyas producciones del día de control tengan mayores h^2 tienden a tener también mayores h^2 . Todo lo cual explica el por qué de tantos estudios buscando una medida que cumpla estos requisitos. Las correlaciones genéticas entre las medidas de persistencia oscilaron de -0,71 a 0,76; -0,41 a 0,60 y de -0,31 a 0,71 para KL1, KL2 y KL3, respectivamente (Tabla 19). Las correlaciones entre todas las medidas con PS5 fueron negativas lo que puede deberse según Menezes *et al.* (2010) a que estas medidas son antagónicas. Variaciones de -1,00 a 1,00 fueron referidas por este autor en producción de leche de cabras para 6 medidas de persistencia. Correlaciones de -0,41 a 0,93 fueron descritas por Jakobsen *et al.* (2002) en ganado Holstein.

Las correlaciones genéticas entre las medidas de persistencia y PL210 variaron de -0,25 a 0,41; -0,31 a 0,52 y de -0,28 a 0,44 para KL1, KL2 y KL3, respectivamente. Las menores correlaciones las presentó PS3. Variaciones de -0,67 a 0,67 de fueron descritas por Menezes *et al.* (2010) en primera lactancia. En Holstein, correlaciones de -0,38 a 0,54 y 0,00 a 0,47 fueron referidas por Biassus *et al.* (2010) y Jakobsen *et al.* (2002). Muir *et al.* (2004) y Cole y Van Raden (2006) refirieron en bovino de leche una correlación entre la persistencia y producción total de leche de 0,05 y 0,26, respectivamente.

Es interesante resaltar que las medidas de persistencia utilizadas son genéticas, las cuales, según Muir *et al.* (2004), poseen la particularidad de tener elevados valores de heredabilidad y bajas correlaciones con la producción de leche total. Gengler (1996) determinó que una buena medida de persistencia debe ser independiente del nivel productivo del rebaño.

Según Jakobsen *et al.* (2002), la medida de persistencia ideal debe presentar un buen valor económico, elevada h^2 y una correlación genética baja con la producción total de leche a los 305 días (en este caso a los 210).

La medida de persistencia que cumplió estas características en este estudio fue PS3, para la cual se puede seleccionar sin alterar la cantidad de leche total a los 210 días; aunque su h^2 fue baja por lo que de elegirla como parte de los criterios de selección la respuesta sería baja.

Es importante recordar que, según Dekkers *et al.* (1998), la producción de leche total es el objetivo de mejora principal. Por lo tanto, el valor de la selección para aumentar la persistencia debe ser derivado de una producción total dada, por su impacto en la salud, reproducción y la eficiencia alimentaria. La selección para animales rentables podrá ser más eficiente si la medida de persistencia se define independientemente de la producción total, asumiendo que la dirección de la selección para persistencia es conocida y conducida simultáneamente con la selección para la producción total en el objetivo de mejora.

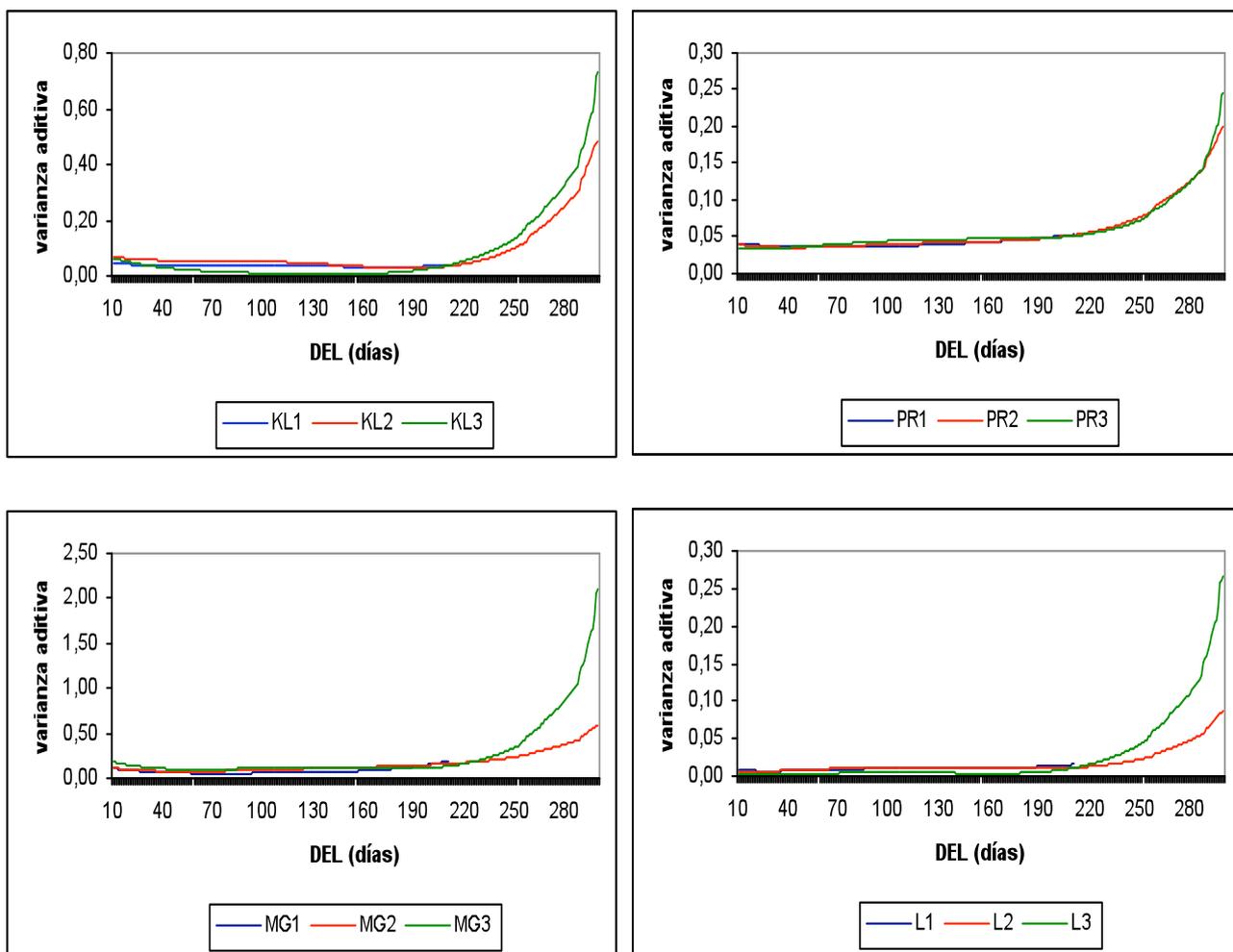


Figura 3. Estimados de la varianza aditiva para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo II y toda la información disponible

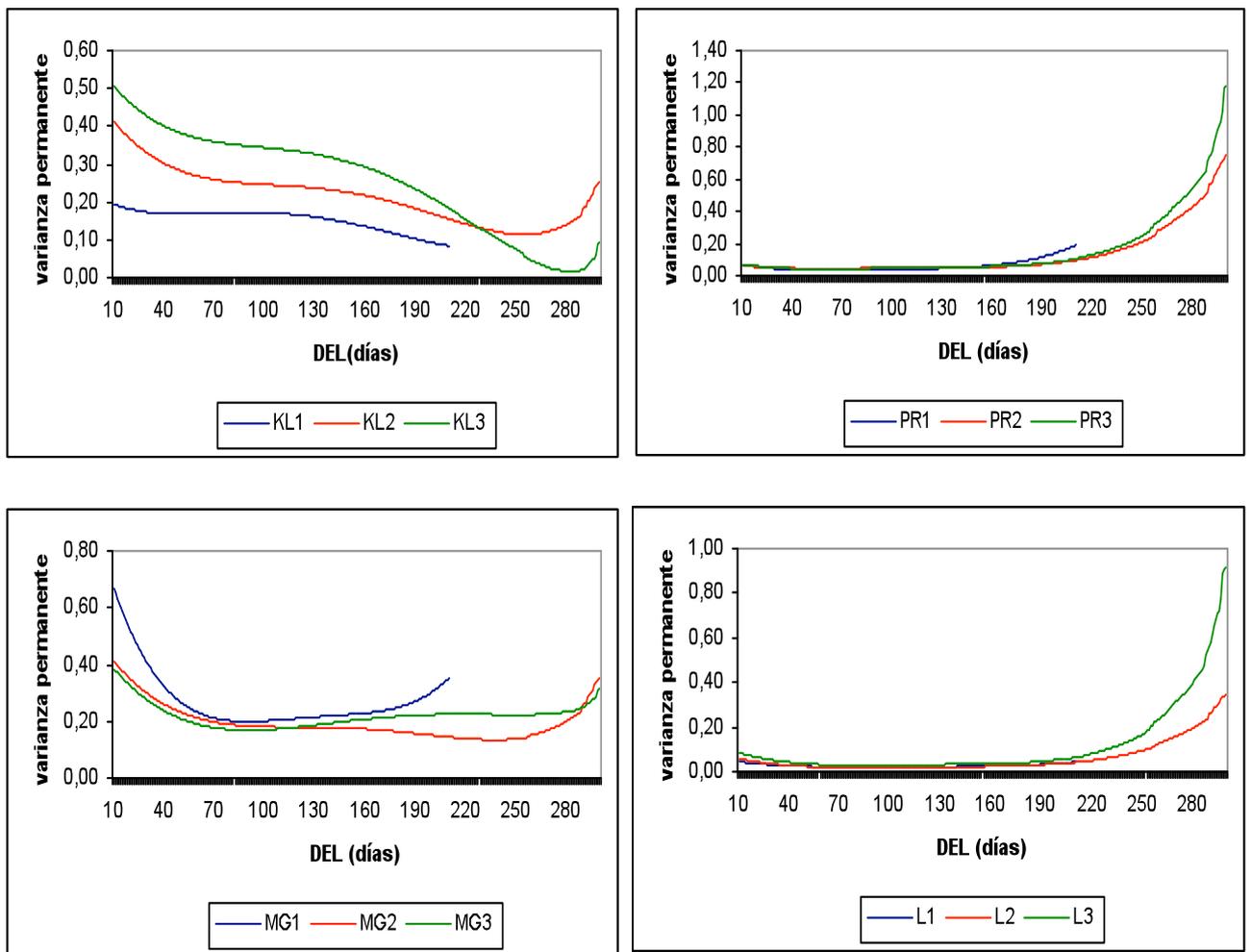


Figura 4. Estimados de la varianza del ambiente permanente para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo II y toda la información disponible

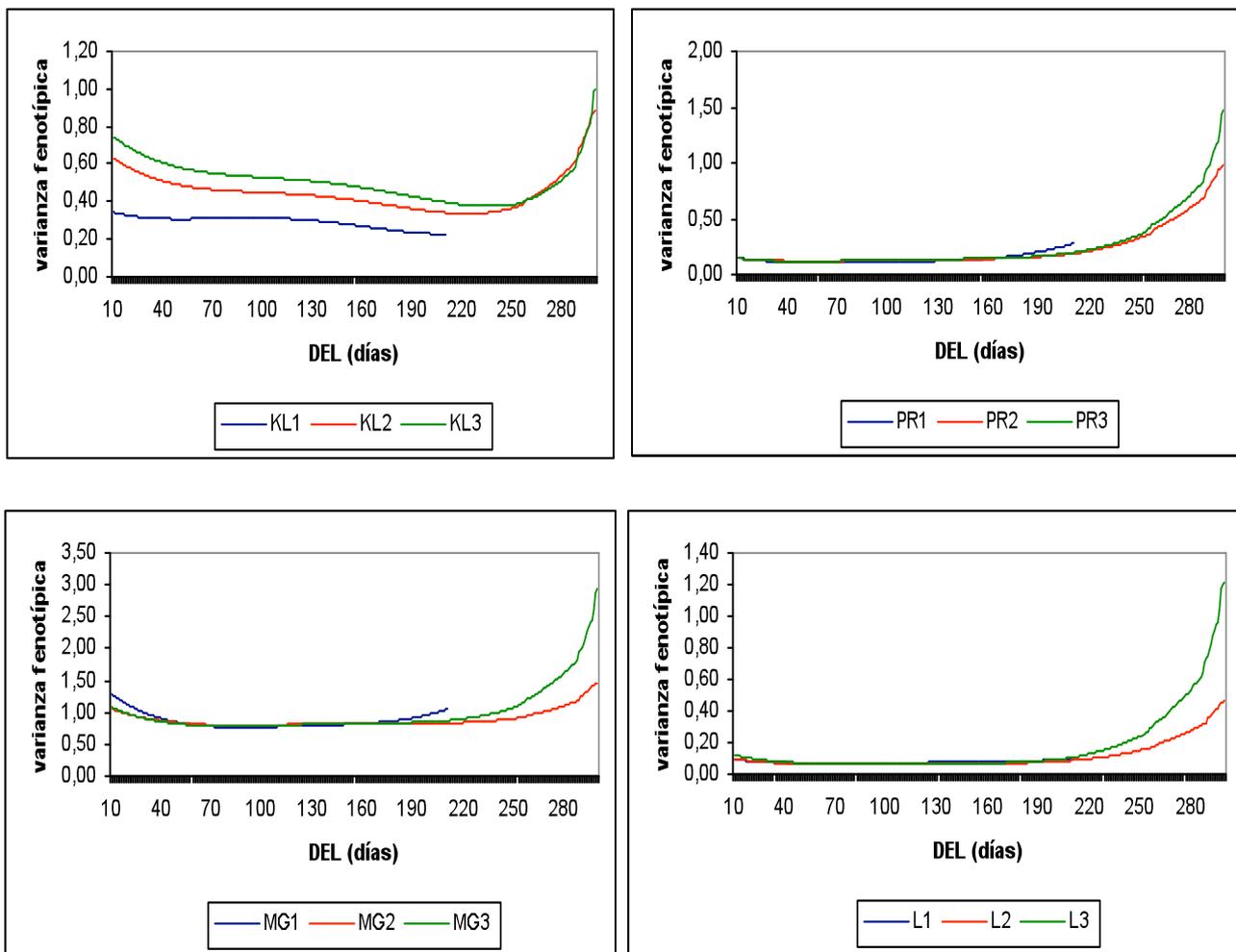


Figura 5. Estimados de la varianza fenotípica total para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo II y toda la información disponible

