



*Università degli Studi Mediterranea di Reggio Calabria*  
*Facoltà di Agraria*  
*Dipartimento di Scienze e Tecnologie Agro-Forestali ed Ambientali*

Tesi di Dottorato di Ricerca in  
*“Produzioni Zootecniche nel Bacino del Mediterraneo”*  
XXI Ciclo

Parametri genetici e bio-economici per caratteri di interesse  
zootecnico nella razza ovina Valle del Belice  
*S.S.D. AGR/17*

Coordinatore del Dottorato  
*Prof. Pietro Micari*

Docente Guida  
*Prof. Baldassare Portolano*

Dottorando  
*Dott. Marco Tolone*

Anno Accademico 2007 - 2008

# *CAPITOLO 1*

## **Introduzione generale**

## **L'ALLEVAMENTO OVINO IN SICILIA**

L'allevamento dei piccoli ruminanti gioca un ruolo molto importante nello sfruttamento dei pascoli estensivi marginali del meridione, nei quali non è possibile praticare colture più redditizie; inoltre, svolge un ruolo complementare ad altri sistemi di allevamento, come quello bovino, nell'utilizzazione delle risorse pascolive.

Secondo i dati pubblicati dall'Associazione Nazionale della Pastorizia (Asso.Na.Pa.), nel 2007 sono stati controllati in Sicilia oltre 247.000 pecore di razze iscritte nei rispettivi Libri Genealogici; confrontando i dati del 2007 con quelli relativi all'anno 2000, si è rilevato un incremento di oltre il 300%. In particolare vengono allevate le razze Pinzirita, Barbaresca, Comisana, Valle del Belice e Sarda.

La Pinzirita (Figura 1.1) deriva dagli ovini di razza asiatica o siriana del Sanson (*Ovis aries asiatica*), precisamente dal ceppo di Zackel, ed è considerata autoctona della Sicilia. La Barbaresca (Figura 1.2) deriva da incroci di sostituzione, operati tra gli ovini della razza Barbaresca (Barberin del nord Africa a coda grossa) ed ovini della razza Siciliana propriamente detta (Pinzirita).

**Figure 1.1 Ariete di razza Pinzirita**



**Figure 1.2 Pecora di razza Barbaresca**



La pecora Comisana (Figura 1.3) trae origine da razze ovine del Mediterraneo



meridionale ed ha la sua culla di allevamento essenzialmente in Sicilia. La denominazione di questa razza deriva da "Comiso", centro agricolo zootecnico in provincia di Ragusa. La razza Valle del Belice (Figura 1.4) origina dall'incrocio

fra le razze autoctone Pinzirita e Comisana e la razza Sarda, giunta in Sicilia in tempi successivi (Portolano, 1987). Il meticciamiento selettivo in consanguineità ha dato luogo ad un nuovo biotipo di pecora, che riunisce le caratteristiche attitudinali e morfologiche tipiche delle tre razze. Ad esempio, l'attitudine all'elevata produzione di latte deriva

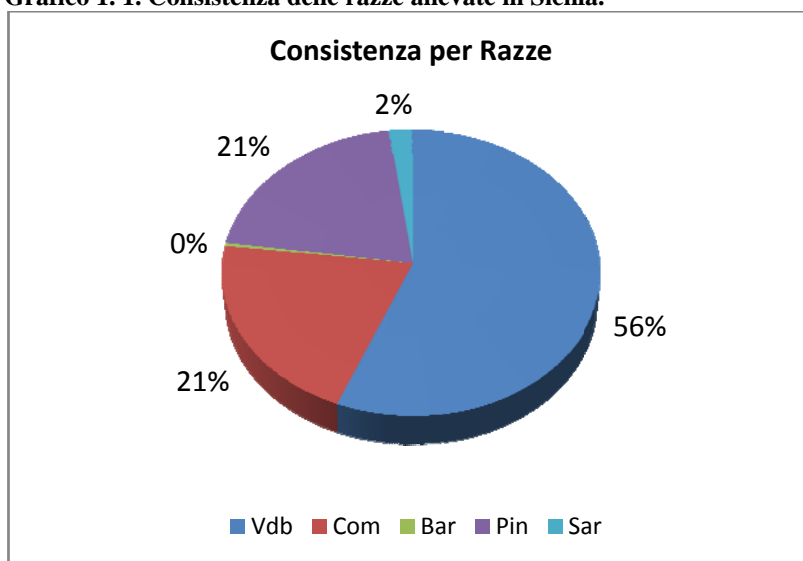


dalla razza Comisana in un primo momento e, successivamente, dall'incrocio con la razza Sarda. Sempre dalla Comisana ha ereditato la tipica pigmentazione rosso mattone, distribuita irregolarmente e che, nella maggior parte dei casi, si riduce ad

un'orlatura attorno all'occhio. La taglia media, che permette il pascolamento anche in zone impervie, e le corna robuste ed a spirale degli arieti, derivano, invece, dalla razza Pinzirita, il cui carattere "presenza di corna" è geneticamente legato al sesso maschile, così come la resistenza al freddo (che permette la stabulazione all'aperto nelle ore notturne) e le orecchie di dimensioni medio-piccole.

Considerando la consistenza dei capi allevati (Grafico 1.1), la razza maggiormente presente in Sicilia è la Valle del Belice con 138.791 capi allevati, distribuiti principalmente nelle province di Agrigento, Palermo e Trapani. Seguono la pecora Comisana, con 51.545 capi, allevati soprattutto nelle province di Caltanissetta, Enna e Palermo; la Pinzirita, che conta 50.784 capi, allevati principalmente nelle province di Messina e Catania; la razza Sarda, di cui vengono allevati 5.259 capi, nella provincia di Caltanissetta e, in misura minore, a Trapani; infine, la razza Barbaresca, che conta appena 876 capi iscritti al Libro Genealogico, allevata nelle province di Caltanissetta e Agrigento.

**Grafico 1. 1. Consistenza delle razze allevate in Sicilia.**

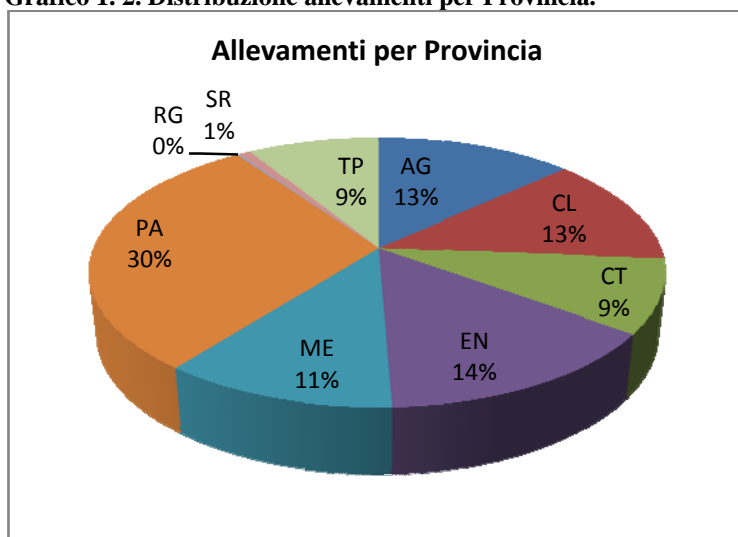


**Vdb, Valle del Belice; Com, Comisana; Bar, Barbaresca; Pin, Pinzirita; Sar, Sarda.**

Per quanto riguarda il numero di allevamenti per provincia (Grafico 1.2), questi sono maggiormente presenti nella provincia di Palermo con il 30%, seguita da Enna con il 14% e Agrigento con il 13%.

Per quanto concerne le tipologie di allevamento, in Sicilia sono maggiormente diffuse il tipo estensivo e il semi-estensivo, mentre l'allevamento di tipo intensivo rappresenta ancora una scelta poco adottata dagli allevatori siciliani.

**Grafico 1. 2. Distribuzione allevamenti per Provincia.**



Solo negli ultimi anni, alcune aziende hanno avviato progetti di coordinamento per la creazione di una vera e propria filiera che preveda la ricostituzione del tradizionale legame tra produzioni di campo e zootecnia mediante l'utilizzo, per l'alimentazione zootecnica, di produzioni locali. Questa filiera, oltre a garantire l'ottenimento di produzioni zootecniche di alta qualità e di semplice tracciabilità "dal campo alla stalla", creerebbe un mercato di prodotti, quali foraggi e concentrati proteici, da destinare all'alimentazione zootecnica e permetterebbe, inoltre, saltando numerosi passaggi intermediari, di ridurre il prezzo al consumo.

L'allevamento estensivo è quello maggiormente adottato nelle aree più svantaggiate di montagna e alta collina. Le pecore, in questo sistema di allevamento, vengono ricoverate in ovile solo nei mesi più freddi o in momenti particolari, come il parto o per le cure

veterinarie. Durante il resto dell'anno, invece, vengono lasciate libere al pascolo, in funzione delle condizioni climatiche e della disponibilità foraggera, garantita in gran parte da pascoli naturali o terreni incolti. La dimensione del gregge è regolata dalla disponibilità di aree da destinare al pascolo e dalla manodopera che è rappresentata, quasi esclusivamente, dal lavoro familiare. La mungitura è eseguita esclusivamente a mano. Il reddito, tratto da questo sistema di allevamento, deriva principalmente dalla vendita del latte e dalla vendita degli agnelli da latte.

L'allevamento semi-estensivo differisce dal precedente per l'ammontare degli investimenti, per le scelte gestionali e per l'indirizzo produttivo. Il pascolo rappresenta sempre la base alimentare per gli animali, ma questo viene integrato con fieno e concentrati, prodotti direttamente in azienda o acquistati sul mercato. I pascoli sono recintati e vengono sfruttati in maniera razionale con sistemi turnati o guidati, che consentono una gestione più razionale anche dei terreni. Laddove la morfologia dei terreni lo permette, si tratta di pascoli migliorati, cioè quei pascoli in cui vengono effettuate trasemine e concimazioni, con lo scopo di aumentare la disponibilità foraggera durante l'anno. La mungitura viene eseguita sia a mano che con la mungitrice. Quest'ultima forma si sta diffondendo per via della manodopera sempre più difficile da reperire. Il suddetto sistema di allevamento comprende diverse fonti di reddito, oltre alla vendita del latte e degli agnelli come nella tipologia precedente. Spesso, infatti, è possibile trovare in azienda dei piccoli caseifici che permettono di trasformare il latte e di vendere il prodotto finito direttamente al consumatore, garantendo in questo modo un reddito più alto all'allevatore.

Attualmente la forma più razionale è quella semi-estensiva, che merita maggiori attenzioni e che cerca di unire un buon livello produttivo ad un utilizzo ecosostenibile del territorio.

Il miglioramento genetico animale rappresenta oggi un grande strumento per ottimizzare la gestione e, pertanto, le produzioni degli allevamenti zootecnici in un mercato che, nell'ultimo cinquantennio, ha visto crescere il consumo di fonti proteiche di origine animale. L'attività di selezione sulla razza Valle del Belice si propone come obiettivo principale, quello di esaltare l'attitudine alla produzione quantitativa e qualitativa del latte, poichè la maggior parte del latte prodotto dagli ovini viene impiegato per la produzioni di prodotti lattiero-caseari. In alcuni paesi Europei maggiormente produttori di latte ovino, il profitto che deriva dalla vendita del latte contribuisce fino ad un terzo del profitto totale, nel caso di produzioni di latte relativamente basse, fino a raggiungere i due terzi nei sistemi di allevamento con elevate produzioni (Barillet et al, 1995). Nelle produzioni animali, in genere, il profitto dipende da diverse caratteristiche associate all'animale e non da un solo carattere. Nei programmi di selezione, è opportuno utilizzare un indice genetico multi-carattere, in cui l'obiettivo di selezione considera la somma dei valori genetici dei caratteri presi in considerazione nell'indice, ciascuno pesato per il suo indice economico relativo. Il miglioramento genetico animale si pone, quindi, in definitiva, come uno dei principali pilastri della ricerca scientifica, potendo non solo offrire servizi agli allevatori come gli accertamenti di parentela, la ricostruzione del pedigree, ma soprattutto per migliorare la quantità e la qualità delle produzioni zootecniche, in prospettiva di un più omogeneo sviluppo sociale ed economico a livello globale.



## OBIETTIVO TESI

Gli obiettivi principali della tesi sono stati:

- studiare l'evoluzione nel tempo della produzione di latte, sia dal punto di vista quantitativo che qualitativo. In particolare è stata ricercata una funzione matematica idonea ad interpolare le osservazioni giornaliere del peso del latte e del suo contenuto in grasso e proteine.
- studiare alcuni caratteri di interesse economico da includere in un futuro indice di selezione multi-carattere, in particolare sono stati studiati alcuni caratteri produttivi e funzionali. Di questi si è stimato il valore o indice economico mediante un modello bio-economico.
- esaminare e confrontare dei sistemi di controllo funzionale alternativi rispetto al tradizionale metodo A4 (con controlli a intervalli di 4 settimane), con l'obiettivo principale di ridurre i costi dei controlli funzionali, senza andare ad inficiare l'efficacia di un programma di selezione. A tal fine, sono state messe a confronto le graduatorie o "rank" dei migliori arieti, utilizzando le informazioni provenienti dai diversi sistemi di controllo.

## *CAPITOLO 2*

***Primo contributo sperimentale: Applicazione di diverse funzioni matematiche per modellare la curva di lattazione per la produzione di latte e per il suo contenuto percentuale di grasso e proteine.***

## INTRODUZIONE

Nei ruminanti allevati per la produzione di latte, l'evoluzione temporale della quantità di latte prodotta giornalmente, nel corso della lattazione, è costituita da una componente regolare e continua, nota come curva di lattazione, a cui si sovrappone una quota di variabilità, risultato dell'azione di molteplici fattori di perturbazione largamente imprevedibili.

La modellizzazione della curva di lattazione è uno strumento analitico di grande importanza, sia per il management che per il miglioramento genetico degli animali da latte. In modo particolare per le vacche, sono state proposte diverse funzioni continue del tempo del tipo  $y = f(t)$ , che differiscono tra di loro per il tipo di regressione, che può essere lineare e non lineare, per il numero di parametri che è necessario stimare, per descrivere l'andamento della curva ed infine, per la loro interpretabilità in termini dei caratteri fondamentali della curva di lattazione, come il picco di lattazione, la persistenza, etc. I modelli matematici, che sono stati proposti per descrivere la curva di lattazione, possono essere raggruppati in due categorie principali: i modelli empirici e quelli meccanici. Lo scopo di entrambi i modelli è quello di spiegare una componente deterministica, la curva di lattazione, caratterizzata da un percorso regolare e continuo, determinato da fattori genetici e ambientali, che influiscono sul processo biologico, ed una componente casuale associata ad ogni singolo individuo. Mentre il modello empirico tenta di separare e studiare le due componenti, senza particolare interesse per i processi fisiologici che intervengono nella produzione del latte, i modelli di tipo meccanico si concentrano maggiormente su quest'ultimo aspetto. In una ricerca condotta su vacche di razza Holstein, è stato studiato l'effetto del *turn over* delle cellule secretici

e della loro attività sul declino della produzione di latte nella fase avanzata della lattazione (Capuco et al., 2001).

In genere, per lo studio della curva di lattazione negli ovi-caprini, vengono utilizzati data set costituiti da misurazioni giornaliere o test day, che vengono registrate con cadenza mensile, dalla fine della fase di allattamento, in genere 30 giorni dopo il parto, alla fase di asciutta. Quindi, ai fini del miglioramento genetico, è indispensabile studiare dei modelli che permettano di stimare, con una certa accuratezza, i dati fenotipici in quanto, in generale, solamente pochi test day per lattazione sono disponibili per ogni individuo.