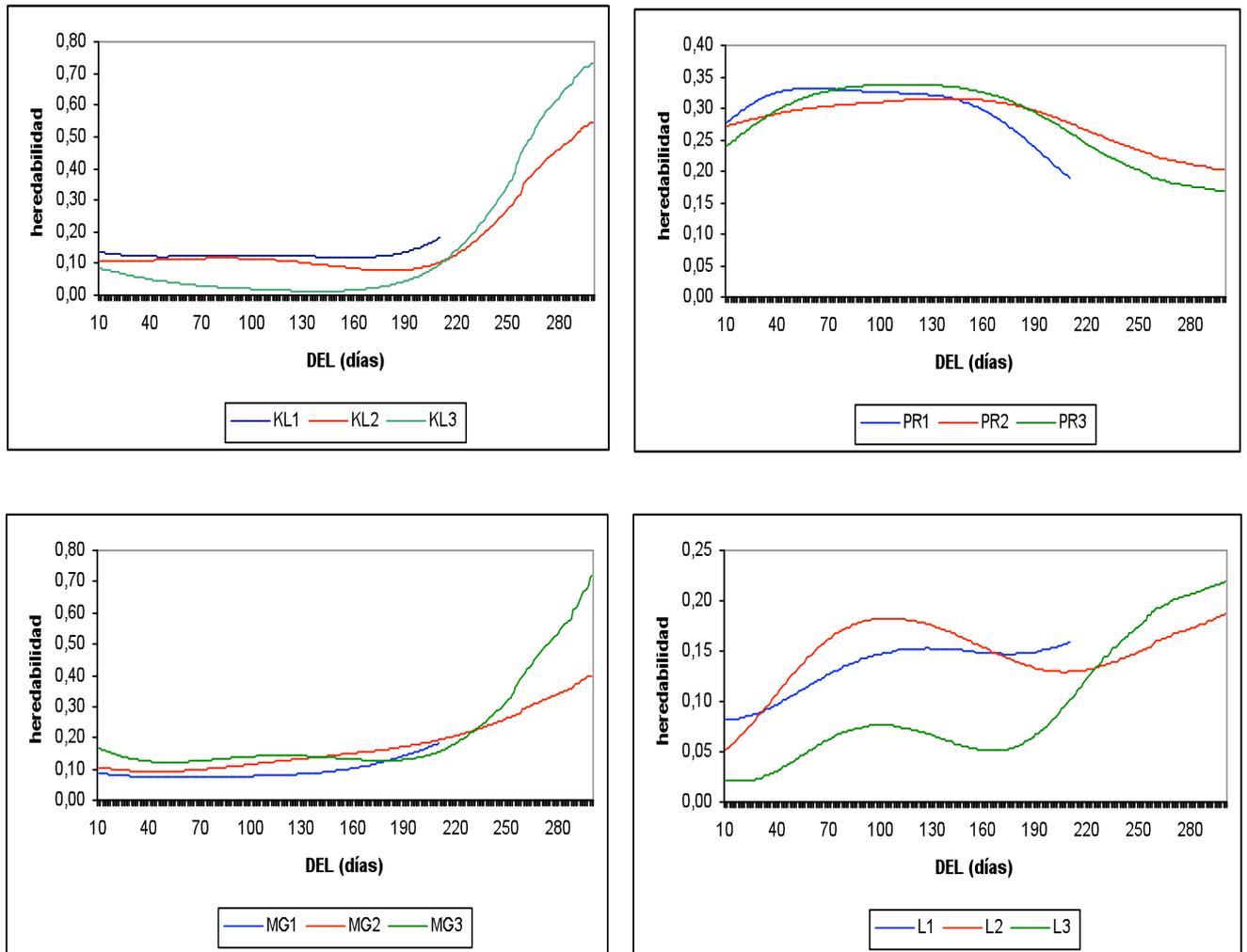


Figura 6. Estimados de la heredabilidad para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo II y toda la información disponible

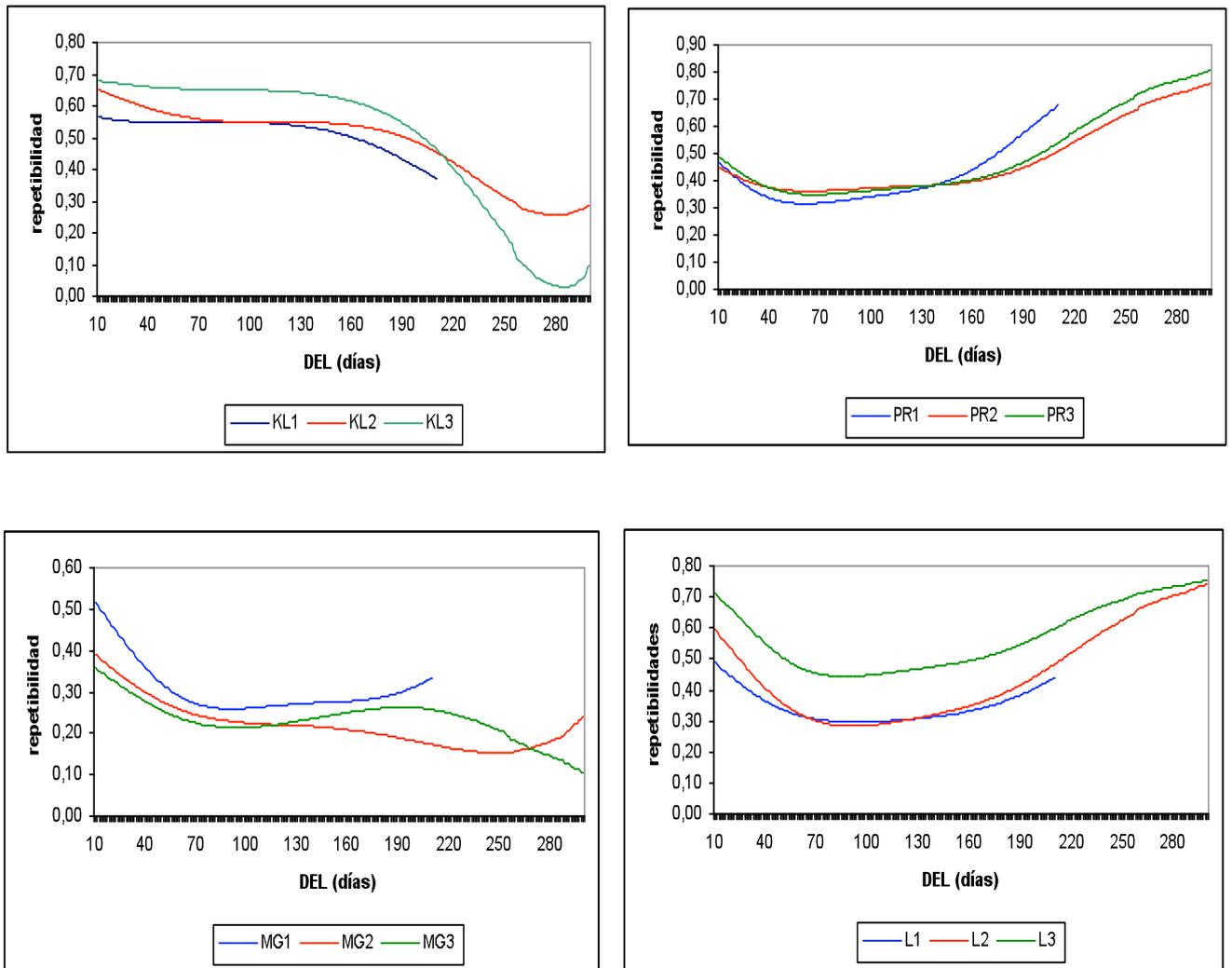


Figura 7. Estimados de repetibilidad para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo II y toda la información disponible

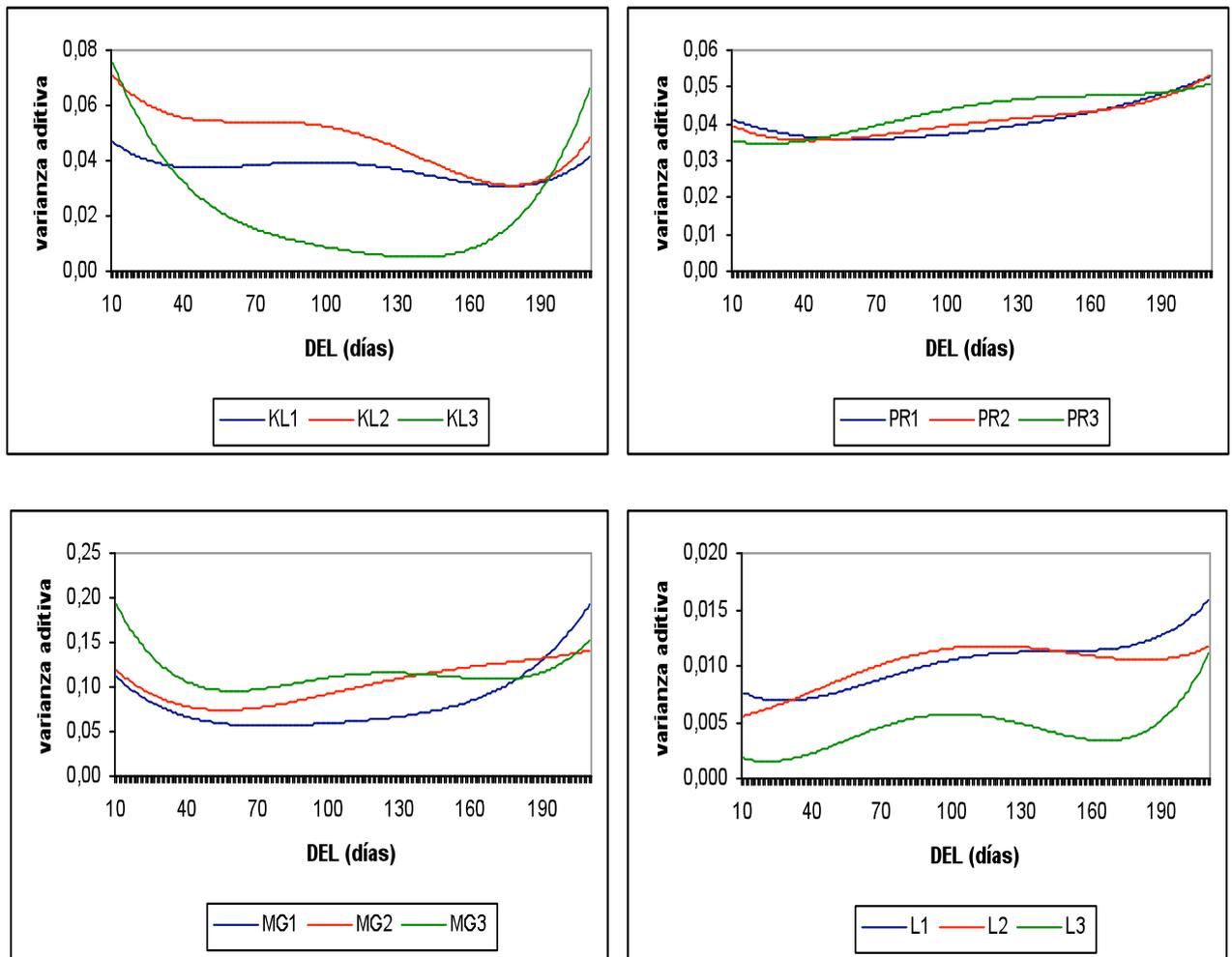


Figura 8. Estimados de la varianza aditiva para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo II y la información disponible hasta 210 días

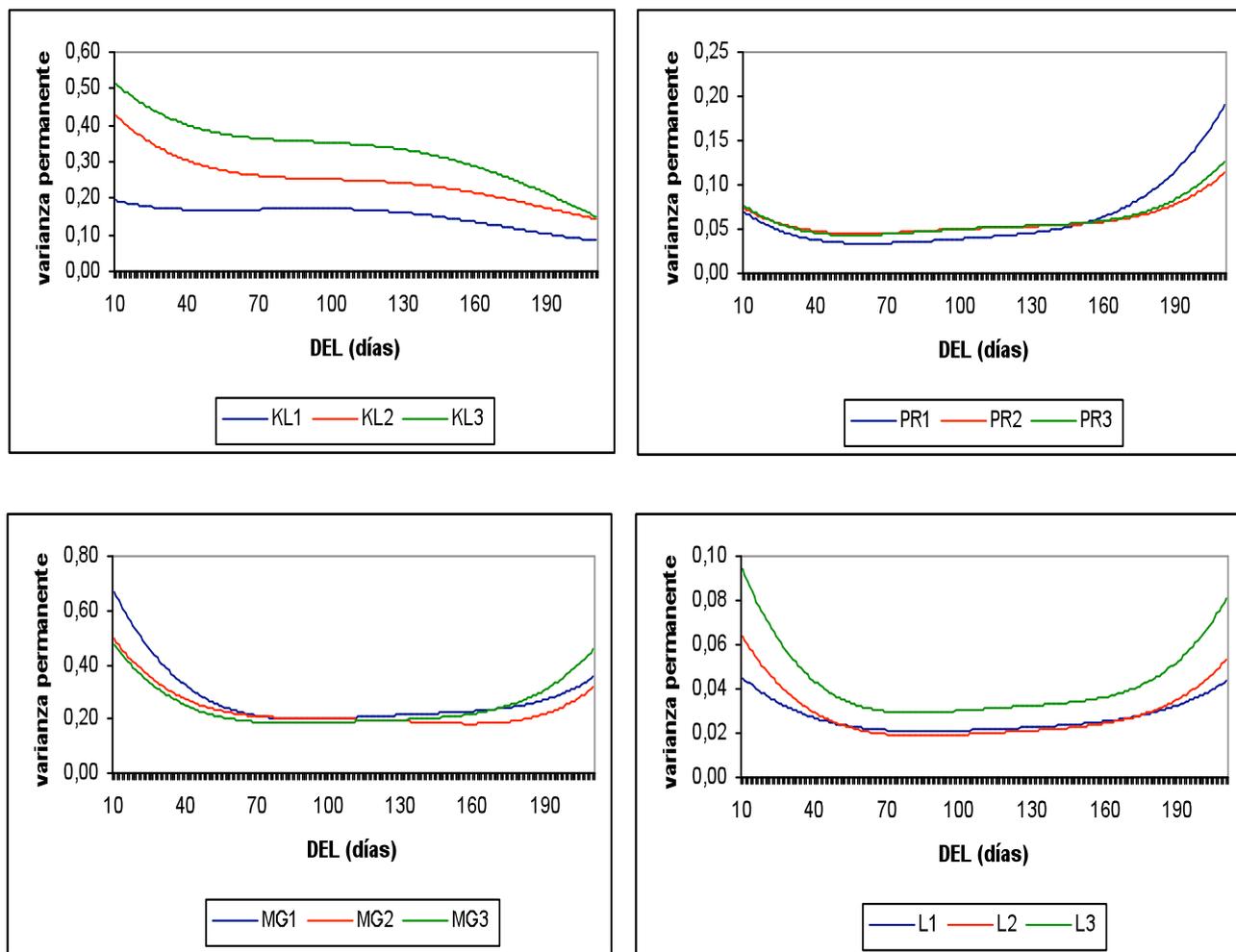


Figura 9. Estimados de la varianza del ambiente permanente para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo II y la información disponible hasta 210 días