Nella specie bovina, lo studio relativo alla modellizzazione delle curve di lattazione è molto più avanzato rispetto a quello negli ovi-caprini; nei bovini, il primo modello matematico è stato messo a punto da Wood nel 1967, mentre soltanto alla fine degli anni '80 è cresciuto l'interesse per lo studio delle curve di lattazione nelle pecore. In passato, uno dei modelli matematici più utilizzati, per descrivere la curva di lattazione negli ovini, è stata la funzione gamma incompleta di Wood (Cappio-Borlino et al., 1989) che è definita da tre parametri:

$$y(t) = at^b e^{-ct}$$

dove  $y(t)$  è la produzione media giornaliera nel giorno  $t$ ;  $a$ ,  $b$  e  $c$  sono parametri che descrivono l'andamento della curva. In particolare,  $a$  è una stima del livello produttivo iniziale della curva,  $b$  e  $c$  sono legati, rispettivamente, alla fase ascendente fino al picco di lattazione e alla fase discendente della curva. La stessa funzione può essere espressa in forma logaritmica come:

$$\log y(t) = \log a + b \log t - ct$$

Nella Tabella 2.1 sono riportati i valori dei parametri della curva di lattazione per la produzione di latte in diverse razze ovine, stimati con la funzione di Wood.

**Tabella 2.1: Parametri per la produzione di latte (g/d) stimati con la funzione di Wood in diverse razze ovine.**

RAZZA	PARAMETRI		
	A	b	c
Valle Del Belice	2599	0,034	0,0045
Comisana	1146	0,197	0,0110
Sarda	934	0,181	0,0410
Massese	1116	0,290	0,0147
Awassi	1690	0,320	0,0106

Altro modello empirico, ampiamente utilizzato, è quello di Wilmink (Wilmink, 1987). Si tratta di un modello non lineare a 4 parametri  $a$ ,  $b$ ,  $c$  e  $k$ :

$$y(t) = a + be^{-kt} + ct$$

dove  $a$ ,  $b$  e  $c$  hanno il significato descritto nella funzione di Wood e  $k$  dipende dal tempo in cui si verifica il picco della lattazione, che di solito assume un valore fisso, pertanto il modello è risolto dai tre parametri. In questo studio, il valore di  $k$  è stato fissato a  $-0,05$ , così come riportato in un lavoro fatto su ovini di razza spagnola Laxta (Ruiz et al., 1998). Questo modello è considerato tra i migliori modelli della curva di lattazione, sia per la sua adattabilità che per l'interpretazione dei suoi parametri (Olori et al., 1999) ed è utilizzato molto spesso nei modelli di regressione aleatoria (*random regression model*) (Schaeffer et al., 2000). Ad esempio, il segno del parametro  $b$  permette di discriminare curve con concavità verso il basso (curve regolari) da quelle con concavità verso l'alto, dette anche curve atipiche.

In generale, i modelli vengono scelti in base alla loro capacità di descrivere un andamento specifico sul piano, della variabile dipendente in funzione del tempo ( $t, y$ ), caratterizzata da una fase ascendente, fino al picco di lattazione, seguita da una fase discendente, cioè la tipica forma della curva di lattazione. Si è visto, però, che queste funzioni matematiche permettono di rappresentare analiticamente altri andamenti particolari della curva. Questo è, in genere, ovvio per le funzioni come i polinomi, ma vale anche per le equazioni studiate specificatamente per la produzione di latte nel corso della lattazione, come quelle di Wood e di Wilmink. Questa caratteristica è importante quando si vogliono studiare caratteri differenti dalla produzione di latte, come il contenuto di grasso e proteine, ma spesso può portare a difficili interpretazioni causate da andamenti anomali della curva anche per lo stesso carattere, come per la produzione di latte. Il problema si è evidenziato quando si sono cominciati ad utilizzare le misurazioni test days per aggiustare la curva con polinomi di regressione. Le anomalie possono riguardare piccole modifiche del normale andamento della curva, come per esempio la presenza o meno di un punto di flesso nella fase discendente della curva (Druet et al., 2003), o differenze marcate, come nel caso di curve con andamento sempre decrescente mancante del picco di lattazione (Olori et al., 1999).

In uno studio eseguito su vacche di razza Simmental, sono stati confrontati diversi modelli per l'aggiustamento della curva di lattazione. In particolare, sono state utilizzate le funzioni di Wood e Wilmink, già descritte in precedenza; il polinomio di Ali e Schaeffer (1987), definito da 5 parametri, ed il polinomio di Legendre (Kirkpatrick et al., 1990). L'obiettivo di questo lavoro è stato quello di comprendere meglio le caratteristiche matematiche e le spiegazioni biologiche dei diversi percorsi delle curve per la produzione di latte ed, inoltre, di analizzare le relazioni tra l'andamento della

curva di lattazione e i parametri caratteristici delle varie funzioni. Dai risultati ottenuti, si è visto che i modelli “classici” di Wood e Wilmink permettono di descrivere l’andamento di 4 curve tipi di curve. (Tabelle 2.2 e 2.3), mentre la funzione di Ali e Schaeffer e il polinomio di Legendre individuano 19 e 18 gruppi di curve rispettivamente. Come esempio, si riportano le frequenze riscontrate per tipo di curva per i modelli di Wood e Wilmink.

**Tabella 2 .2. Tipi di curve identificate e parametri della curva di lattazione per la produzione di latte utilizzando il modello di Wood.**

Forma*	Frequenza	Log a		b		c	
		Media	DS	Media	DS	Media	DS
1	14.181	2,43	0,85	0,267	0,236	-0,005640	0,00286
2	3.055	3,57	0,42	-0,104	0,094	-0,002040	0,00122
3	455	4,59	1,08	-0,430	0,281	0,000143	0,00186
4	1	2,57		0,012		0,001220	

\* 1 = curva standard, 2 = continuamente decrescente (atipica), 3 = curva standard rovesciata, 4 = continuamente crescente.

**Tabella 2 3. Tipi di curve identificate e parametri della curva di lattazione per la produzione di latte utilizzando il modello di Wilmink.**

Forma*	Frequenza	a		b		c	
		Media	DS	Media	DS	Media	DS
1	11.542	29,15	7,27	-81,89	364,85	-0,0636	0,0247
2	6.412	23,75	6,20	102,89	389,72	-0,0466	0,0205
3	33	12,91	5,76	545,67	930,45	0,0121	0,0102
4	10	20,87	5,77	-23,32	17,44	0,0073	0,0057

\* 1 = curva standard, 2 = continuamente decrescente (atipica), 3 = curva standard rovesciata, 4 = continuamente crescente.

Negli ultimi anni, diversi ricercatori hanno cominciato ad utilizzare differenti approcci matematici per studiare la curva di lattazione, in particolare polinomi di diverso grado come le Splines e i polinomi di Legendre (Olori et al, 1999; Macciotta et al., 2005; Silvestre et al., 2006).

Obiettivo di questo lavoro è stato quello di i) studiare le proprietà matematiche e i significati biologici dei parametri necessari per lo studio della curva di lattazione, considerando la produzione giornaliera, la percentuale di grasso e proteine, nella pecora Valle del Belice, utilizzando diverse funzioni matematiche e di ii) studiare l'accuratezza delle diverse funzioni con diversi indici statistici.

## **MATERIALE E METODI**

### ***Editing***

Il data set utilizzato per l'analisi era costituito da 8.114 test days, ottenuti dalle lattazioni di 784 pecore di razza Valle del Belice, provviste di bolo per il riconoscimento elettronico, appartenenti a 3 allevamenti situati nella provincia di Agrigento. I campioni sono stati prelevati, dall'anno 2004 al 2008, secondo uno schema dei controlli funzionali di tipo A4. Al momento del controllo, è stato registrato il peso della produzione giornaliera di ogni singolo capo ed è stato, inoltre, prelevato un campione di latte delle due mungiture giornaliere addizionato con conservante. I campioni sono stati analizzati presso il Dipartimento S.En.Fi.Mi.Zo della Facoltà di Agraria di Palermo, mediante l'utilizzo dello strumento Combifoss 6200, allo scopo di determinare le percentuali di grasso e proteine.