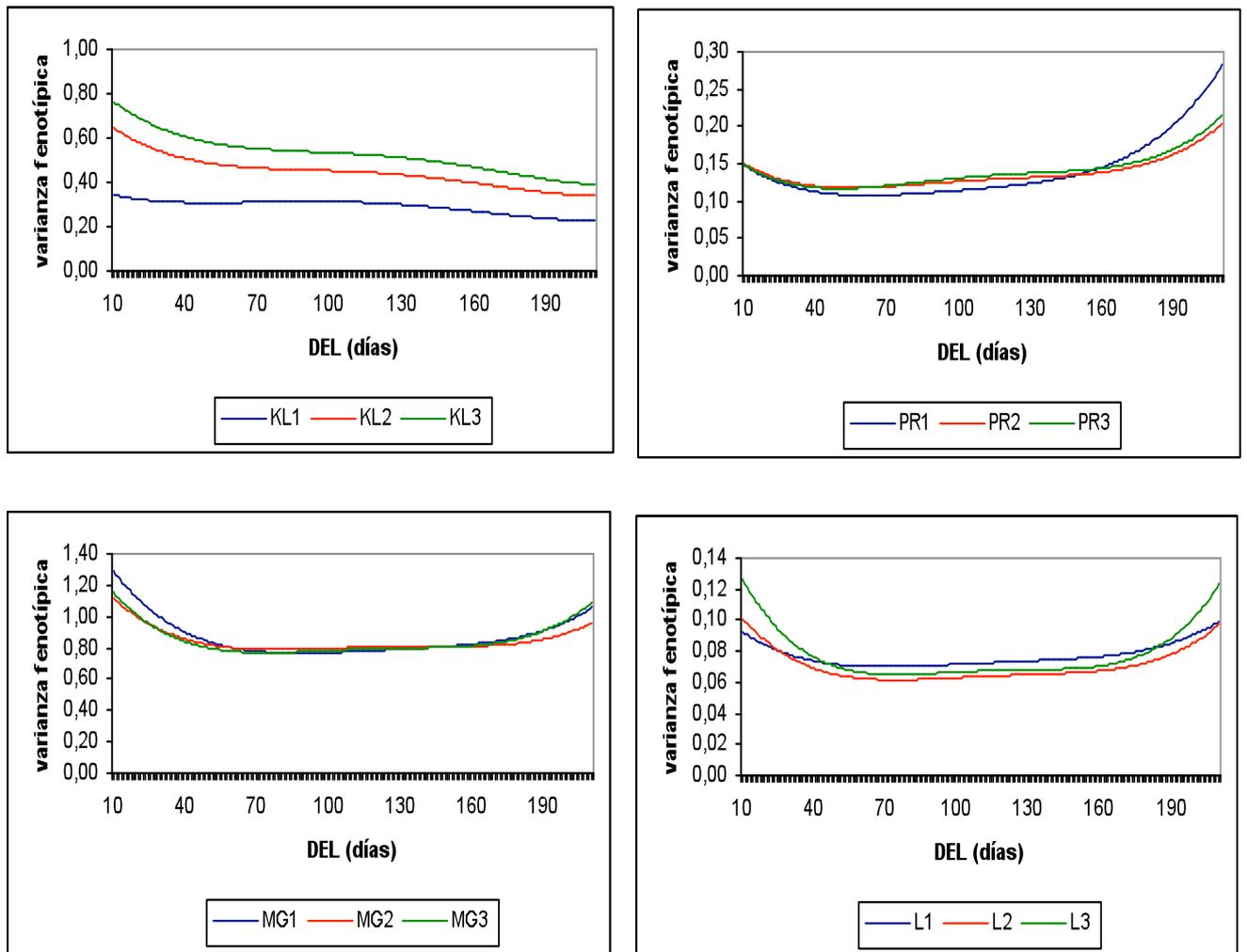


Figura 10. Estimados de la varianza fenotípica total para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo II y la información disponible hasta 210 días

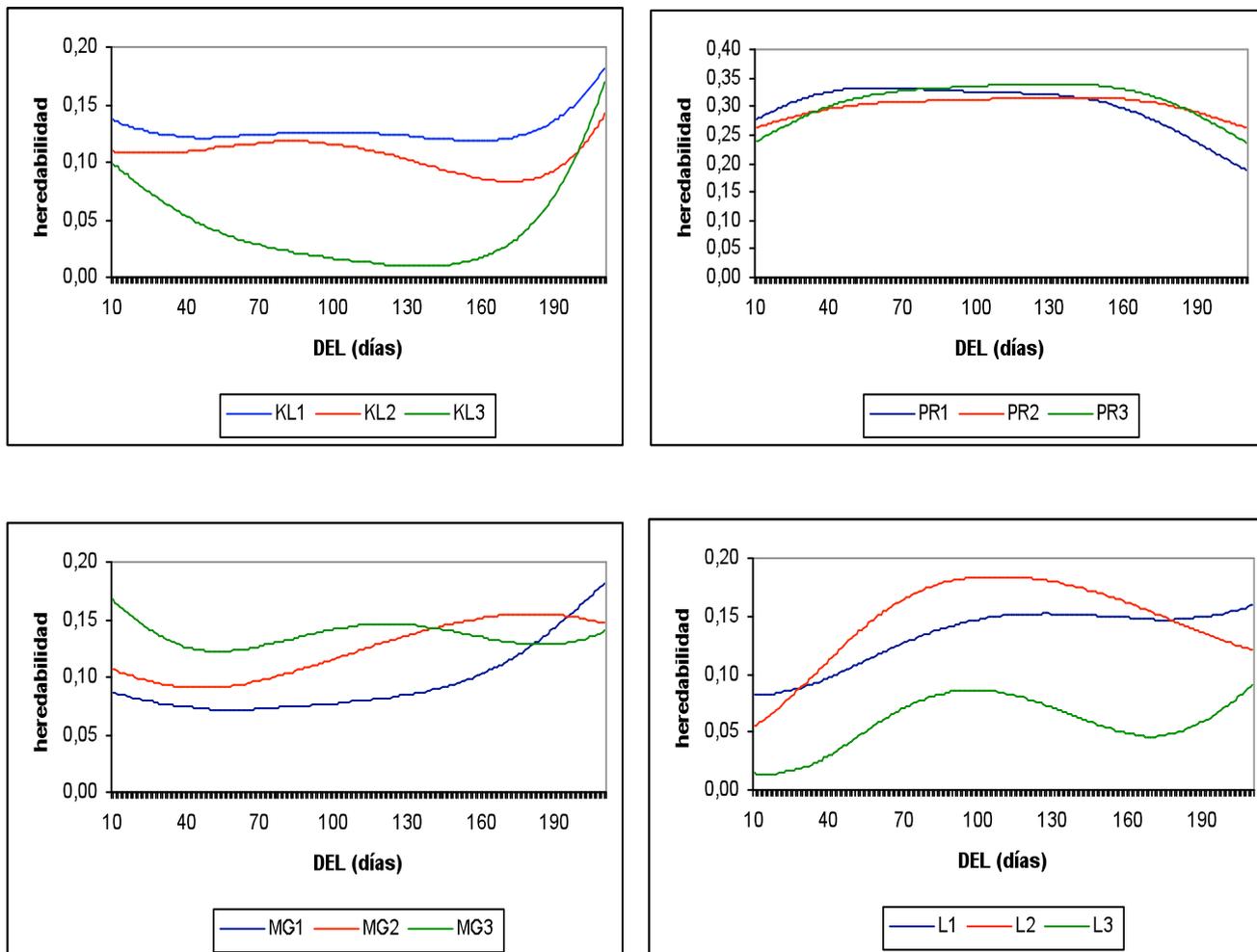


Figura 11. Estimados de herdabilidad para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo II y la información disponible hasta 210 días

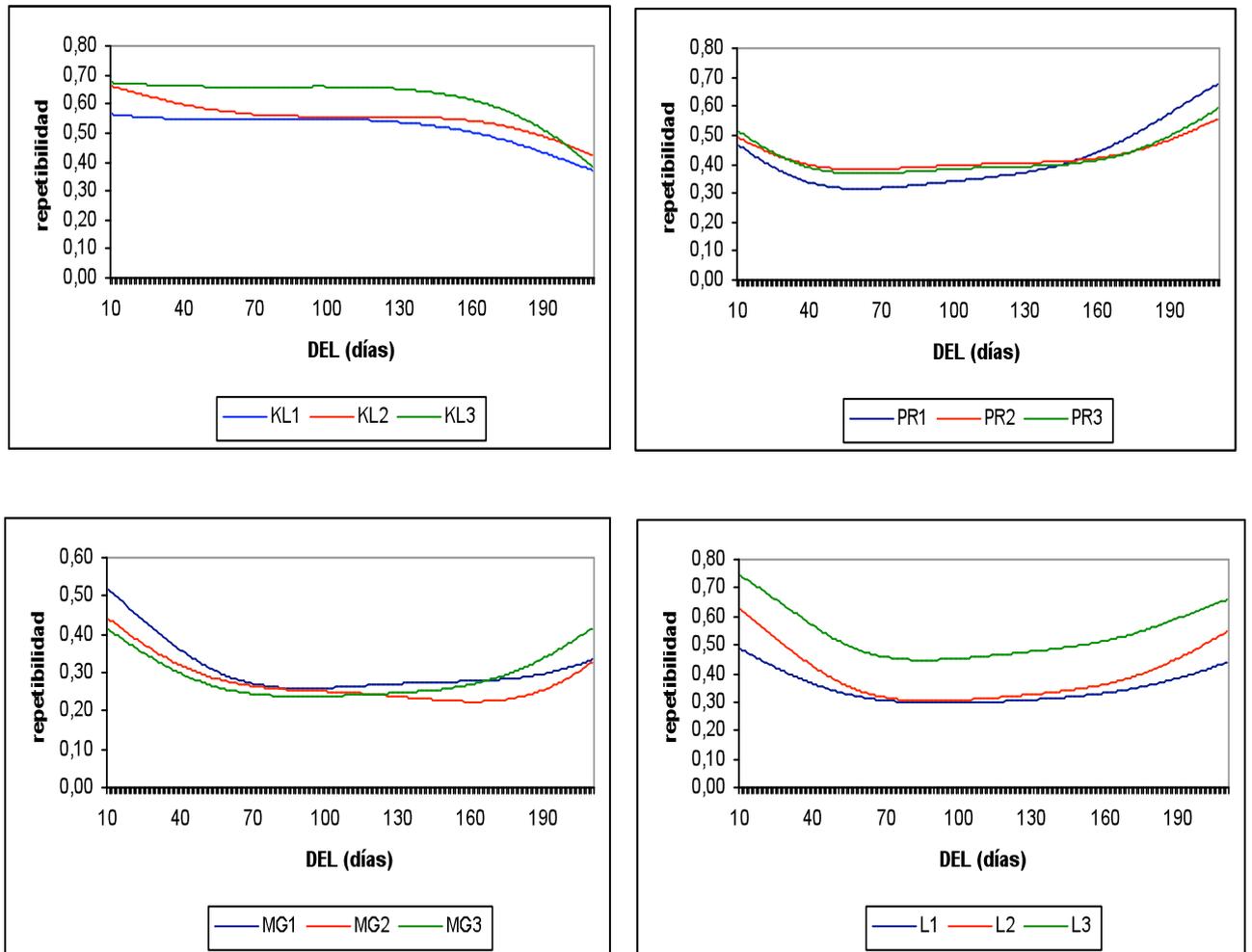


Figura 12. Estimados de repetibilidad para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo II y la información disponible hasta 210 días

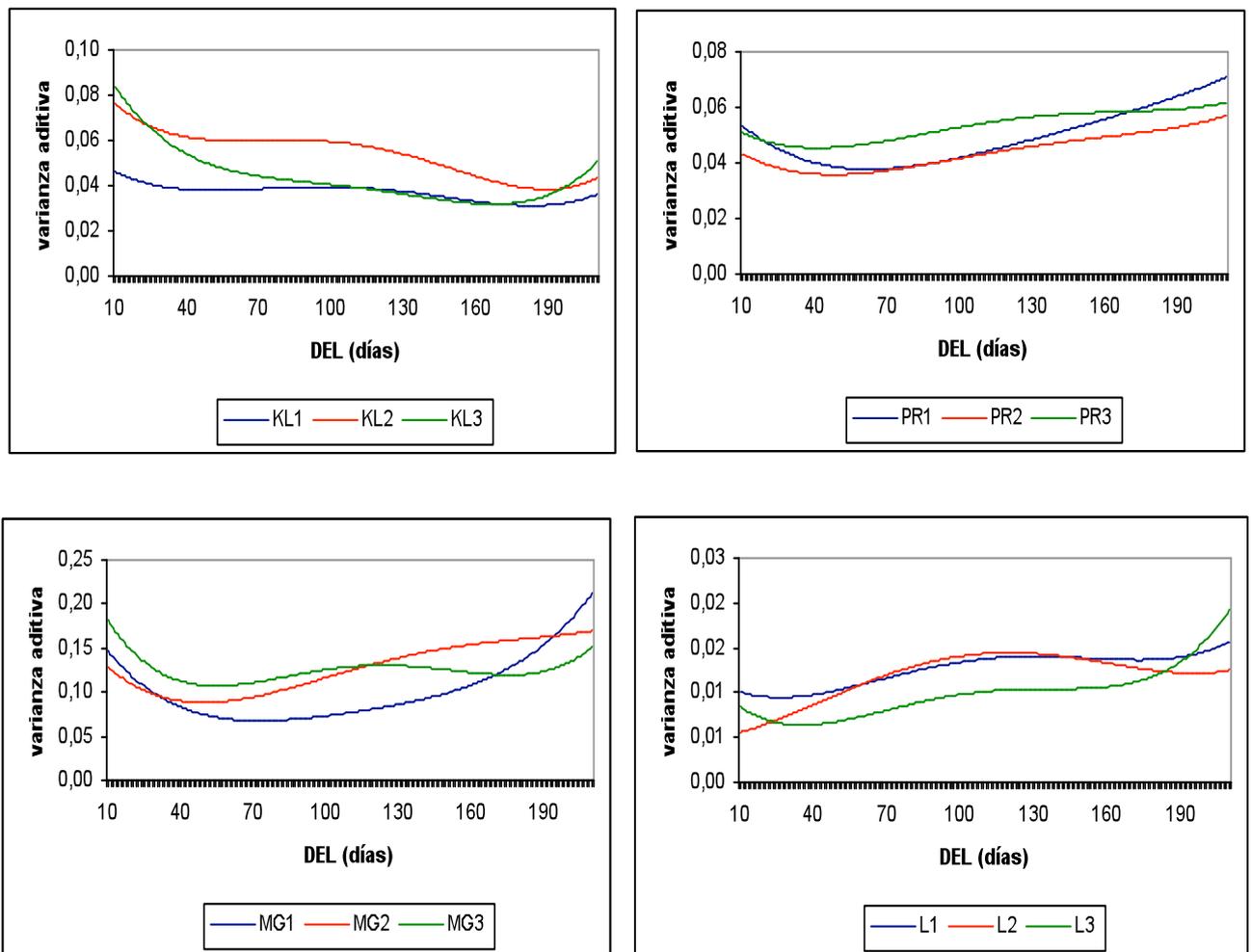


Figura 13. Estimados de la varianza aditiva para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo IV