Dal data set sono state eliminate le pecore senza data di parto, quelle che hanno partorito ad un'età inferiore ai 10 mesi, le osservazioni con un intervallo dal parto al primo controllo inferiore ai 30 giorni e superiore ai 45, le pecore con una lattazione superiore ai 305 giorni, di cui mancano i dati produttivi e qualitativi (percentuale di grasso e proteine, F% e P%), quelli con produzione inferiore a 250gr o superiore a 4000 gr, gli animali con una percentuale di grasso superiore a 12 e di proteine superiori a 9. Infine,



sono state considerate le lattazioni con almeno 5 test day. Il data set così costituito è stato suddiviso in base all'ordine di parto in 4 sub data set: OP1, a cui appartengono le primipare; OP2, le secondipare; OP3, le terzipare e OPGT3 che comprende pecore con ordine di parto superiore al terzo. I 4 dataset, il numero di animali e di osservazioni, le medie produttive sono elencate nella Tabella 2.4.

**Tabella 2.4. Media e deviazione standard (g/d) delle produzioni giornaliere di latte, grasso e proteine per differente ordine di parto.**

	OP1		OP2		OP3		OPGT3	
	Media	DS	Media	DS	Media	DS	Media	DS
<b>N°Lattazioni</b>	114		115		170		175	
<b>N°Controlli</b>	7,05	0,53	7,51	1,18	7,56	1,16	7,50	1,16
<b>DIM</b>	143	67	154	71	154	70	156	70
<b>PG (g)</b>	1295	495	1277	496	1303	503	1204	467
<b>F%</b>	7,16	1,03	7,42	1,06	7,45	0,99	7,73	1,10
<b>P%</b>	5,80	0,53	6,04	0,61	6,10	0,64	6,19	0,65

### ***Modelli matematici***

Per la modellizzazione della curva di lattazione, sono state utilizzate diverse funzioni matematiche, in particolare la funzione gamma incompleta di Wood e la funzione di Wilmink, in cui si assume un valore di k pari a -0,05. La scelta di questi due modelli è legata alla loro diffusione d'utilizzo inoltre, sono stati considerati altri due modelli, il polinomio di regressione di Ali e Schaeffer e i polinomi di Legendre.

Il modello di Ali e Schaeffer (A&S) è un polinomio di regressione definito da 5 parametri:

$$y(t) = a + b(t/t_{\max}) + c(t/t_{\max})^2 + d \log(t_{\max}/t) + k[\log(t_{\max}/t)]^2,$$

in cui  $y(t)$  è la produzione giornaliera di latte espressa in grammi o la percentuale di grasso e proteine,  $a$ ,  $b$ ,  $c$ ,  $d$  e  $k$  sono i coefficienti di regressione,  $t$  sono i giorni di lattazione e  $t_{\max}$  è il giorno di lattazione massimo. Nella funzione, il coefficiente  $a$  è legato al picco di lattazione,  $b$  e  $c$  alla parte decrescente della curva, mentre  $d$  e  $k$  alla fase crescente. Questo modello è stato utilizzato da diversi autori in modelli di regressione aleatoria, per considerare la covarianza tra i test days (Olori et al., 1999; Silvestre et al., 2006).

Il polinomio ortogonale di Legendre (LEG), che permette di modellare una singola osservazione, è del tipo:

$$y(t) = \sum_{i=0}^n \alpha_i \phi_i(\omega),$$

dove  $\omega$  è l'unità di tempo standardizzata che assume valori compresi tra -1 e 1 ed è uguale a:

$$w = 2 \left( \frac{t - t_{\min}}{t_{\max} - t_{\min}} \right) - 1;$$

in questa formula  $t_{\min}$  e  $t_{\max}$  rappresentano gli estremi della durata della lattazione considerata, in questo caso 30 e 305 giorni rispettivamente e  $t$  è il giorno di lattazione in cui viene effettuato il controllo (Schaeffer, 2004). La formula per normalizzare il polinomio di 4° ordine di Legendre è uguale a:

$$\phi_n(w) = \sqrt{\frac{2n+1}{2}} P_n(w),$$

dove  $P_n(w)$  è un polinomio di grado  $n$  e  $\phi_n(w)$  è il polinomio normalizzato. In particolare è stato utilizzato il polinomio di 4° grado standardizzato per il tempo ( $w$ ) e i

coefficienti  $\alpha_i$ , che si è dimostrato il migliore per modellare la curva di lattazione nella razza Valle del Belice (Tolone et al., 2007). I coefficienti del polinomio sono stati stimati mediante il software ASReml (Gilmour et al., 2002). Il modello di Ali e Schaeffer e il polinomio di Legendre sono stati scelti per confrontare la flessibilità dei modelli dovuta al differente numero di parametri e al loro grado di correlazione.

### ***Proprietà dei modelli***

In generale, per i modelli, che utilizzano tre parametri, la capacità di descrivere le curve di lattazione di differente andamento, può essere stimata in base allo studio analitico della derivata prima e seconda delle due funzioni. La derivata prima, della forma

logaritmica della funzione di Wood ( $\log Y = Z$ ), è  $\frac{\delta Z}{\delta t} = \frac{b}{t} + c$ , mentre la derivata

seconda è  $\frac{\delta^2 Z}{\delta^2 t} = \frac{b}{t^2}$  (Macciotta et al., 2005). Un punto di massimo relativo può essere

individuato per  $t = -\frac{b}{c}$ , eguagliando la derivata prima a zero e risolvendo per  $t$ . Essendo

il valore di  $t$  sempre positivo le soluzioni accettate dall'equazione sono  $b > 0$  e  $c < 0$  oppure  $b < 0$  e  $c > 0$ . Le soluzioni con  $b > 0$  e  $c < 0$  corrispondono alla forma standard della curva di lattazione, mentre le soluzioni  $b < 0$  e  $c > 0$  corrispondono ad una curva rovesciata rispetto a quella standard, caratterizzata da una fase iniziale decrescente fino ad un punto di minimo, seguita da una fase crescente. Le combinazioni dei parametri  $b > 0$  e  $c > 0$ ,  $b < 0$  e  $c < 0$  descrivono delle curve così dette atipiche, in particolare la prima coppia di soluzioni rappresenta una curva continuamente crescente, la seconda coppia di soluzioni una curva continuamente decrescente.

Studiando la derivata prima e seconda della funzione di Wilmink, è possibile descrivere, anche per questa funzione, 4 andamenti particolari della curva. Più precisamente, le combinazioni  $b < 0$  e  $c < 0$  permettono di ottenere la forma standard della curva di lattazione, mentre se  $b > 0$  e  $c > 0$  la curva è rovesciata ed ha un punto di minimo. Infine, se  $b < 0$  e  $c > 0$  avremo un curva sempre crescente, mentre con  $b > 0$  e  $c > 0$  otterremo una curva sempre decrescente. Lo studio analitico delle funzioni di Wood e Wilmink è riassunto nella Tabella 2.5.

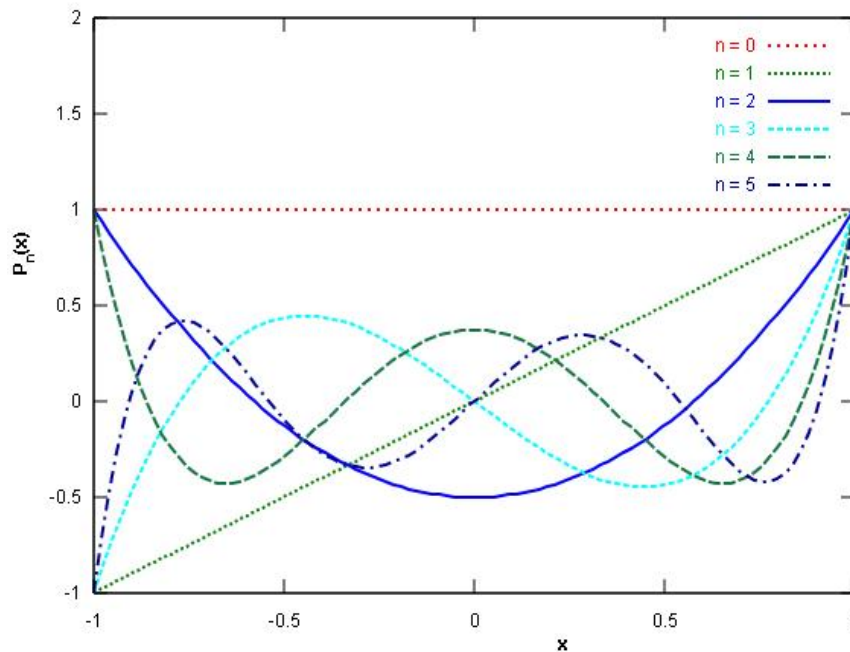
**Tabella 2.5. Studio analitico dei segni dei parametri dei modelli di Wood e Wilmink e tipi di curve individuate.**