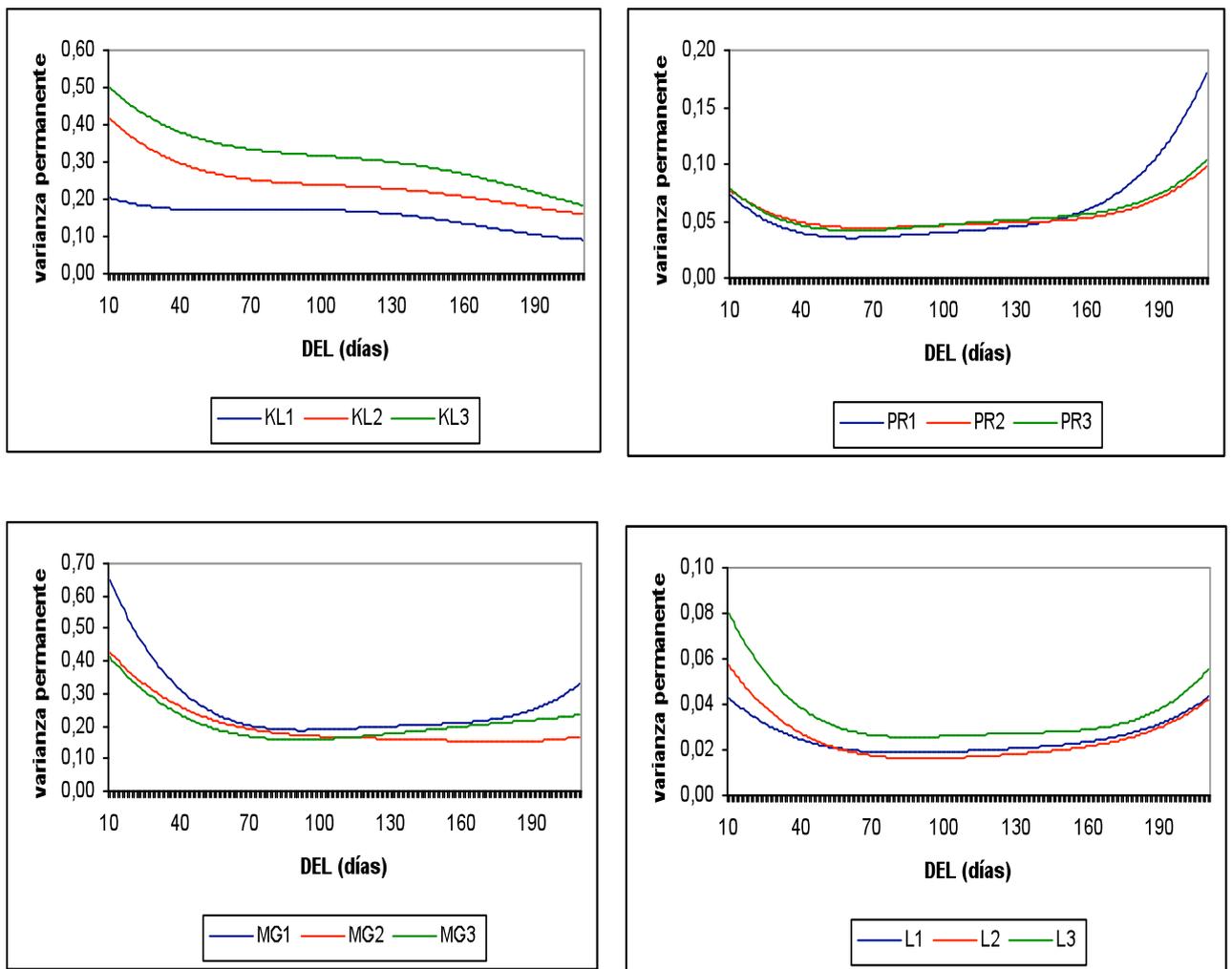


Figura 14. Estimados de la varianza del ambiente permanente para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo IV

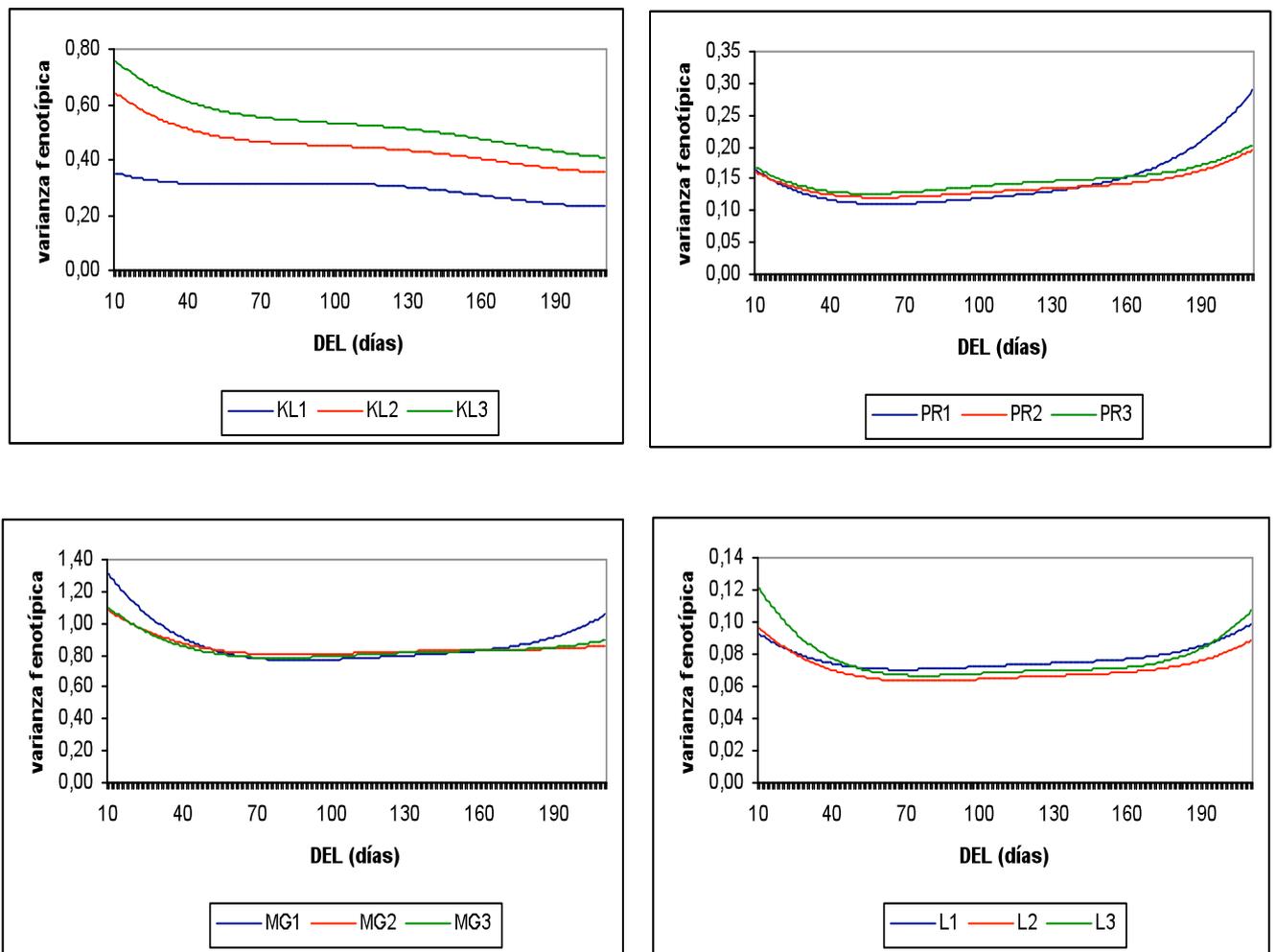


Figura 15. Estimados de la varianza fenotípica total para los rasgos en estudio en cada lactancia estimadas con el Modelo IV

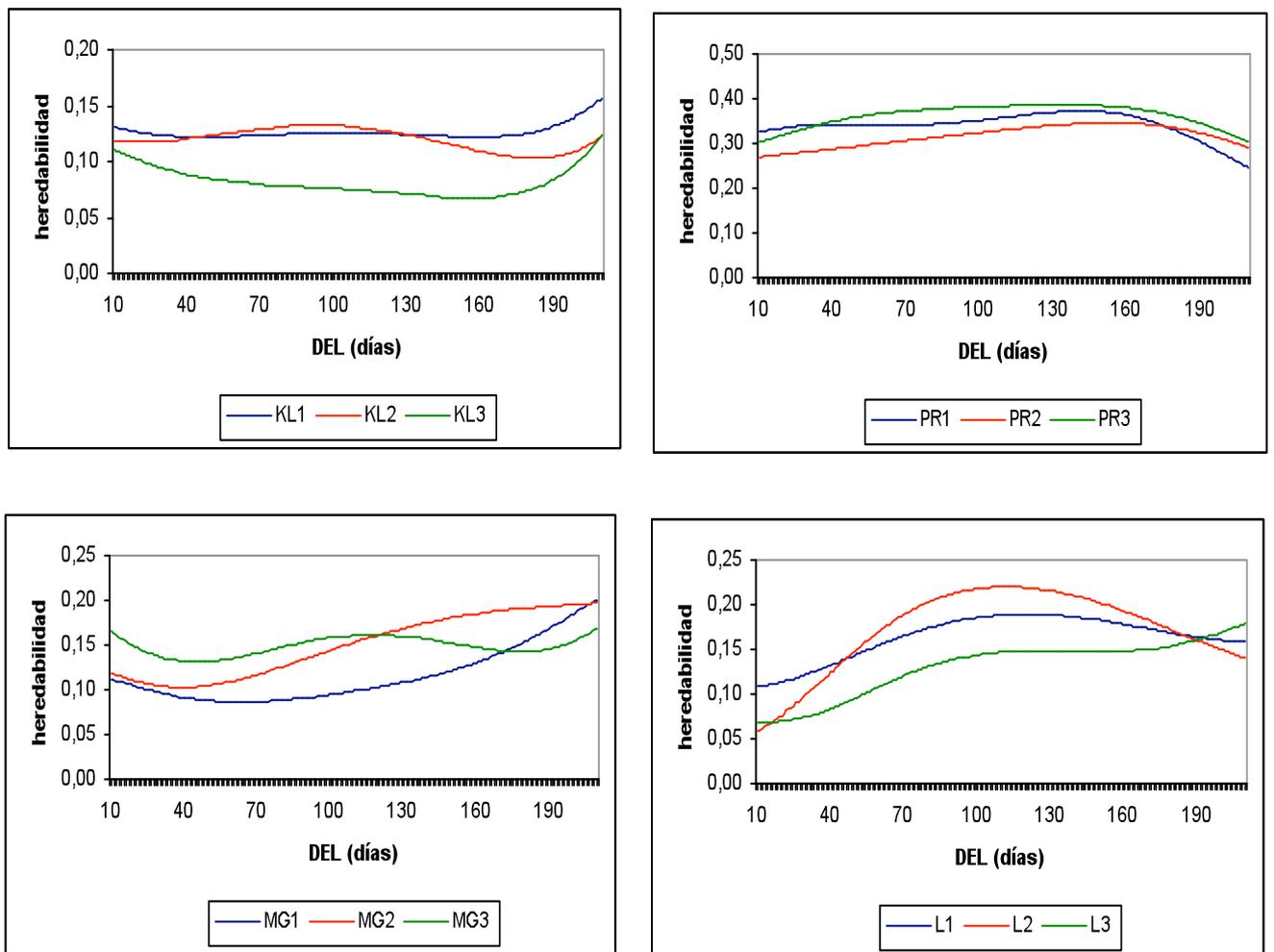


Figura 16. Estimados de heredabilidad para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo IV

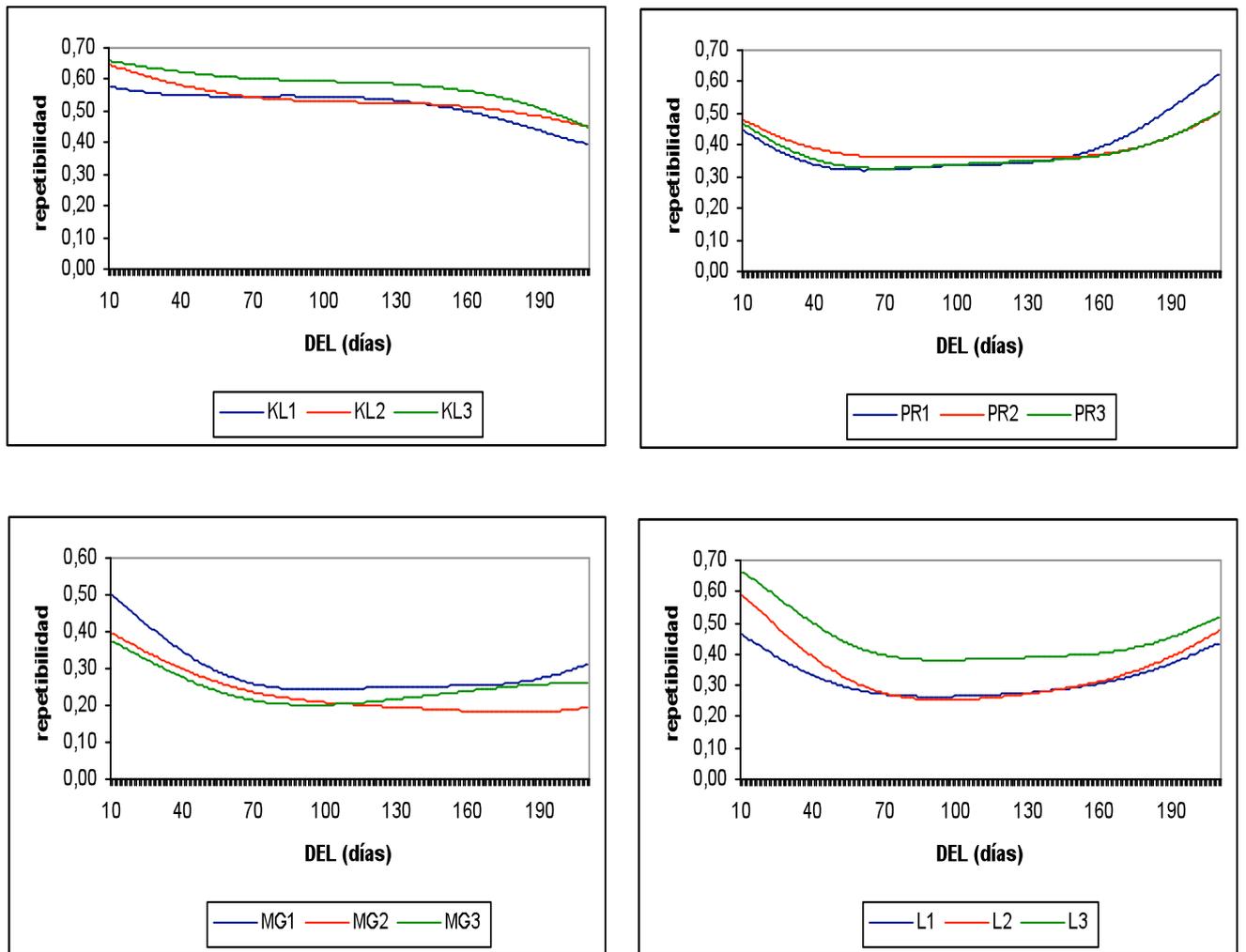


Figura 17. Estimados de repetibilidad para los rasgos en estudio en cada lactancia obtenidos con el Modelo IV

Tabla 20. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para producción de leche en primera lactancia a diferentes días

	10	30	50	70	90	110	130	150	170	190	210
10		0,97	0,88	0,78	0,69	0,63	0,59	0,57	0,56	0,55	0,50
30	0,67		0,98	0,89	0,85	0,79	0,79	0,77	0,70	0,61	0,51
50	0,62	0,65		0,99	0,95	0,89	0,88	0,87	0,79	0,68	0,51
70	0,56	0,61	0,66		0,99	0,95	0,96	0,89	0,84	0,70	0,53
90	0,51	0,59	0,64	0,66		0,99	0,98	0,95	0,88	0,71	0,54
110	0,46	0,57	0,59	0,64	0,67		0,99	0,95	0,91	0,77	0,59
130	0,43	0,51	0,57	0,63	0,65	0,67		0,99	0,94	0,86	0,66
150	0,40	0,49	0,55	0,59	0,63	0,65	0,63		0,98	0,96	0,79
170	0,39	0,47	0,53	0,57	0,59	0,60	0,61	0,61		0,97	0,85
190	0,37	0,41	0,41	0,42	0,43	0,45	0,47	0,49	0,51		0,89
210	0,36	0,36	0,39	0,41	0,43	0,43	0,46	0,49	0,51	0,53	

Tabla 21. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para producción de leche en segunda lactancia a diferentes días

	10	30	50	70	90	110	130	150	170	190	210
10		0,97	0,88	0,77	0,67	0,60	0,54	0,51	0,48	0,45	0,39
30	0,72		0,97	0,85	0,84	0,81	0,80	0,79	0,63	0,56	0,41
50	0,66	0,71		0,98	0,94	0,88	0,88	0,83	0,74	0,61	0,41
70	0,59	0,66	0,70		0,99	0,99	0,98	0,94	0,86	0,70	0,43
90	0,51	0,54	0,67	0,70		0,99	0,99	0,95	0,86	0,71	0,57
110	0,44	0,51	0,63	0,65	0,76		0,99	0,98	0,89	0,73	0,59
130	0,39	0,47	0,54	0,58	0,64	0,79		0,98	0,94	0,89	0,61
150	0,35	0,44	0,50	0,55	0,61	0,66	0,67		0,98	0,91	0,71
170	0,32	0,41	0,49	0,54	0,58	0,60	0,61	0,62		0,96	0,80
190	0,31	0,39	0,45	0,51	0,53	0,55	0,57	0,57	0,59		0,86
210	0,30	0,32	0,38	0,43	0,45	0,45	0,45	0,47	0,55	0,58	

Tabla 22. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para producción de leche en tercera lactancia a diferentes días

	10	30	50	70	90	110	130	150	170	190	210
10		0,97	0,89	0,78	0,67	0,60	0,59	0,58	0,55	0,45	0,41
30	0,73		0,96	0,88	0,82	0,80	0,69	0,61	0,68	0,50	0,45
50	0,67	0,73		0,98	0,93	0,89	0,80	0,76	0,71	0,63	0,51
70	0,60	0,67	0,69		0,99	0,98	0,90	0,88	0,80	0,65	0,54
90	0,53	0,60	0,65	0,67		0,99	0,97	0,93	0,84	0,71	0,54
110	0,46	0,49	0,59	0,65	0,66		0,99	0,95	0,87	0,76	0,65
130	0,40	0,53	0,55	0,61	0,64	0,65		0,99	0,91	0,88	0,77
150	0,35	0,47	0,51	0,58	0,62	0,65	0,65		0,97	0,89	0,79
170	0,31	0,40	0,48	0,54	0,58	0,61	0,62	0,62		0,96	0,83
190	0,28	0,30	0,39	0,40	0,53	0,55	0,58	0,60	0,60		0,84
210	0,25	0,31	0,31	0,31	0,46	0,48	0,49	0,51	0,56	0,62	

Tabla 23. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para porcentaje de proteína en primera lactancia a diferentes días

	10	30	50	70	90	110	130	150	170	190	210
10		0,98	0,91	0,81	0,70	0,61	0,55	0,50	0,48	0,47	0,48
30	0,71		0,98	0,96	0,84	0,80	0,70	0,69	0,64	0,51	0,50
50	0,60	0,69		0,99	0,94	0,88	0,81	0,79	0,77	0,69	0,50
70	0,49	0,60	0,65		0,99	0,96	0,90	0,89	0,87	0,80	0,61
90	0,40	0,52	0,61	0,66		0,99	0,98	0,96	0,93	0,91	0,77
110	0,34	0,48	0,55	0,57	0,68		0,99	0,98	0,97	0,95	0,82
130	0,32	0,44	0,53	0,53	0,67	0,68		1,00	0,99	0,96	0,88
150	0,32	0,41	0,53	0,53	0,63	0,68	0,74		1,00	0,99	0,96
170	0,35	0,41	0,47	0,52	0,57	0,62	0,68	0,74		1,00	0,98
190	0,37	0,40	0,30	0,40	0,49	0,50	0,55	0,63	0,78		0,99
210	0,40	0,37	0,25	0,31	0,39	0,42	0,51	0,66	0,76	0,78	

Tabla 24. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para porcentaje de proteína en segunda lactancia a diferentes días

	10	30	50	70	90	110	130	150	170	190	210
10		0,97	0,91	0,82	0,75	0,69	0,67	0,66	0,67	0,70	0,73
30	0,70		0,97	0,90	0,88	0,85	0,82	0,81	0,81	0,79	0,79
50	0,61	0,60		0,97	0,96	0,91	0,90	0,90	0,90	0,83	0,81
70	0,52	0,55	0,67		0,99	0,99	0,96	0,96	0,94	0,90	0,87
90	0,44	0,55	0,63	0,66		1,00	1,00	0,98	0,97	0,94	0,90
110	0,39	0,54	0,60	0,63	0,68		0,99	0,99	0,98	0,96	0,90
130	0,36	0,45	0,57	0,64	0,67	0,70		0,99	0,99	0,98	0,95
150	0,35	0,45	0,53	0,60	0,65	0,67	0,71		1,00	0,99	0,96
170	0,36	0,45	0,52	0,57	0,61	0,64	0,68	0,71		0,99	0,97
190	0,37	0,35	0,18	0,39	0,55	0,60	0,59	0,68	0,73		0,99
210	0,39	0,35	0,20	0,38	0,46	0,51	0,55	0,68	0,69	0,73	

Tabla 25. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para porcentaje de proteína en tercera lactancia a diferentes días

	10	30	50	70	90	110	130	150	170	190	210
10		0,97	0,91	0,83	0,75	0,69	0,65	0,62	0,60	0,59	0,58
30	0,72		0,97	0,91	0,88	0,79	0,77	0,77	0,74	0,60	0,63
50	0,62	0,60		0,98	0,96	0,96	0,90	0,84	0,84	0,76	0,71
70	0,52	0,60	0,61		0,99	0,98	0,95	0,90	0,90	0,80	0,83
90	0,44	0,57	0,65	0,68		1,00	0,98	0,97	0,94	0,90	0,84
110	0,38	0,51	0,59	0,63	0,72		0,99	0,98	0,96	0,92	0,94
130	0,35	0,49	0,55	0,60	0,71	0,70		0,99	0,98	0,93	0,90
150	0,35	0,49	0,55	0,56	0,68	0,68	0,72		0,99	0,95	0,96
170	0,36	0,46	0,49	0,50	0,64	0,68	0,71	0,74		0,99	0,96
190	0,38	0,38	0,42	0,50	0,58	0,61	0,68	0,71	0,75		0,98
210	0,40	0,36	0,39	0,48	0,49	0,60	0,63	0,70	0,71	0,76	

Tabla 26. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para porcentaje de grasa en primera lactancia a diferentes días

	10	30	50	70	90	110	130	150	170	190	210
10		0,92	0,87	0,72	0,57	0,47	0,43	0,43	0,46	0,50	0,54
30	0,53		0,95	0,90	0,75	0,63	0,60	0,59	0,58	0,56	0,47
50	0,43	0,49		0,98	0,89	0,75	0,77	0,72	0,71	0,66	0,45
70	0,32	0,33	0,34		0,98	0,88	0,87	0,80	0,80	0,76	0,60
90	0,22	0,27	0,31	0,33		0,99	0,96	0,92	0,86	0,77	0,67
110	0,15	0,15	0,20	0,30	0,33		0,99	0,98	0,90	0,80	0,69
130	0,11	0,14	0,19	0,29	0,33	0,33		0,99	0,95	0,89	0,70
150	0,10	0,16	0,20	0,26	0,31	0,32	0,35		0,98	0,98	0,88
170	0,11	0,16	0,21	0,26	0,29	0,32	0,35	0,38		0,98	0,94
190	0,15	0,20	0,19	0,20	0,27	0,32	0,20	0,25	0,41		0,96
210	0,15	0,21	0,15	0,16	0,23	0,18	0,17	0,17	0,40	0,56	

Tabla 27. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para porcentaje de grasa en segunda lactancia a diferentes días

	10	30	50	70	90	110	130	150	170	190	210
10		0,96	0,82	0,64	0,48	0,47	0,42	0,40	0,36	0,32	0,34
30	0,46		0,97	0,83	0,72	0,60	0,58	0,48	0,57	0,68	0,70
50	0,39	0,33		0,98	0,89	0,80	0,60	0,64	0,70	0,51	0,50
70	0,32	0,33	0,33		0,98	0,95	0,94	0,89	0,84	0,60	0,55
90	0,26	0,30	0,33	0,34		0,99	0,97	0,95	0,92	0,78	0,62
110	0,20	0,29	0,30	0,30	0,35		0,99	0,99	0,96	0,81	0,66
130	0,16	0,28	0,29	0,29	0,34	0,35		0,99	0,98	0,89	0,68
150	0,14	0,20	0,27	0,29	0,33	0,34	0,37		0,99	0,99	0,72
170	0,12	0,18	0,24	0,28	0,32	0,34	0,36	0,37		0,99	0,86
190	0,12	0,14	0,21	0,27	0,30	0,32	0,34	0,35	0,37		0,98
210	0,13	0,15	0,21	0,25	0,27	0,27	0,31	0,34	0,36	0,40	

Tabla 28. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para porcentaje de grasa en tercera lactancia a diferentes días

	10	30	50	70	90	110	130	150	170	190	210
10		0,95	0,79	0,60	0,44	0,34	0,30	0,30	0,35	0,43	0,45
30	0,48		0,95	0,80	0,70	0,69	0,55	0,50	0,56	0,50	0,49
50	0,40	0,39		0,98	0,90	0,88	0,84	0,81	0,74	0,67	0,50
70	0,31	0,33	0,35		0,98	0,90	0,89	0,86	0,83	0,70	0,50
90	0,24	0,29	0,33	0,35		0,99	0,97	0,94	0,88	0,74	0,53
110	0,19	0,25	0,30	0,34	0,36		0,99	0,96	0,91	0,79	0,65
130	0,15	0,25	0,27	0,31	0,35	0,37		0,99	0,94	0,88	0,68
150	0,13	0,20	0,26	0,30	0,34	0,34	0,38		0,98	0,95	0,70
170	0,13	0,19	0,25	0,29	0,33	0,35	0,37	0,38		0,97	0,84
190	0,14	0,19	0,23	0,28	0,30	0,31	0,35	0,37	0,39		0,96
210	0,17	0,18	0,21	0,25	0,27	0,30	0,32	0,37	0,38	0,40	

Tabla 29. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para porcentaje de lactosa en primera lactancia a diferentes días

	10	30	50	70	90	110	130	150	170	190	210
10		0,96	0,87	0,79	0,74	0,72	0,64	0,58	0,45	0,41	0,34
30	0,51		0,96	0,91	0,90	0,88	0,70	0,60	0,55	0,55	0,47
50	0,43	0,46		0,98	0,98	0,92	0,89	0,79	0,78	0,69	0,47
70	0,36	0,40	0,45		1,00	0,99	0,95	0,86	0,86	0,70	0,52
90	0,29	0,36	0,41	0,43		1,00	1,00	0,99	0,86	0,70	0,67
110	0,24	0,36	0,41	0,41	0,44		1,00	0,99	0,96	0,80	0,70
130	0,21	0,33	0,40	0,44	0,44	0,44		0,99	0,98	0,96	0,76
150	0,20	0,31	0,39	0,41	0,42	0,44	0,44		0,99	0,96	0,89
170	0,20	0,26	0,32	0,36	0,39	0,42	0,45	0,47		0,98	0,91
190	0,22	0,26	0,31	0,35	0,35	0,38	0,39	0,47	0,50		0,96
210	0,24	0,24	0,28	0,29	0,29	0,30	0,34	0,37	0,49	0,49	

Tabla 30. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para porcentaje de lactosa en segunda lactancia a diferentes días

	10	30	50	70	90	110	130	150	170	190	210
10		0,96	0,92	0,88	0,85	0,83	0,83	0,82	0,81	0,76	0,65
30	0,58		0,96	0,96	0,86	0,86	0,84	0,82	0,88	0,77	0,65
50	0,48	0,57		0,98	0,99	0,93	0,93	0,91	0,90	0,78	0,65
70	0,38	0,39	0,60		1,00	0,99	0,98	0,91	0,91	0,80	0,67
90	0,29	0,37	0,43	0,46		1,00	0,99	0,97	0,93	0,83	0,67
110	0,23	0,30	0,41	0,46	0,47		0,99	0,97	0,94	0,87	0,70
130	0,21	0,30	0,38	0,44	0,46	0,51		0,99	0,96	0,90	0,80
150	0,21	0,29	0,36	0,39	0,44	0,49	0,51		0,99	0,96	0,89
170	0,21	0,27	0,33	0,38	0,41	0,45	0,47	0,51		0,98	0,90
190	0,20	0,25	0,31	0,36	0,37	0,40	0,49	0,50	0,52		0,96
210	0,19	0,21	0,25	0,30	0,31	0,33	0,41	0,49	0,50	0,59	

Tabla 31. Correlaciones genéticas (por encima de la diagonal) y fenotípicas (por debajo de la diagonal) para porcentaje de lactosa en tercera lactancia a diferentes días

	10	30	50	70	90	110	130	150	170	190	210
10		0,92	0,84	0,79	0,79	0,76	0,69	0,67	0,66	0,65	0,57
30	0,66		0,94	0,89	0,89	0,81	0,80	0,79	0,75	0,65	0,60
50	0,53	0,61		0,96	0,95	0,86	0,86	0,81	0,77	0,73	0,61
70	0,39	0,45	0,50		0,99	0,94	0,94	0,95	0,85	0,78	0,69
90	0,27	0,38	0,46	0,50		1,00	0,99	0,95	0,85	0,78	0,76
110	0,26	0,33	0,41	0,49	0,52		0,98	0,96	0,87	0,80	0,77
130	0,26	0,30	0,39	0,41	0,50	0,55		0,98	0,92	0,89	0,85
150	0,20	0,29	0,34	0,41	0,48	0,49	0,55		0,97	0,90	0,90
170	0,20	0,28	0,34	0,39	0,43	0,47	0,50	0,54		0,96	0,95
190	0,18	0,21	0,26	0,33	0,36	0,40	0,43	0,50	0,57		0,96
210	0,17	0,21	0,25	0,25	0,27	0,30	0,35	0,49	0,53	0,55	

5. CONCLUSIONES

- Los estimados obtenidos, de manera general, fueron bajos para producción de leche y porcentaje de grasa y moderados para porcentaje de proteína y lactosa.
- Los bajos valores estimados de heredabilidad están causados por una varianza genética reducida y un incremento de la varianza del ambiente permanente y residual en los extremos, probablemente asociado a la presencia de heterogeneidad de varianza residual, que no fue tomada en cuenta en los modelos de análisis o a que sea necesario aplicar un polinomio de orden superior para modelar el ambiente permanente.
- Las correlaciones genéticas de la primera lactancia con el resto, sugieren considerar su análisis como carácter diferente. El elevado valor entre la segunda y la tercera lactancia puede ser indicativo de que quizás no es necesaria incorporar la tercera lactancia en los análisis.
- Con la estructura de datos, los controles a incluir no deben superar los 210 días, ya que pueden traer problemas de estimación que se reflejan en valores extremadamente elevados al final de la lactancia.
- Se puede seleccionar para persistencia, utilizando PS3, sin apenas alterar por selección indirecta la cantidad de leche total a los 210 días, aunque su bajo valor de h^2 indica que, de elegirla como parte del objetivo de selección, se esperaría una respuesta baja.