Modello	Parametro		Andamento
	b	c	
<i>Wood</i>	+	–	<i>Standard = 1</i>
	–	–	<i>Decrescente (atipica) = 2</i>
	–	+	<i>Standard rovesciata = 3</i>
	+	+	<i>Crescente = 4</i>
<i>Wilmink</i>	–	–	<i>Standard = 1</i>
	+	–	<i>Decrescente (atipica) = 2</i>
	+	+	<i>Standard rovesciata = 3</i>
	–	+	<i>Crescente = 4</i>

Lo studio matematico delle funzioni polinomiali di Ali e Schaeffer e di Legendre sono meno semplici da eseguire. Teoricamente, come visto per la funzione a tre parametri, i diversi andamenti delle curve, che queste funzioni sono in grado di descrivere, dipendono da tutte le possibili combinazioni dei segni dei coefficienti dei polinomi. Quindi nel caso del polinomio di Ali e Schaeffer, poichè i parametri sono 5, avremo  $2^5$  possibili forme teoriche descritte dalla funzione invece, nel caso del polinomio di

Legendre di 4° ordine, avremo  $2^4$  forme possibili. La Figura 2.1. illustra le curve che è possibile ottenere utilizzando i polinomi di Legendre fino al quinto grado.

**Figura 2.1. Curve descritte dal polinomio di Legendre sino al 5° grado.**



### ***Criteria per il confronto dei modelli***

L'utilizzo di funzioni matematiche per descrivere l'andamento della curva di lattazione, sia essa per la produzione di latte o per la sua composizione chimica, ha come obiettivo principale quello di individuare i principali fattori che causano variabilità, determinati esclusivamente dall'evoluzione della produzione di latte nel tempo lungo l'intera durata della lattazione. Per questo motivo, il primo passo nella valutazione di una funzione, per l'adattamento delle osservazioni giornaliere, è quello di scartare quelle curve in cui le differenze tra dati osservati e previsti è significativa. Queste differenze possono essere ricondotte sia ad una scelta non corretta della funzione matematica sia alla presenza di marcate perturbazioni nei confronti della componente continua e regolare la quale determina l'andamento della curva di lattazione.

Nel presente studio i 4 modelli descritti in precedenza, sono stati utilizzati per modellare le osservazioni test day di ogni singola lattazione e per stimare le produzioni giornaliere previste. L'analisi dei valori residui è una tecnica comunemente utilizzata nella valutazione e confronto tra diversi modelli, in cui il residuo per una data osservazione è dato dalla differenza tra valori osservati e previsti dall'equazione di regressione specifica utilizzata. In questo contesto sono stati utilizzati i seguenti criteri di valutazione per una durata della lattazione compresa tra il 30° e il 270° giorno:

- a) La media e la deviazione standard dell'errore (*MAE*), questo criterio permette di misurare l'errore, di una serie temporale di dati, in termini assoluti, ovvero senza ricercare le possibili variazioni lungo la lattazione.
- b) La correlazione (*R*) tra le osservazioni reali e quelle stimate che permette di quantificare il grado di associazione tra tra valori reali e stimati (Guo e Swalve, 1995).
- c) L'  $R^2$  corretto (*ADJRSQ*) è stato stimato considerando i test day di ogni singola lattazione per valutare l'efficacia di aggiustamento dei diversi modelli. Per ciascun modello, le curve individuali con un *ADJRSQ* superiore a 0,50, sono state raggruppate in accordo al diverso segno dei parametri che permettono di individuare diversi andamenti della curva. L'  $R^2$  corretto è stato calcolato mediante il software SAS (SAS, 2004) e dall'analisi sono state scartate le lattazioni in cui il valore dell'  $R^2$  corretto è inferiore a 0,50. La Tabella 2.5 mostra il numero di lattazioni (NL) e di osservazioni test day (TD) dopo l'analisi dei dati per i diversi modelli.

**Tabella 2.6. Numero di lattazioni (NL) e TD per ordine di parto, con valori di  $R^2$  corretto maggiori di 0,50.**

		OP1		OP2		OP3		OPGT3	
		NL	TD	NL	TD	NL	TD	NL	TD
Wood	PG	66	436	72	507	113	810	116	1175
	F%	46	285	51	350	64	448	49	405
	P%	53	348	70	498	105	757	95	897
Wilmink	PG	71	465	78	552	124	889	118	1203
	F%	40	242	37	250	57	401	43	347
	P%	50	323	61	430	91	641	76	657
A&S	PG	110	738	112	811	162	1181	156	1557
	F%	101	666	95	669	138	994	108	934
	P%	94	623	96	688	145	1049	137	1294
LEG	PG	110	736	112	809	167	1222	152	1522
	F%	101	668	100	708	138	991	110	955
	P%	94	623	99	710	147	1064	131	1225

## RISULTATI E DISCUSSIONE

L'aggiustamento delle osservazioni giornaliere per la produzione di latte e le percentuali di grasso e proteine, è stato piuttosto alto per i diversi modelli utilizzati. Come si può notare dal confronto delle Tabelle 2.4 e 2.6, il numero delle lattazioni con un valore dell'  $R^2$  corretto superiore a 0,50 cresce all'aumentare del numero di parametri che compongono le diverse funzioni matematiche (Olori et al., 1999; Macciotta et al., 2005). Utilizzando ad esempio, il modello di Wood per modellare le osservazioni giornaliere in lattazioni di pecore primipare, è possibile considerare solamente il 58,4% (66 di 114) di lattazioni con valore dell'  $R^2$  superiore a 0,50, mentre con le funzioni di Ali e Schaeffer e il polinomio di Legendre (entrambe a 5 parametri) è possibile ottenerne il 96% (110 di

114 lattazioni). In generale il polinomio di Legendre di 4° ordine permette di discriminare un maggior numero di curve rispetto alla funzione di Ali e Schaeffer.

Tutti i modelli utilizzati permettono di riconoscere diversi andamenti delle curve di lattazione. Il modello di Wood (Tabella 2.7) ha permesso di classificare l'andamento delle curve di lattazione in tre gruppi principali: la curva di lattazione standard con il 53,2%, la standard rovesciata (26,2%) e la curva con andamento sempre decrescente o atipica (20,7%), in cui manca un picco di lattazione.

Considerando la percentuale di grasso, il modello di Wood permette di individuare principalmente due tipologie di curve, la standard e l'atipica, rispettivamente con il 59,4% e il 31,2%; mentre per la % di proteine, la curva standard rappresenta l'84,3% delle lattazioni individuali totali.

**Tabella 2.7. Media e deviazione standard dei parametri delle 4 curve individuate dal modello di Wood.**

Carattere	Curva	Freq	Log a		b		c	
			Media	DS	Media	DS	Media	DS
PG	1	53,2	6,00	6,32	0,97	0,87	-0,0117	0,0089
	2	20,7	9,26	10,35	-0,26	0,20	-0,0019	0,0014
	3	26,2	29,07	31,80	-0,94	0,70	0,0043	0,0047
F%	1	59,4	1,00	0,71	0,38	0,28	-0,0029	0,0021
	2	1,9	2,31	0,99	-0,06	0,05	-0,0003	0,0002
	3	31,2	8,17	10,88	-0,40	0,37	0,0035	0,0031
	4	7,5	1,62	0,32	0,07	0,06	0,0007	0,0006
P%	1	84,3	0,60	0,25	0,39	0,25	-0,0026	0,0017
	2	0,2	1,89	-0,99	-0,02	0,012	-0,0003	0,0001
	3	8,3	2,75	3,30	-0,17	0,19	0,0019	0,0019
	4	7,2	1,44	-0,38	0,06	0,03	0,0004	0,0003

\*1 = curva standard, 2 = continuamente decrescente (atipica), 3 = curva standard rovesciata, 4 = continuamente crescente.



Il modello di Wilmink (Tabella 2.8) permette di classificare le curve di lattazione per la produzione giornaliera di latte, in due curve principali: l'atipica a cui appartengono il 61,7% delle curve individuali e la standard con il 35,4%. Per il contenuto percentuale di grasso e di proteine nel latte, l'andamento della curva standard raggruppa il 50% delle lattazioni individuali.