6. BIBLIOGRAFIA

- Ådnøy, T.; Nævdal, I. and M. Svendsen. (2000). Buck circles for dairy goat breeding in Norway. Proc: 7th International Conference on Goats. Poitiers, France, May 20, 2000. Available from: <<http://www.ccsi.ca/goats/7icg/cdn-text.htm>>
- Ali, T.E. and L.R. Schaeffer. (1987). Accounting for covariances among test day milk yields in dairy cows. *Can. J. Anim. Sci.* 67:637-644.
- Analla, M; Jimenez-Gamero, I.; Muñoz-Serrano, A.; Serradilla, J.M. and A. Falagán. (1996). Estimation of Genetic Parameters for Milk Yield and Fat and Protein Contents of Milk from Murciano-Granadina Goats. *J. Dairy Sci.* 79:1895-1898.
- Andonov, S.; Ødegård, J.; Boman, I.A.; Svendsen, M.; Holme, I.J.; Ådnøy, T.; Vukovic, V. and G. Klemetsdal. (2007). Validation of Test-Day Models for Genetic Evaluation of Dairy Goats in Norway. *J. Dairy Sci.* 90:4863–4871.
- Anifantakis, E.M. and J.G. Kandarakis. (1980). Contribution to the Study of the Composition of Goats Milk. *Milchwissenschaft.* 35:617-619 pp.
- Antunac, N.; Samaržija, D.; Havranek, J.L.; Pavič, V. and B. Mioč. (2001). Effects of stage and number of lactation on the chemical composition of goat milk. *Czech Journal of Animal Science, Prague, Volume 46:548-553.*
- Antunac, N.; Kaps, M.; Havranek, J.L. and D. Samaržija. (1998). Effects of breed and parity on some dairy traits of Alpine and Saanen goats in Croatia. *Proceedings International Symposium on the Milking of Small Ruminants, Athens, Greece.* EAAP Publication, No. 95:460-462.
- Assis, G.M.; Albuquerque, L.G.; Sarmiento, J.L.; Carneiro Filho, J.M.; Lopes, PS y M.T. Rodríguez. (2006). Estimación de parâmetros genéticos em caprinos leiteiros por meio de análise de regressão aleatória utilizando-se a Amostragem de Gibbs. *Rev. Bras. Zootec.* 35(3):706-714.
- Auran, T. (1973). Studies on monthly and cumulative monthly yield records. I. The effect of age, month of calving, herd and length of first period. *Acta Agric. Scand.* 23:189-199.
- Auran, T. (1976). Studies on monthly and cumulative monthly milk yield records. III. Estimates of genetic and phenotypic parameters. *Acta Agric. Scand.* 26:3-9.

- Barret, R.; Miglior, F.; Jansen, G.; Jamrozik, J. and L.R. Schaeffer. (2005). Joint international evaluation of Milking Shorthorn Dairy cattle for production traits. *J. Dairy Sci.* 88: 3326-3336.
- Beard, K. (1983). Prediction of total lactation yield in dairy cows. M.S. Thesis, University of Melbourne, Victoria, Australia.
- Bejar, F.; Carabaño, M.J.; Díaz, C. y M. Serrano. (1998). VIII Curso Internacional sobre Mejora Genética Animal. Capt. IV. Valoración Genética. Metodología. España, p: 56.
- Biassus, I.O.; Cobuci, J.A.; Costa, N.C.; Rorato, P.R.; Neto, B.J. and L.L. Cardoso. (2010). Persistence in milk, fat and protein production of primiparous Holstein cows by random regression models. *Rev. Bras. Zootec.* 39(12):2617-2624.
- Boldman, K.G. and A.E. Freeman. (1990). Adjustment for heterogeneity of variances by herd production level in dairy cow and sire evaluation. *J. Dairy Sci.* 73:503-512.
- Boujenane I. and K. Larini. (1992). Genetic and environmental effects on milk production and fat percentage in D´man and Sardi ewes and their crosses. *Small Rumin. Res.* 8:207-215.
- Boyazoglu, J. and Y. Hatziminaoglou.(2004). The goat in ancient civilisation from the Fertile Crescent to the Aegean Sea. *Small Rumin. Res.* 51 (2):123–129.
- Boyazoglu, J.; Hatziminaoglou, Y. and P. Morand-Fehr. (2005). The role of the goat in the Society : past present and perspective for the future. *Small Rumin. Res.* 60:13–23.
- Braga Lôbo, R.N.; Faco, O.; Becerra, A.M. and L.C. Vasques Villela.(2010). Brazilian goat breeding programs. *Small Rumin. Res.* 89:149-154.
- Breda, C.F; Albuquerque, L.G.; Yamaki, M.; Reis Filho, J.C.; Sarmiento, J.L.; Lopes, PS y M.T. Rodríguez.(2006). Estimación de parâmetros genéticos para produção de leite de cabras da raça Alpina. *Rev. Bras. Zootec.* 35(2):396-404.
- Brežnik, S.; Kovač, M.; Kompan, D. and Š. Malovrh. (1997). Genetic and environmental parameters of test day for milk yield, fat, protein and lactose content of dairy goats. 48th Annual Meeting of the EAAP, Vienna 1997.
- Brotherstone, S; White, I.M.S. and K. Meyer. (2000). Genetic modelling of daily milk yield using orthogonal polynomials and parametric curves. *Anim. Sci.* 70: 407-415.

- Browning, R. Jr.; Leite-Browning, M.L. and T. Sahlu. (1995). Factors affecting standardized milk and fat yields in Alpine goats. *Small Rumin. Res.* 18:173-178.
- Camoens, J.K.; McDowell, R.E.; Van Vleck, L.D.; Drosdoff, M.; Miller, P.O.; Ufford, G.R. and J.D. Rivera-Anaya. (1976). Factores para ajustar los registros de producción de vacas Holstein en Puerto Rico, según la edad del animal y el mes de nacimiento. Universidad de Puerto Rico. Pub. 99.
- Cappio-Borlino, A.; Macciotta, N.P.P. and G. Pulina. (1997). The shape of Sarda ewe lactation curve analysed by a compartmental model. *Livest. Prod. Sci.* 51:89-96.
- Carrizosa, J.A.; Falagan, A.; Urrutia, B. y A. Lafuente. (1993). Notas preliminares sobre lactaciones normalizadas de cabra Murciana-Granadina en Murcia. I. Influencia de la época de partos. *ITEA. Vol. Extra (12):* 3-5.
- Carvalho, J.G.V.; Blake, R.W.; Pollak, E.J.; Quass, R.L. and C.V. Duran-Castro. (1998). Application of an autoregressive process to estimate genetic parameters and breeding values for daily milk yield in a tropical herd of Lucerna cattle and in United States Holstein herds. *J. Dairy Sci.* 81: 2738-2751.
- Ciappesoni, C.G.; Milerski, M. and H. Gabrielová. (2002) b. Použití Test Day Modelu Pro Odhad Plemenných Hodnot u Dojných Koz. Estimation of Breeding Values In Dairy Goats with Test Day Model. *Sborník přednášek z 5. mezinárodní konference a setkání chovatelů (SCHOK). "OVCE - KOZY, Seč 2002". Seč 15.-16. listopadu 2002 (Č.R.). pp.* 93-96.
- Ciappesoni, C.G.; Milerski, M. and J. Příbyl. (2002) a. Parámetros productivos de cabras de la raza checa marrón de pelo corto. XXVII Jornadas Científicas y VI Jornadas Internacionales SEOC, 19-21 de septiembre, Valencia (España). pp. 819-825.
- Clément, V.; Boichart, D.; Piacère, A.; Barbat, A. and E. Manfredi. (2002). Genetic evaluation of french goats for dairy and type traits. *Proc. 7th WCGALP, Montpellier, France. Comm.* 01-46.
- Cobuci, J.A.; Euclides, R.F.; Costa, C.N.; Lopes, P.S.; de Almeida Torres, R. and C. S. Pereira. (2004). Análises da persistência na lactação de vacas da raça Holandesa, usando produção no dia do controle e modelo de regressão aleatória. *Rev. Bras. Zootec.* 33(3):543-554.
- Cole J.B. and P.M. VanRaden. (2006). Genetic Evaluation and Best Prediction of Lactation Persistency. *J. Dairy Sci.* 89:2722-2728.

- Danell, B. (1982) a. Studies on lactation yields and individual test – day yields of Swedish Dairy cows. I. Environmental influence and development of adjustments factors. *Acta Agric. Scand.* 32:65-81.
- Danell, B. (1982) b. Studies on lactation yields and individual test – day yields of Swedish Dairy cows. II. Estimates of genetic and phenotypic parameters. *Acta Agric. Scand.* 32:83-92.
- Danell, B. (1990). Genetic aspects of different parts of lactation. Proc. 4th WCGALP, Edinburgh, UK, Vol XIII, p. 114-117.
- De Roos, A.P.W.; Harbers, A.G.F. and G. de Jong. (2004). Random herd curves in a test day models for milk, fat and protein production of dairy cattle in the Netherlands. *J. Dairy Sci.* 87:2693-2701.
- Dekkers, J.C.M.; Tem Hag, J.H. and A. Weersink. (1998). Economic aspects of persistency of lactation in dairy cattle. *Livest. Prod. Sci.* 53:237-252.
- Delgado, J.V.; León, J.M.; Gama, L.T.; Lozano, J.; Quiroz, J. and M.E. Camacho. (2006). Genetic parameters for milk yield traits in Murciano Granadina goats in the high lands. Proc. 8th WCGALP, Belo Horizonte, Brazil. Comm. 02–13.
- Delouis, C. (1980). La lactation chez la chèvre. *La Chèvre*, 47-52.
- Dorneles, C.K.P.; Rorato, P.R.R.; Cobuci, J.A. (2009). Persistência na lactação para vacas da raça Holandesa criadas no Estado do Rio Grande do Sul via modelos de regressão aleatória. *Ciência Rural*, 39(5):1485-1491.
- Druet, T.; Jaffrézic, F. and V. Ducrocq. (2005). Estimation of genetic parameters for test day records of dairy traits in the first three lactations. *Genet. Sel. Evol.* 37:257-271.
- Druet, T.; Jaffrézic, F.; Boichard, D. and V. Ducrocq. (2003). Modelling lactation curves and estimation of genetic parameters for first lactation test-day records of French Holstein cows. *J. Dairy Sci.* 86:2480-2490.
- Dubeuf, J.P. and J. Boyazoglu. (2009). An international panorama of goat selection and breeds. *Livest. Sci.* 120:225-231.
- El Faro, L. y L.G. Albuquerque. (2003). Estimación de Parâmetros genéticos para Produção de leite no dia do controle e Produção acumulada até 305 dias, para as primeiras lactações de vacas da raça Caracu. *Rev. Bras. Zootec.* 32(2):284-294.
- Everett, R. W.; Schmitz, F. and L. H. Wadell. (1994). A test-day model for monitoring management and genetics in dairy cattle (Abstr.). *J. Dairy Sci.* 77(Suppl. 1):267.

- Falagán, A. (1992). Producción láctea de cabras de raza Murciana-Granadina en Murcia, según el número de parto y referido a la paridera temprana (1989-1990). VI Jornadas de Reproducción Animal e Inseminación Artificial. 2-5 Julio Salamanca. pp: 260-266.
- Falagán, A. y Mateos, E. (1996). La producción de leche en la cabra. Producción caprina. Zootecnia: bases de producción animal, Tomo IX. C. Buxadé, Ed. Mundi-Prensa Libros, Madrid.
- FAOSTAS. (2011). <http://faostat.fao.org/site/573/default.aspx#ancor>
- Fernández, C.; Sánchez, A.; Martí, A. and C. Perea. (2001). Modelización de la curva de lactación según el número de crías nacidas en cabras Murciana-Granadinas. XXVI Jornadas Científicas y V Jornadas Internacionales SEOC, Sevilla (España), pp.897-902.
- Fernández, G. (2000). Parámetros productivos de cabras Pardo Alpinas y sus cruizas, bajo régimen de pastoreo. Producción Latina XXV: 541-544.
- Foulley, J.L.; Jaffrézic, F. and C. Robert-Granié. (2000). EM-REML estimation of covariance parameters in Gaussian mixed models for longitudinal data analysis. Genet. Sel. Evol. 22:129-141.
- Garcés, A.R.; Boza, L.J.; Acevedo, S.P., Brandl, E.; Bruckmai, M.R. y F.J.L. López. (2004). Índice de persistencia y descripción de los primeros 100 días de la curva de lactancia de cabras Saanen primíparas y multíparas mantenidas en confinamiento. Agric. Téc. 64(3).
- Garrick, D.J. and L.D. Van Vleck. (1987). Aspects of selection for performance in several environments with heterogeneous variances. J. Animal Sci. 65: 409-421.
- Gengler, N. (1996). Persistency of lactation yields: A review. Proc: Int. Workshop on Genetic Improvement of functional Traits in Cattle. Interbull Bulletin. 12: 97-102.
- Gengler, N.; Wiggans, G.R. and A. Gillon. (2005). Adjustment for heterogeneous covariance due to the herd milk yield by transformation of test day random regression. J. Dairy Sci. 88:2981-2990.
- Gipson, T.A. and M. Grossman. (1989). Diphasic analysis of lactation curves in dairy goats. J. Dairy Sci. 72:1035-1044.
- Gipson, T.A. and M. Grossman. (1990). Lactation curves in dairy goats: a review. Small Rumin. Res. 3:383.

- Gómez, E.A.; Silvestre, M.A.; Martínez, B. y C. Peris. (2003). Caracteres de lactación en cabras Murciano-Granadinas de la Comunidad Valenciana: estudios preliminares sobre los factores de variación. ITEA. Vol Extra (24): 558-560.
- Gonçalves, H.C.; Silva, M.A.; Wechsler, F.S. and A.A. Ramos. (2001). Fatores genéticos e de meio na produção de leite de caprinos leiteiros. Rev. Bras. Zootec. 30(3):719-729.
- Gonçalves, H.C.; Silva, M.A.; Wechsler, F.S.; Ramos A.A.; Pulz, L.M. y T.C. Losi. (2002). Parâmetros e tendência genética da produção de leite de cabra no Brasil. Rev. Bras. Zootec. 31(6): 2204-2208.
- Gravir, K. and C.G. Hickman. (1966). Importance of lactation number age and season of calving for dairy cattle breeding improvement. Canada Dpt. Of Agric. Pub. 1239.
- Guo, Z. and H.H. Swalve. (1997). Comparison of different lactation curve sub-models in test day models. Interbull Bull. 16:75-79.
- Hadjipanayotou, M. (1995). Composition of ewe, goat and cow milk and of colostrum of ewes and goats. Small Rumin. Res. 18:255-262.
- Haenlein, G.F.W. (1996). Composition of goat milk and factors affecting it. In Goat Management [online]. University of Delaware [cited 2010-12-16]. Available from: <http://ag.udel.edu/extension/information/goatmgt/gm-list.htm>
- Hammami, H.; Rekik, B.; Soyeurt, H.; Ben Gara, A and N. Gengler. (2008). Genetic parameters for Tunisian Holstein using a test-day random regression model. J. Dairy Sci. 91:2118-2126.
- Hayden, T.J.; Thomas, C.R. and I.A. Forsyth. (1979). Effect of number of young born (litter size) on milk of goats: role for placental lactogen. J. Dairy Sci. 62:53-57.
- Henderson, C.R., Jr. (1982). Analysis of covariance in the mixed model: higher level, non homogeneous, and random regressions. Biometrics 38:623-640.
- Hermiz, H.N.; Al-Rawi, A.A.; Alkass, J.E. and M. Singh. (2002). Genetic evaluation of Iraqi local goats and their crosses using milk traits. Proc. 7th WGALP, Montpellier, France, vol. 1, pp. 85-87.
- Hernández D. (1991). Bases de un programa de selección de ganado caprino. Controles de producción. Tesis Doctoral. Universidad de Córdoba.
- Herrera, M.; Peña, F.; Aparicio, J.B. and J. Subires.(1988). Curva de lactación y composición de la leche en régimen semiintensivo. En: La Cabra Malagueña. Excm. Diputación Provincial de Málaga, Málaga, 127.

- Hill, W.G. (1998). Inferences from evolutionary biology to livestock breeding. Proc. 6th WCGALP, Armidale, Australia, 23:32-39.
- Hill, W.G. and S. Brotherstone. (1999). Advances in methodology for utilizing sequential records. British Soc. of Animal Science. Publication No. 24, pp. 55–61.
- Ilahi, H.; Chastin, P.; Martin, J.; Monod, F. and E. Manfredi. (1998). Genetic association between milking speed and milk production. Proc. 6th WCGALP, Armidale, Australia, 24:216–219.
- Ilahi, H.; Manfredi, E.; Chastin, P.; Monod, F.; Elsen, J.M. and P. Le Roy. (2000). Genetic variability in milking speed of dairy goats. Genet. Res. 75:315–319.
- Iloeje, M.U.; Van Vleck, L.D. and G.R. Wiggans. (1981). Components of variance for milk and fat yields in Dairy goats. J. Dairy Sci. 64: 2290-2293.
- Jaffrézic, F. and S. Pletcher. (2000). Statistical models for estimating the genetic basis of repeated measures and other function-valued traits. Genetics 156:913–922.
- Jakobsen, J.H. (2000). Genetic correlations between the shape of the lactation curve and disease resistance in dairy cattle. Ph.D.-Thesis. Danish Institute of Agricultural Sciences.
- Jakobsen, J.H.; Madsen, P.; Jensen, J.; Pedersen, J.; Christensen, L.G. and D.A. Sorensen. (2002). Genetic parameters for milk production and persistency for Danish Holstein estimated in random regression models using REML. J. Dairy Sci. 85(6):1607-1616.
- Jamrozik J.; Schaeffer, L.R. and K.A. Weigel. (2002). Genetic evaluation of bulls and cows with single and multiple-country test day models. J. Dairy Sci. 85:1617-1622.
- Jamrozik, J. and L.R. Schaeffer. (1997). Estimates of genetic parameters for a test day model with random regressions for yield traits of first lactation Holsteins. J. Dairy Sci. 80:762-770.
- Jamrozik, J., Schaeffer, L. R. and J.C.M. Dekkers. (1997). Genetic evaluation of dairy cattle using test day yields and random regression model. J. Dairy Sci. 80(6):1217- 1226.
- Jamrozik, J.; Jansen, G.; Schaeffer, L.R. and Z. Liu. (1998). Analysis of persistency of lactation calculated from a random regression test day model. Interbull Bull. 17:64–69.

- Jamrozik, J.; Schaeffer, L.R. and J.C.M. Dekkers. (1996). Random regression models for production traits in Canadian Holsteins. *INTERBULL Bull.* 14:124–134.
- Jenot, F.; Bossis, N.; Cherbonnier, J.; Fouilland, C.; Guillon, M.P.; Lauret, A.; Letourneau, P.; Poupin, B. and A. Reveau. (2000). Les taux de lait de chèvre et leur variation. Eds, *L'Éleveur de Chèvres* 7:10.
- Jones, L.P. and M.E. Goddard. (1990). Five years experience with the animal model for dairy evaluations in Australia. *Proc. 4th WCGALP*, Edinburgh, UK, XIII:302-385.
- Kachman, S.D. and R.W. Everett. (1989). Test Day Model with individual herd correction factors. *Proceeding of Annual Meeting of the American Dairy Science Association. Journal of Dairy Science* P.60 (Abstract).
- Kala, S.N. and B. Prakash. (1990). Genetic and phenotypic parameters of milk yield and milk composition in two Indian goat breeds. *Small Rum. Res.* 3:475-484.
- Kettunen, A.; Mäntysaari, E.A. and J. Pösö. (2000). Estimation of genetic parameters for milk yield of primiparous Ayrshire cow by random regression Test Day Model. *Livest. Prod. Sci.* 66:251-261.
- Kettunen, A.; Mäntysaari, E.A.; Strandén, I.; Pösö J. and M. Lidauer. (1998). Estimation of genetic parameters for first lactation milk production using random regression models. *Proc. 6th WCGALP*, Armidale, Australia, 23, 32-39.
- Kirkpatrick, M. and N. Heckman. (1989). A quantitative genetic model for growth shape, reaction norms and other infinite-dimensional characters. *J. Math. Biol.* 27:429-450.
- Kirkpatrick, M.; Hill, W.H. and R. Thompson. (1994). Estimating the covariance structure of traits during growth and aging, illustrated with lactations in dairy cattle. *Genet. Res.* 64:57-69.
- Kirkpatrick, M.; Lofsuold, D. and M. Bulmer. (1990). Analysis of inheritance, selection and evolution of growth trajectories. *Genetics* 122:979-993.
- Knight, C.H. and M. Peaker. (1982). Development of the mammary gland. *J. Reprod. Fert.* 65:621-626.
- Kominakis, A.; Rogdakis, E.; Vasiloudis, C. and O. Liaskos. (2000). Genetic and environmental sources of variation of milk yield of Skopelos dairy goats. *Small Rumin. Res.* 36:1–5.
- Křížek, J.; Mátlová, V.; Skřivánek, M.; Šafaříková, H.; Šimák, P.; Škarda, J. and D. Večeřova. (1992). *Chov koz. Farm, Praha.*

- Lafuente, A.; Urrutia, B., Falagán, A. y J.A. Carrizosa. (1992). Influencia de la época de partos en las lactaciones de cabras de raza Murciana-Granadina en Murcia. Actas de la 43 Reunión Anual de la FEZ. Madrid, pp: 300-301.
- Laird, M.L. and J.H. Ware. (1982). Random-effects models for longitudinal data. *Biometrics* 38:963-974.
- Lannuzzi M y G.P. Di Meo (1995). Chromosomal evolution in bovids: a comparison of cattle, sheep and goat G- and R-banded chromosomes and cytogenetic divergences among cattle, goat and river buffalo sex chromosomes. *Chromosome Res.* 3(5):291-299.
- Le Jaouen, J.C. (1973). Caractéristiques et composition du lait de chèvre considérés du point de vue zootechnique et de son utilisation. *Tech Lait*, sept, 7-25.
- Leboeuf, B.; Delgadillo, J.A.; Manfredi, E.; Piacère, A.; Clément, V.; Martín, P.; Pellicer, M.; Boué, P. and R. De Cremoux. (2008). Management of goat reproduction and insemination for genetic improvement in France. *Reprod. Domest. Anim.* 43(Suppl:2):379-385.
- Legge, T. (1996). In *The Origins and Spread of Agriculture and Pastoralism in Eurasia*, ed. Harris, D. R. (UCL Press, London), pp. 238–262.
- León, J.M.; Quiroz, J.; Pleguezuelos, J.; Martínez, E. y J.V. Delgado. (2007). Curva de lactación para el número de lactación en cabras Murciano-Granadinas. *Arch. Zootec.* 56 (Sup. 1): 641-646.
- Lidauer, M.; Mäntysaari, E.A.; Strandén, I. and J. Pösö. (2000). *International Bull Evaluation Service* 25: 81-84. Uppsala, Sweden.
- López-Romero, P. and M.J. Carabaño. (2003). Comparing alternative random regression models to analyse first-lactation daily milk yield data in Holstein-Friesian cattle. *Livest. Prod. Sci.* 82:81-96.
- López-Romero, P. y M.J. Carabaño. (2000). Evaluación de modelos alternativos para el análisis de datos de producción de leche a lactación. *ITEA.* 96A. (3):318-336.
- Lund, M. S.; Jensen, J. and P.H. Petersen. (1999). Estimation of genetics 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.
- Macciotta, N.P.P.; Vicario D. and A. Cappio-Borlino. (2005). Detection of different Shapes of lactation curve for milk yields in Dairy cattle by Empirical Mathematical Models. *J. Dairy Sci.* 88:1178-1191.

- Madsen, O. (1975). A comparison of some suggested measures of persistency of milk yield in dairy cows. *Animal Production*, 20: 191-197.
- Mäntysaari, E.A. (2002). Combining test day and full lactation records in prediction of breeding values. Proc: Proceeding 7th WCGALP, Montpellier, France, 01:01.
- MAPA (2010). <http://www.mapa.es/es/estadistica/pags/encuestaganadera/encuesta.htm>
- MARM (2010). Anuario Alimentación en España 2010, disponible en http://www.munimerca.es/mercasa/alimentacion_2010/pdfs/pag_209-244_lechequesos.pdf
- Martal, J. and N. Chene. (1993). Placenta et lactation. En: *Biologie de la lactacion*. Martinet, J. and L.M. Houdebine. INRA/INSERM Ed. Versailles (France): 587.
- Martinet, J. and L.M. Houdebine. (1993). Glande mammaire, mammogenèse, facteurs de croissance, lactogenèse. En: *Biologie de la lactacion*. Martinet, J. and L.M. Houdebine. INRA/INSERM Ed. Versailles (France): 587.
- Martínez, B. y C. Peris. (2002). El control lechero oficial de la cabra Murciano-Granadina en la Comunidad Valenciana (1995-2001). XXVII Jornadas Científicas y VI Jornadas Internacionales de la Sociedad española de Ovinotecnia y Caprinotecnia.
- Menéndez-Buxadera, A. y J. Caunedo. (2005). Utilización de los resultados del control de la producción de leche en cada ordeño para la evaluación genética de sementales, mediante modelos de regresiones aleatorias. III Congreso Internacional de Mejoramiento Animal, 7-11 de noviembre, La Habana, Cuba, 2005, ISBN 959-7164-67-1 (MA-92).
- Menéndez-Buxadera, A.; Molina, A.; Arrébola, F.; Gil, M.J. and J.M. Seradilla. (2010). Random regression analysis of milk yield and milk composition in the first and second lactations of Murciano-Granadina goats. *J. Dairy Sci.* 93:2718-2726.
- Menéndez-Buxadera, A.; Romero, F.; González, O.; Arrebola, F. y A. Molina. (2008). Estimación de parámetros genéticos para la producción de leche en la raza caprina Payoya mediante técnicas de Regresión Aleatoria. *ITEA104(2)*: 127-132.
- Menezes, G.R.O.; Torres, R.A.; Sarmiento, R.J.L.; Rodríguez, M.T.; Melo, A.L.P.; da Silva, F.G. and L.F. Brito. (2010). Avaliação de medidas da persistência da lactação de cabras da raça Saanen sob modelo de regressão aleatoria. *Rev. Bras. Zootec.*, 39:1691-1698.

- Meyer, K. (1991). Estimating variances and covariances for multivariate animal models by restricted maximum likelihood. *Genet. Sel. Evol.* 23:67–83.
- Meyer, K. (1998). Estimating covariance functions for longitudinal data using a random regression model. *Genet. Sel. Evol.* 30:221–240.
- Meyer, K. (2000). Random regression to model phenotypic variation in monthly weights of Australian beef cows. *Livest. Prod. Sci.* 65:19-38.
- Meyer, K. (2005). Advances in methodology for random regression analyses. *Aust. J. Exp. Agric.* 45:847-858.
- Meyer, K. (2007). WOMBAT – A tool for mixed model analyses in quantitative genetics by REML. *J. Zhejiang Univ. Sci.* B8:815-821.
- Meyer, K.; Graser, H.U. and S.P. Smith. (1987). Estimation of adjustment factors and variance components for test-day production in Australian Black and White populations. Summary report to ADHIS on analysis of production records conducted by AGBU during 1985–1987. Compiled by H.U. Graser. AGBU, UNE, Armidale, Australia.
- Meyer, K.; Graser, H.U. and K. Hammond. (1989). Estimates of genetic parameters for first lactation test day production of Australian Black and White cows. *Livest. Prod. Sci.* 21:177–199.
- Milerski, M. and V. Mareš. (2001). Analysis of systematic factors affecting milk production in dairy goats. *Acta Univ. Agric. et Silv. Mendel. Brun (Brno)*. No. 1, 43-50.
- Misztal, I.; Strabel, T; Jamrozik, J.; Mäntysaari, E.A and T.H.E. Meuwissen. (2000). Strategies for estimating the parameters needed for different test-day models. *J. Dairy Sci.* 83:1125-1134.
- Montaldo, H. and E. Manfredi. (2002). Organisation of selection programmes for dairy goats. *Proc. 7th WCGALP, Montpellier, France*, 1-35.
- Morand-Fehr, P.; Blanchart, G.; Le Mens, P; Remeuf, F. Sauvant, D; Lenoir, J.; Lamberet, G.; Le Jaouen, J.C. y P. Bas. (1986). Données recentes sur la composition du lait de chèvre. 11 èmes Journées de la Recherche Ovine et Caprine. 253-298.
- Morris C.A., Wheeler M., Lanuzel M. (2006) Genetic trend and parameter estimates for milk yield traits and kidding date in a Saanen goat herd in New Zealand. *N.Z. J. Agric. Res.* 49:175–181.

- Muir, B.L.; Fatehi, J. and L.R. Schaeffer. (2004). Genetic Relationships Between Persistency and Reproductive Performance in First-Lactation Canadian Holsteins. *J. Dairy Sci.* 87:3029–3037.
- Muir, B.L.; Kistemaker, G., Jamrozik, J. and F. Canavesi. (2007). Genetic Parameters for a Multiple-Trait Multiple-Lactation Random Regression Test-Day Model in Italian Holsteins. *J. Dairy Sci.* 90:1564–1574.
- Nazzari, N.; Fresi, P. and S. Schembri. (2000). L'élevage caprin en Italie et al sélection: situation actuelle et perspectives. Proc. 7th International Conference on Goats. Poitiers, France, May 20, 2000. Available from: <<http://www.ccsi.ca/goats/7icg/cdn-text.htm>>
- Nielsen, U. S.; Pedersen, G.A.; Pedersen, J. and J. Jensen. (1996). Genetic parameters for mastitis, other disease and somatic cell count in different parities in Danish dairy breeds. 47th meeting of the European Association for Animal Production, Lillehammer, Norway.
- Oliver, F., Rodríguez, J.C., Pérez-Guzmán, M.D. y V. Montoro. (2000). Evolución del control lechero caprino oficial en Castilla-Mancha entre los años 1996 y 1999. *Actas de las XXV Jornadas Científicas de la S.E.O.C. Teruel*, pp: 515-518.
- Oliver, F.; Pérez-Guzmán, M.D.; Pérez, E.M. y V. Montoro. (2001). Estudio de la influencia de la edad al primer parto sobre la producción lechera de cabras de raza Murciano-Granadina en Castilla-La Mancha. *XXVI Jornadas Científicas y V Internacionales SEOC, Sevilla(España)*. pp.897-902.
- Olivier, J.J.; Cloete, S.W.P.; Schoeman, S.J. and C.J.C. Muller. (2005). Performance testing and recording in meat and dairy goats. *Small Rumin. Res.* 60:83–93.
- Olori, V.E. (1997). Utilization of daily milk records in genetic evaluation of dairy cattle. Edinburgh: University of Edinburgh, Thesis (PhD).
- Olori, V.E.; Hill, W.G.; McGuire J. and S. Brotherstone. (1999). Estimating variance components for test-day milk records by restricted maximum likelihood with a random regression animal model. *Livest. Prod. Sci.* 61: 56-63.
- Pacheco, F.; Monteiro, A.; Lopes, Z. and M. Barros. (1998). Contrôle latier caprin dans la région du Minho (Portugal). *Proceedings International Symposium on the Milking of Small Ruminants, Athens, Greece. EAAP Publication No. 95:460-462.*
- Pander, B.L.; Hill, W.G. and R. Thompson. (1992). Genetic parameters of test day records of British Holstein Friesian heifers. *Livest. Prod. Sci.* 53:11-21.