Il modello di Wood ha permesso di identificare un numero maggiore di curve con andamento standard rispetto al modello di Wilmink (53,2% vs 35,4). Il maggior numero di curve con andamento atipico individuate utilizzando il modello di Wilmink, è dovuto alla presenza di valori elevati sia positivi che negativi del parametro  $b$ , come si evince anche dalla deviazione standard. Inoltre, come sottolineato da alcuni autori (Macciotta et al., 2005), questo è dovuto a valori di correlazione bassi tra il parametro  $b$ , che regola principalmente la prima fase della lattazione, e il parametro  $c$  che influenza la seconda parte della curva. In accordo a quanto visto nello studio analitico della derivata seconda

della funzione di Wood ( $\frac{\delta^2 Z}{\delta^2 t} = -\frac{b}{t^2}$ ), il parametro  $b$  controlla l'ampiezza della curvatura della curva di lattazione.

La curva è concava quando il segno del rapporto è positivo, ovvero  $b$  è negativo, viceversa quando il rapporto è negativo ( $b < 0$ ) la curva è convessa. Nei modelli di Wood e Wilmink il parametro  $c$ , che misura la pendenza della linea retta  $ct$ , è legato soprattutto alla velocità con la quale la produzione di latte diminuisce nella fase successiva al picco di lattazione, ovvero misura la persistenza della lattazione.

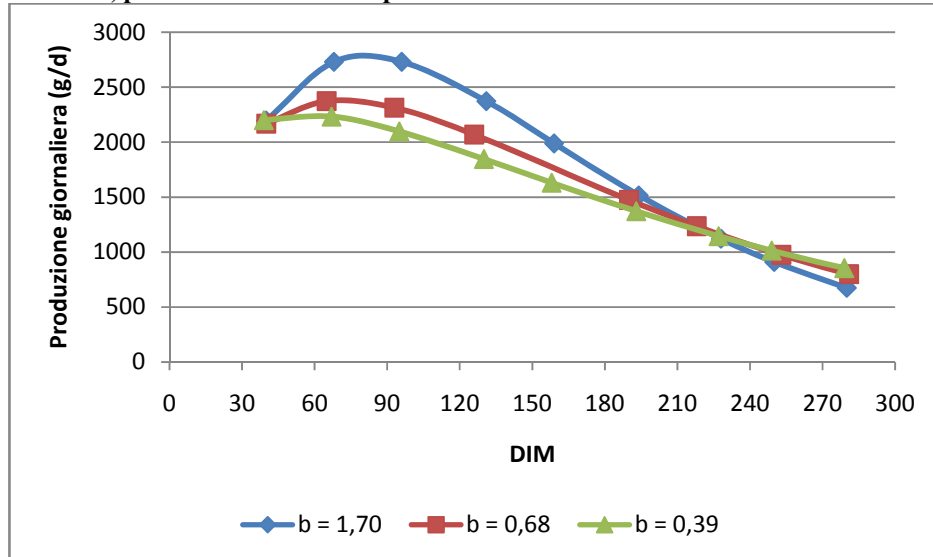
Alcune curve con andamento standard e atipico di lattazioni individuali, utilizzando il modello di Wood, sono raffigurate nelle Figure 2.2 e 2.3, per valori crescenti del parametro  $b$ . Nella curva standard, valori maggiori del parametro  $b$  corrispondono ad un

accrescimento più rapido delle produzioni, stimate nella prima parte della lattazione, mentre nelle curve atipiche un valore alto di  $b$  corrisponde ad un declino più graduale della produzione in questa prima fase.

Un discorso analogo può essere fatto per il modello di Wilmink, (Figure 2.4 e 2.5) dove un valore alto, in termine assoluto, del parametro  $b$  corrisponde ad una rapida salita della curva standard nella prima parte della lattazione, mentre alti valori di  $b$ , nelle curve con andamento atipico, portano ad un rapido declino della curva.

Le osservazioni test day per la percentuale di grasso e proteine sono state modellate con entrambi i modelli a 3 parametri ottenendo risultati molto simili. Pertanto, si è scelto di presentare solamente i grafici di grasso e proteine relativi al modello di Wilmink.

**Figura 2. 2. Curve di lattazioni individuali per la produzione di latte, con andamento standard del modello di Wood, per valori crescenti del parametro  $b$ .**



**Tabella 2.8. Media e deviazione standard dei parametri delle 4 curve individuate dal modello di Wilmink.**

Carattere	Curva	Freq (%)	a		b		c	
			Media	DS	Media	DS	Media	DS
PG	1	35,4	2102,14	669,63	-1512247,0	19727988,0	-6,420	3,612
	2	61,7	1769,68	482,83	239428,7	753833,2	-3,740	2,014
	3	2,7	1037,77	387,22	1606168,0	3770067,0	1,460	1,137
	4	0,2	1080,82	569,34	-108676,0	85701,4	-1,090	3,517
F%	1	49,7	9,24	1,02	-1269,1	3518,4	-0,010	0,004
	2	7,9	8,51	0,95	848,5	1503,4	-0,007	0,005
	3	24,5	5,2	1,27	249,3	412,6	0,015	0,009
	4	17,9	6,8	1,05	-10704,7	67476,0	0,005	0,003
P%	1	50,8	6,8	0,56	-5518,3	31965,2	-0,004	0,002
	2	1,1	6,3	0,57	21,4	5,4	-0,037	0,001
	3	10,5	4,7	0,58	137,7	308,0	0,008	0,004
	4	37,5	5,7	0,54	-320,4	864,1	0,004	0,003

\*1 = curva standard, 2 = continuamente decrescente (atipica), 3 = curva standard rovesciata, 4 = continuamente crescente.

Figura 2. 3. Curve di lattazioni individuali per la produzione di latte, con andamento atipico del modello di Wood, per valori crescenti del parametro  $b$ .

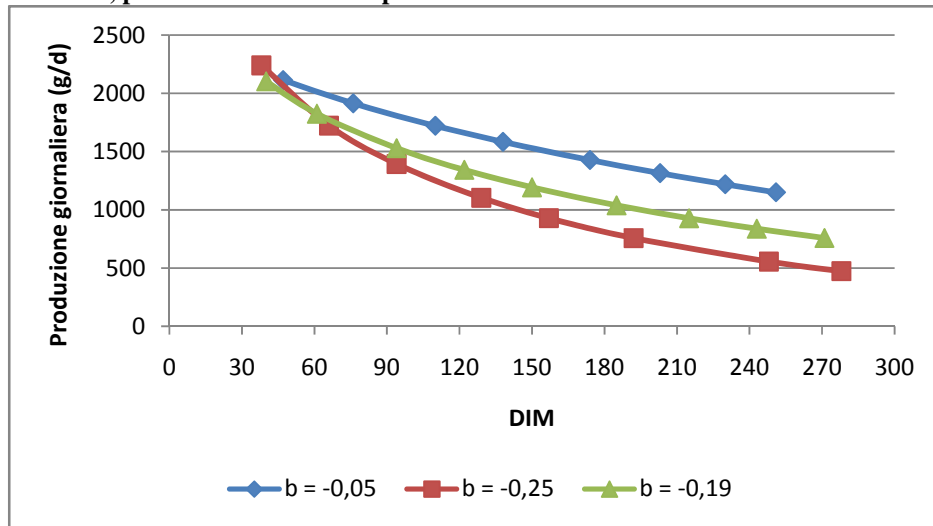
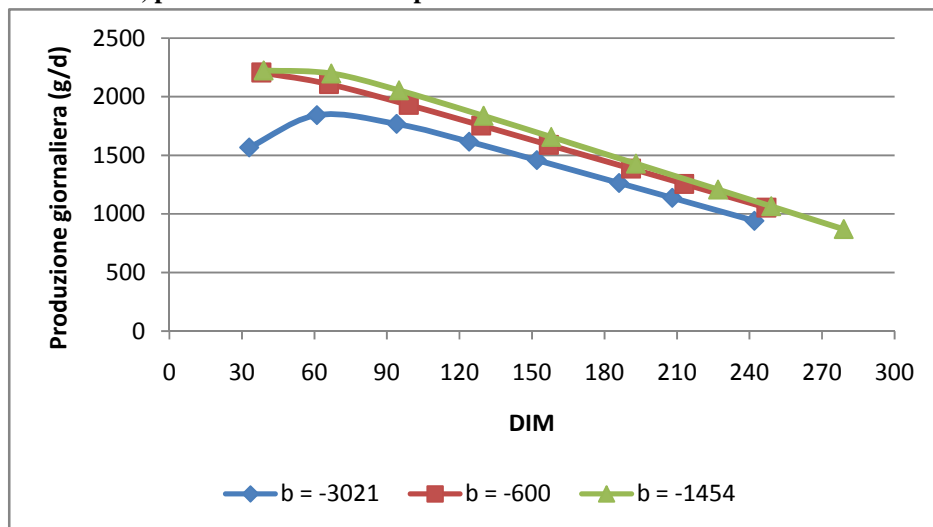


Figura 2. 4. Curve di lattazioni individuali per la produzione di latte, con andamento standard, del modello di Wilmink, per valori crescenti del parametro  $b$ .



La Figura 2.6 mostra alcune curve individuali con andamento standard, per la percentuale di grasso nel corso della lattazione, utilizzando il modello di Wilmink. Nella prima fase della lattazione, la percentuale di grasso subisce una riduzione più o meno rapida in funzione del parametro  $b$ : valori alti di  $b$  corrispondono ad un rapido declino

della percentuale di grasso, viceversa la diminuzione è meno rapida in questa prima fase; dopo questa riduzione, la percentuale di grasso risale gradualmente fino al termine della lattazione, raggiungendo il valore massimo in prossimità dell'asciutta, poichè la fase finale della lattazione e l'impoverimento qualitativo del pascolo determinano una caduta della produzione lattea e il conseguente innalzamento della percentuale di grasso. La Figura 2.7 mostra l'andamento della percentuale di proteine lungo la lattazione, modellata con la funzione di Wilmink. La percentuale di proteina, rispetto al grasso, presenta minori variazioni stagionali, poichè presenta un aumento graduale e continuo. Nella fase iniziale della lattazione, il valore di  $b$ , determina l'incremento più o meno rapido della curva, così come visto per la percentuale di grasso.

**Figura 2. 5. Curve di lattazioni individuali per la produzione di latte, con andamento atipico del modello di Wilmink per valori crescenti del parametro  $b$ .**

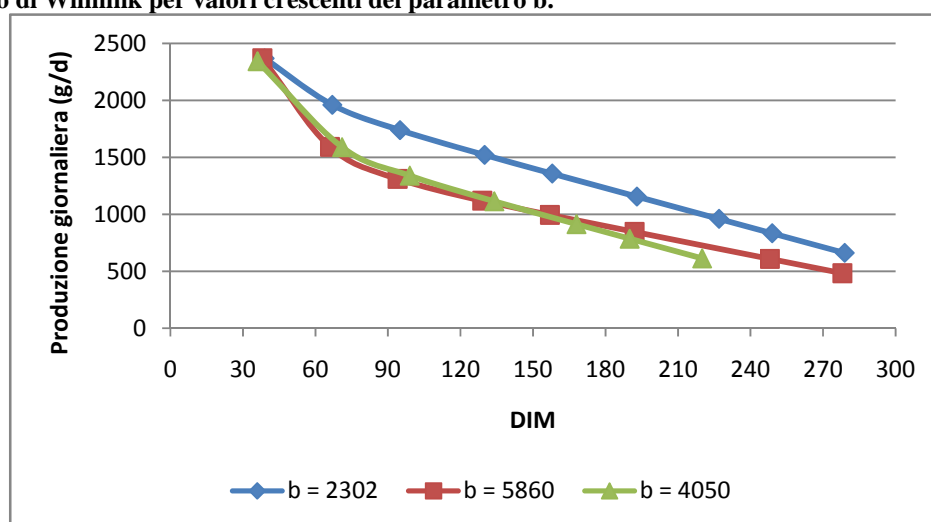
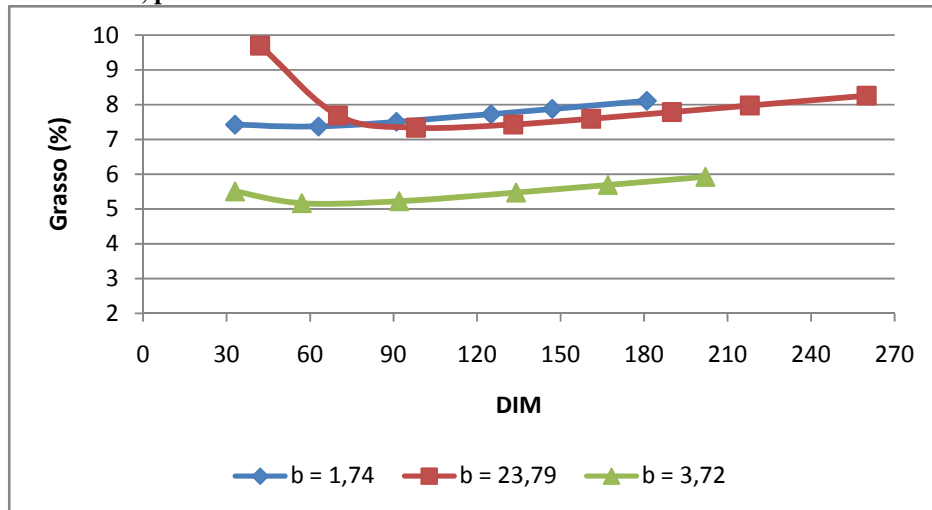
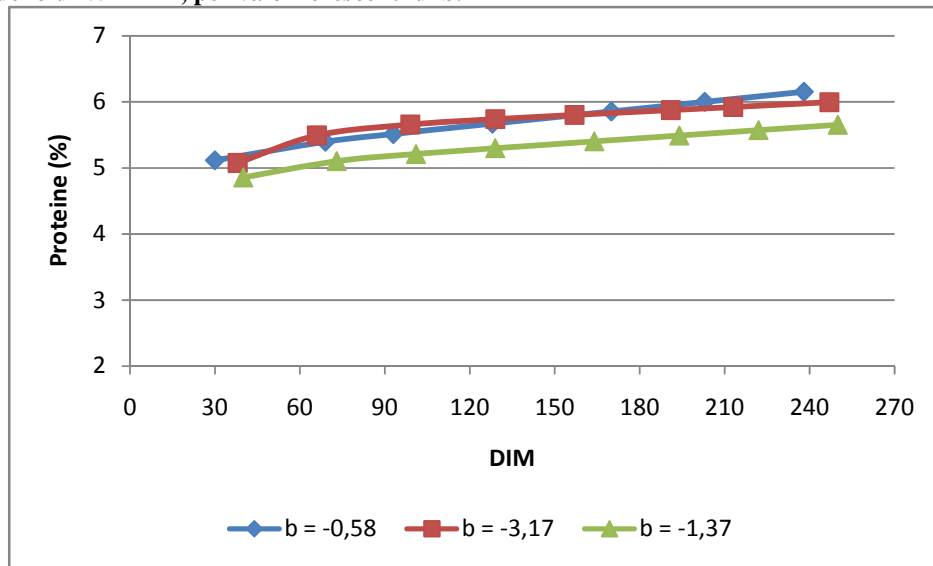


Figura 2.6. Curve di lattazioni individuali per la percentuale di grasso, con andamento standard, del modello di Wilmink, per valori crescenti di b.



Un'analisi più approfondita del significato biologico dei singoli parametri, sia per il modello di Wilmink che di Wood, potrebbe aggiungere aspetti interessanti per la comprensione dei diversi andamenti delle curve, soprattutto per quanto riguarda la produzione giornaliera. Ad esempio, è stato sottolineato che la presenza di curve atipiche (ad esempio mancanti di picco di lattazione) è legata all'intervallo di tempo tra il parto e la data del primo controllo (Congleton e Everett, 1980). Per questo motivo appare più indicato confrontare i parametri, che compongono le diverse funzioni, tra gruppi omogenei di curve, cioè tra curve che presentano lo stesso andamento sul piano cartesiano. Inoltre non bisogna escludere le differenze biologiche esistenti tra gli animali, infatti si è visto che la stagione e l'ordine di parto influenzano l'occorrenza di curve con andamento atipico della curva di lattazione. (Rekik e Ben Gara, 2004).