- Pedauye, J. (1989). Lactation curve and milk composition in Murciano-Granadina goats breed. *Anales de Veterinaria*, 5:3.
- Pedersen, J.; Nielsen, U.S.; Aamand, G.P.; Pösö, J.; Mäntysaari, E.A.; Lidauer, M.; Strandén, I.; Madsen, P. and K. Johansson. (2004). Joint Nordic test-day model for milk production traits. *Interbull Bull.* 32: 8-12.
- Pena, J.; Charfeddine, N. y S. Alday. (1999). Evaluación genética del ganado vacuno Frisón español. *BOVIS. Tratado de Veterinaria Práctica. Aula Veterinaria.* Diciembre, 1999. (91)
- Peris, S.; Caja, G.; Such, X; Casals, R.; Ferret, A. and C. Torres.(1997). Influence of Kid Rearing Systems on Milk Composition and Yield of Murciano-Granadina Dairy Goats. *J. Dairy Sci.* 80:3249–3255.
- Peris, S. (1994). Características de la curva de lactación y aptitud al ordeño mecánico de cabras de raza murciano Granadina. Tesis Doctoral, Facultad de Veterinaria, Universidad Autónoma de Barcelona.
- Pimenta Filho, E.C.; Sarmiento, J.L.R. and M.N. Ribeiro. (2004). Efeitos genéticos e ambientais que afetam a produção de leite e duração da lactação de cabras mestiças no estado da Paraíba. *R. Bras. Zootec.* 31(6): 1426-1431.
- Pool, M.H. (2000). Breeding value estimation based on Individual test-day. Thesis (PhD). ISBN 90-5808-345-4. 2000.
- Pool, M.H. and T.H.E. Meuwissen. (2000). Reduction of the number of parameters needed for a polynomials random regression test day model. *Livest. Prod. Sci.* 64: 133-145.
- Pool, M.H.; Janss, L.L.G. and T.H.E. Meuwissen. (2000). Genetic parameters of Legendre polynomials for first parity lactation curves. *J. Dairy Sci.* 83:2640-2649.
- Powell, R.L. and H.D. Norman. (2006). Major Advances in Genetic Evaluation Techniques. *J. Dairy Sci.* 89:1337-1348.
- Pryce, J.E.; Veerkamp, R.F.; Thompson, R.; Hill, W.G. and G. Simm. (1997). Genetic aspects of common health disorders and measures of fertility in Holstein Friesian dairy cattle. *Anim. Sci.* 65:353-360.
- Ptak, E. and L.R. Schaeffer. (1993). Use of test day yields for genetic evaluation of dairy sires and cows. *Livest. Prod. Sci.* 34:23–34.

- Rabasco, A.; Serradilla, J M.; Padilla, J.A. and A. Serrano. (1993). Genetic and non-genetic sources of variation in yield and composition of milk in Verata goats. *Small Rumin. Res.* 11:151-161.
- Randy, H.A.; Sniffen, C.F. and J.F. Heintz. (1988). Effect of age and stage of lactation on dry matter intake and milk production in Alpine does. *Small Rumin. Res.* 1:145-149.
- Rathore, A.K. (1970). Goats-milk production and the effect of age on milk quality. *Aust. Goat World.* 22:1-2.
- Reents R. and L. Dopp. (1996). Genetic evaluation for dairy production traits with a test day model for multiple lactations. *Interbull Bull.* 14:113-117.
- Reents, R.; Dekkers, J.C.M. and L. R. Schaeffer. (1995). Genetic evaluation for somatic cell score with a test day model for multiple lactations. *J. Dairy Sci.* 78:2858–2870.
- Reinhardt, F.; Liu, Z.; Bünger, A.; Dopp, L. and R. Reents. (2002). Impact of application of a random regression test day model to production trait genetic evaluations in dairy cattle. *Interbull Bull.* 29: 103-107.
- Rekaya, R.; Carabaño, M.J. and M.A. Toro. (1999). Use of test-day yields for the genetic evaluation of production traits in Holstein Friesian cattle. *Livest. Prod. Sci.* 57: 203-217.
- Rekaya, R.; Carabaño, M.J. and M.A. Toro. (2000). Assessment of heterogeneity of residual variances using change points techniques. *Genet. Sel. Evol.* 32:383-394.
- Rekaya, R.; Weigel, K.A. and D. Gianola. (2001). Hierarchical nonlinear models for the persistency of milk yields in the first three lactations of Holsteins. *Livest. Prod. Sci.* 68:181-187.
- Ribas, M; Evora, J.C.; Gutierrez, M. y R. García. (1996). Factores de ajuste por edad al parto en la raza Siboney de Cuba, una necesidad para la selección. XI Forum de Ciencia y Técnica, La Habana, 1996.
- Ribeiro, A.C.; Queiroz, S.A.; Lui, J.F.; Ribeiro, S.D.A. and K.T. Resende. (1998). Genetic and phenotypic parameters estimates and genetic trend of milk yield of Saanen goats in Southeast of Brazil. *Proceedings of the 6th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, January 1998, Armidale, Australia,* vol. 24:234–237.

- Robert-Granié, C.; Bonati, B.; Boichard, D. and A. Barbat. (1999). Accounting for variance heterogeneity in French dairy cattle genetic evaluation. *Livest. Prod. Sci.* 60: 343-357.
- Rota, A.M.; Rodríguez, P.; Rojas, A.; Martín, L. y J. Tovar. (1993). Evolución de la cantidad y calidad de la leche de cabra Verata a lo largo de la lactación. *Arch. Zootec.* 42:137-146.
- Samoré, A.B.; Boetcher, P.; Jamrozik, J.; Bagnato, A. and A.F. Groen. (2002). Genetic parameters for production traits and somatic cell score estimated with a multiple trait random regression model in Italian Holstein. *Proc. 7th WCGALP*, Montpellier, France. Comm. 01-07.
- Sánchez, I.; Martínez, R.; Torres, G.; Becerril, C.; Mastache, A.; Suárez, J. and M. Rubio. (2006). Producción de leche y curvas de lactancias en tres razas de cabras en el trópico seco de México. *Vet. Méx.* 37:493-502.
- Sánchez-Palma, A. y J.M. Serradilla. (1996). Programas de selección aplicados al ganado caprino. *ITEA 92A*:117-141.
- Sarmento, J.L.; Reis, J.C.; Albuquerque, L.G.; Lopes, PS y M.T. Rodríguez. (2006). Avaliação genética de caprinos da raça Alpina utilizando-se a produção de leite no dia do controle. *Rev. Bras. Zootec.* 35(2):443-451.
- Sarmento, J.L.; Reis, J.C.; Albuquerque, L.G.; Torres, R.A.; Rodríguez, M.T.; Lopes, PS. y J.C. Reis Filho. (2008). Comparação de modelos de regressão aleatória para estimação de parâmetros genéticos em caprinos leiteiros. *Rev. Bras. Zootec.* 37(10):1788-1796.
- Sarmento, J.L.R.; Torres, R.A. and F.C. Breda. (2003). Parâmetros genéticos para a produção de leite no dia do controle de cabras mestiças por meio de regressão aleatória. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 40., 2003, Santa Maria. Anais. SBZ, 2003. CD-ROM. *Melhoramento Animal*.4-121.pdf.
- SAS (1995). SAS user's guide for Windows environment 6.08 ed. Cary, SAS Institute Inc.
- Schaeffer, L.R. (2002). Breeding and Genetics. Dairy cattle Test Day Models: a case study. *CBA International*, 14: 233-246.
- Schaeffer, L.R. (2004). Application of random regression models in animal breeding. *Livest. Prod. Sci.* 86:35-45.

- Schaeffer, L.R. and B.P. Sullivan. (1994). Genetic evaluation of dairy goats using test day yields. Proc. 5th WCGALP, Guelph, Canada, 18:182–185.
- Schaeffer, L.R. and E.B. Burnside. (1976). Estimating the shape of the lactation curve. Canadian Journal of Animal Science 56:157-170.
- Schaeffer, L.R. and J.C.M. Dekkers (1994). Random regression in animal models for test day production in dairy cattle. Proc. 5th WCGALP, Guelph, Canada, 18:443-446.
- Schaeffer, L.R.; Jamrozik, J.; Kistemaker, G.J. and B.J. Van Doormaal. (2000). Experience with a test-day model. J. Dairy Sci. 83:1135–1144.
- Schaeffer, L.R.; Minder, C.E.; McMillan, I. and E.B. Burnside. (1977). Non-Linear techniques for predicting 305-day lactation production for Holstein and Jerseys. J. Dairy Sci. 60: 1636-1644.
- Serradilla, J.M. and A. Falagán. (2000). Milk recording and selection of Murciano-Granadina goats (Abstract). Proc: 7th International Conference on Goats. Poitiers, France, May 20, 2000. Available from: <<http://www.ccsi.ca/goats/7icg/cdn-text.htm>>
- Serradilla, J.M. (2008). Objetivos, organización y factores limitantes de los programas de selección de las razas autóctonas en España. ITEA.104(2):117–141
- Simianer, H.; Solbu, H. and L.R. Schaeffer. (1991). Estimated genetic correlations between disease and yield traits in dairy cattle. J. Dairy Sci. 74:4358-4365.
- Soares Filho, G.; McManus, C. and A.S. Mariante. (2001). Fatores genéticos e ambientais que influenciam algumas características de reprodução e produção de leite em cabras no Distrito Federal. Rev. Bras. Zootec. 30(1):133-140.
- Stanton, T.L.; Jones, L.R.; Everett, R.W. and S.D. Kachman (1992). Estimating milk, fat and protein curves with a test day model. J. Dairy Sci. 75(6):1691–1700.
- Strabel, T. (2004). Age-season lactation curves for production traits of cows calving in Wielkopolska region of Poland. J. Anim. Feed Sci. 13:405–416.
- Strabel, T. and I. Misztal. (1999). Genetic parameters for first and second lactation milk yields of Polish Black and White cattle with random regression. J. Dairy Sci. 82:2805-2810.
- Strabel, T. and T. Szwaczkowski. (1995). Certain nongenetic effects on test-day milk yields in dairy cows. Anim. Sci. Pap. Rep. 13:55–64.

- Strabel, T.; Szyda, J.; Ptak, E. and J. Jamrozik. (2005). Comparison of random regression test-day models for Polish Black and White cattle. *J. Dairy Sci.* 88:3688-3699.
- Subires, J.; Lara, L.; Ferrando, G. y J. Boza. (1988). Factores que condicionan la productividad lechera de la cabra. Número de lactación y tipo de parto. *Arch. Zootec.* 37: 145-153.
- Sullivan, B.P. (2000). Genetic evaluation of Canadian Dairy goats. Proc: 7th International Conference on Goats. Poitiers, France, May 20, 2000. Available from: <<http://www.ccsi.ca/goats/7icg/cdn-text.htm>>
- Swalve, H.H. (1995a). Test day models in the analysis of dairy production data-a review. *Arch. Tierz. Dummerstorf* 38: 591–612.
- Swalve, H.H. (1995b). 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.
- Swalve, H.H. (2000). Theoretical basis and computational methods for different test-day genetic evaluation methods. *J. Dairy Sci.* 83:1115–1124.
- Swalve, H.H. and N. Gengler. (1999). Genetics of lactation persistency. *Occ. Publ. Br. Soc. Anim. Sci.* 24:75-82.
- Torres-Vázquez, J.A.; Valencia-Posadas, M; Castillo-Juárez, H. and H.H. Montaldo. (2009). Genetic and phenotypic parameters of milk yield, milk composition and age at first kidding in Saanen goats from Mexico. *Livest. Sci.* 126:147–153.
- Trus, D. and L.G. Buttazzoni. (1990). A multiple trait approach to modelling the lactation curve. Proc. 4th WCGALP, Edinburgh, UK, 13:492-495.
- Uribe, H.A. (2001). Modelando el día de control: Una nueva técnica estadística en evaluación genética de ganado Bovino lechero. *Agricultura Técnica (Chile)*. 61(4):500-511.
- Van der Linde, C. and G. de Jong. (2002). Genetic evaluation of yield for dairy goats in the Netherlands. Proc. 7th WCGALP, Montpellier, France, Comm. 01-84.
- Van der Werf, J.H.J.; Goddard, M.E. and K. Meyer. (1998). The use of covariance function and random regression for genetic evaluations of milk production based on test day records. *J. Dairy Sci.* 81:3300.
- Van Raden, P.M. (1997). Lactation yields and accuracies computed from test day yields and (co) variances by best prediction. *J. Dairy Sci.* 80:3015-3022.
- Vargas, B.; Perez, E. and J.A.M. Van Arendonk. (1998). Analysis of Test Day Yield Data of Costa Rican Dairy Cattle. *J. Dairy Sci.* 81:255–263.

- Večeřová, D.; Křížek, J. (1993)b. Analýza variance mléčné užitkovosti koz bílého krátkorstého plemene. *Živočišná Výroba*. 38: 961-967.
- Vega, J.F.; Peña, F. y M. Sánchez. (1999). Estimación de la producción de leche por el método Fleischmann en caprinos. *Arch. Zootec.* 48:347-350.
- Weller, J.I.; Ezra, E and G. Leitner.(2006). Genetic analysis of persistency in the Israeli Holstein population by the multitrait animal model. *J. Dairy Sci.* 89:2738-2746.
- White, I.M.S.; Thompson, R. and S. Brotherstone. (1999). Genetic and environmental smoothing of lactation curves with cubic splines. *J. Dairy Sci.* 82:632–638.
- Wiggans, G.R. and M.E. Goddard. (1996). A computationally feasible test day model with separate first and later lactation genetic effects. Pages 19–21. *Proc: 56th New Zealand Soc. Anim. Prod. Annu. Mtg., Hamilton, New Zealand.*
- Wiggans, G.R.; Hubbard, S.M. and J.R. Wriqth. (2000). Genetic evaluation of dairy goats for yield and type. In “Extension Goat Industry Handbook”, USDA.
- Wiggans, G.R.; Dickinson, F.N.; King, G.J. and J.I. Weller. (1984). Genetic evaluation of dairy goat bucks for daughter milk and fat. *J. Dairy Sci.* 67:201–207.
- Wilmink, J.B.M. (1987). Studies on test-day and lactation milk, fat and protein yield of dairy cows. Ph.D. thesis, Landbouwniversiteit, Wageningen, Netherlands.
- Wood, P.D.P. (1967). Algebraic model of lactation curve in cattle. *Nature (Lond.)* 216:164-165.
- Wood, P.D.P. (1968). Factors affecting the shape of the lactation curve in cattle. *Anim. Prod.* 11:307-316.
- Zavadilová, L.; Němcová, E.; Příbyl, J. and J. Wolf. (2005). Definition of subgroups for fixed regression in the test – day animal model for milk production of Holstein cattle in the Czech Republic. *Czech J. Anim. Sci.* 50(1):7-13.
- Zeder, M. A. and B. Hesse. (2000). The Initial Domestication of Goats (*Capra hircus*) in the Zagros Mountains 10000 years ago. *Science* 287(5461):2254–2257.
- Zeng, S.S. and E.N. Escobar. (1995). Effect of parity and milk production on somatic cell count, standard plate count, and composition of goat milk. *Small Rumin. Res.* 17:269-274.
- Zumbach, B.; Peters, K.J.; Emmerling, R. and J. Solkner. (2004). Development of a test day model for milk sheep and goats under unfavorable structure conditions in Germany. Abstract no. 555 in *Proc: 55th Annual Meeting of EAAP, Bled, Slovenia.* Wageningen Academic Publishers. Wageningen. The Netherlands.

Zumbach, B.; Tsuruta, S; Misztal, I and K.J. Peters. (2008). Use of a test day model for dairy goat milk yield across lactation in Germany. *J. Anim. Breed. Genet.* 125:160-167.