**Figura 2.7. Curve di lattazione individuali per la percentuale di proteine, con andamento standard, del modello di Wilmink, per valori crescenti di b.**



I polinomi di Ali e Schaeffer (Tabella 2.9) e il polinomio di 4° ordine di Legendre (Tabella 2.10), adattati alle osservazioni test day riguardanti la produzione e la qualità del latte, hanno permesso di descrivere l'andamento di un numero di curve superiore ai modelli di Wood e Wilmink. Le Tabelle riportano le curve con maggiore frequenza e il valore medio con la relativa deviazione standard dei rispettivi parametri. Il polinomio di Ali e Schaeffer ha permesso di raggruppare il 74,2% delle osservazioni giornaliere della produzione di latte nella curva standard e il 20,5% delle osservazioni in quella atipica. Anche per la percentuale di grasso e di proteine, sebbene gli andamenti delle curve che è possibile descrivere sia elevato, le osservazioni test day sono state raggruppate nella forma standard per il 60% circa e per la forma atipica con il 33% circa.

Il polinomio ortogonale di Legendre mostra invece una maggiore flessibilità, in quanto solamente il 34,6% delle osservazioni test day della produzione di latte giornaliera, viene raffigurata con una curva standard, la rimanente parte è suddivisa tra curve con

andamento differente in base al segno dei parametri, compresa quella con andamento atipico.

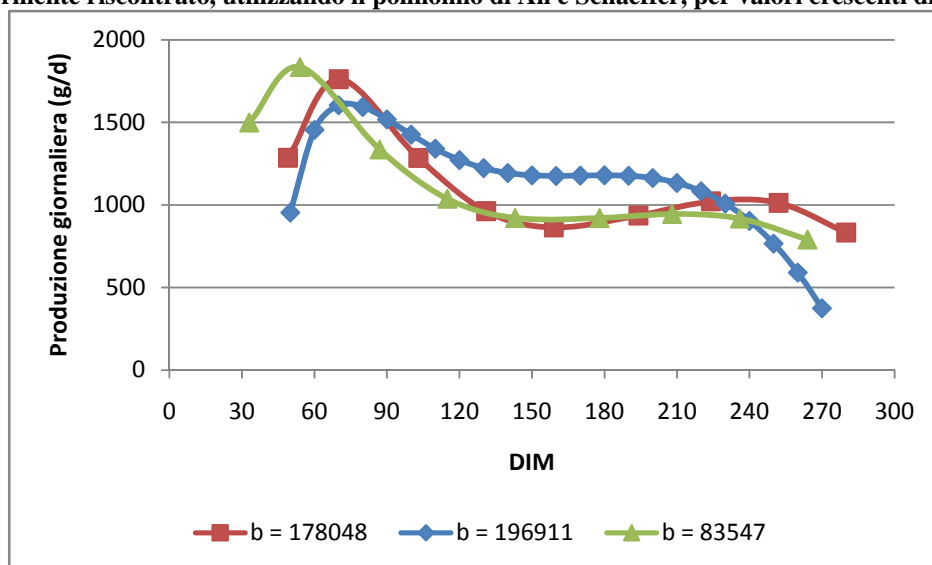
**Tabelle 2.9. Media e deviazione standard dei parametri delle principali curve individuate dal polinomio di Ali e Schaeffer.**

Carattere	Curva	Freq (%)	a	b	c	d	e
			Media (DS)	Media (DS)	Media (DS)	Media (DS)	Media (DS)
PG	1=1	74,2	-140834,7 (142397,6)	196911,2 (191694,6)	-57312 (52000,3)	97196,4 (100651,3)	-19750,1 (21863,7)
	2=2	20,5	201299,6 (349137,6)	-284974,1 (501283,9)	88886,2 (165194,5)	-133651,6 (233300,9)	26675,6 (46779,8)
F%	1=2	61,3	474,9 (498,7)	-652,1 (676,2)	192,4 (188,8)	-317,7 (350,1)	64,5 (75,2)
	2=2	33,7	-408,7 (484,6)	587,2 (687,1)	-181,4 (226,3)	281,3 (330,9)	-56,9 (70,1)
P%	1=2	60,0	233,0 (243,9)	-315,4 (346,8)	92,7 (118,2)	-154,5 (166,1)	31,2 (34,5)
	2=1	33,6	-184,1 (272,7)	271,3 (383,1)	-85,9 (121,4)	128,2 (187,0)	-26,1 (39,4)

La stessa considerazione può essere fatta per la percentuale di grasso e proteina dove le curve standard sono rispettivamente il 29,7% e il 37,6%. La principale differenza tra i due maggiori gruppi individuati dal polinomio di Ali e Schaeffer, sta nell'opposta combinazione dei segni dei parametri. Un problema riscontrato da alcuni autori (Kettunen et al., 2000; Schaeffer et al., 2004) riguarda l'alta correlazione tra i parametri che può ostacolare il processo di stima degli stessi, specialmente nelle analisi genetiche. Per questo motivo al polinomio di Ali e Schaeffer è stato preferito, negli ultimi anni, il polinomio di Legendre. La Figura 2.8 mostra l'andamento della curva per la produzione di latte, riscontrata con maggiore frequenza e per valori crescenti del termine lineare della funzione (*b*). Anche in questo caso, ad un valore più alto del parametro *b*, corrisponde un rapido incremento della produzione di latte nella prima fase della lattazione.



Figura 2.8. Curve di lattazione individuali per la produzione giornaliera di latte, con andamento maggiormente riscontrato, utilizzando il polinomio di Ali e Schaeffer, per valori crescenti di  $b$ .



Le Figure 2.9 e 2.10 mostrano l'andamento delle curve, riscontrate con maggiore frequenza, per la percentuale di grasso e proteine. Nelle curve è possibile notare due punti di flesso che mostrano la grande flessibilità del polinomio a 5 parametri, che permette di individuare l'incremento o il decremento della produzione di latte, così come di grasso e proteine, lungo l'intera lattazione.

Figura 2.9. Curve di lattazione individuali per la percentuale di grasso, con andamento maggiormente riscontrato, utilizzando il polinomio di Ali e Schaeffer, per valori crescenti di  $b$ .

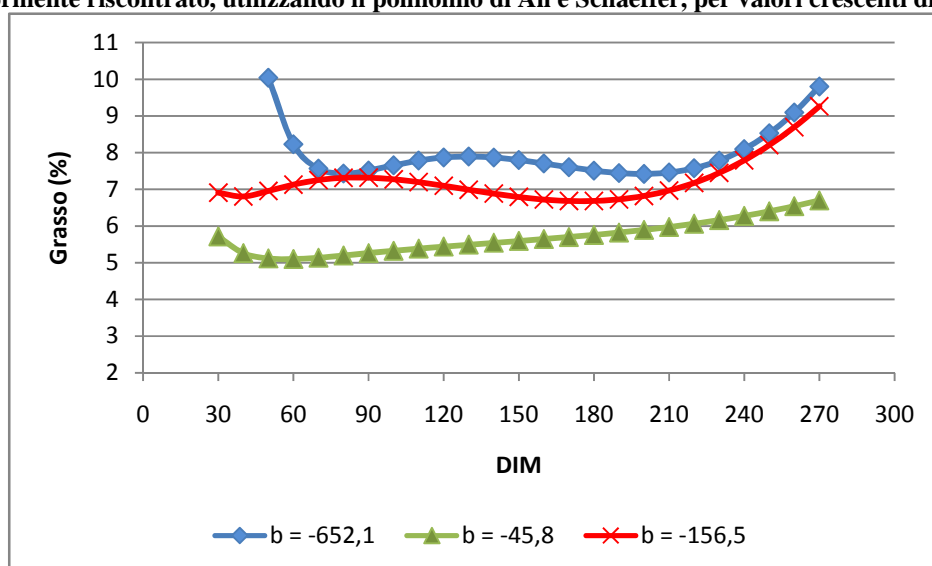
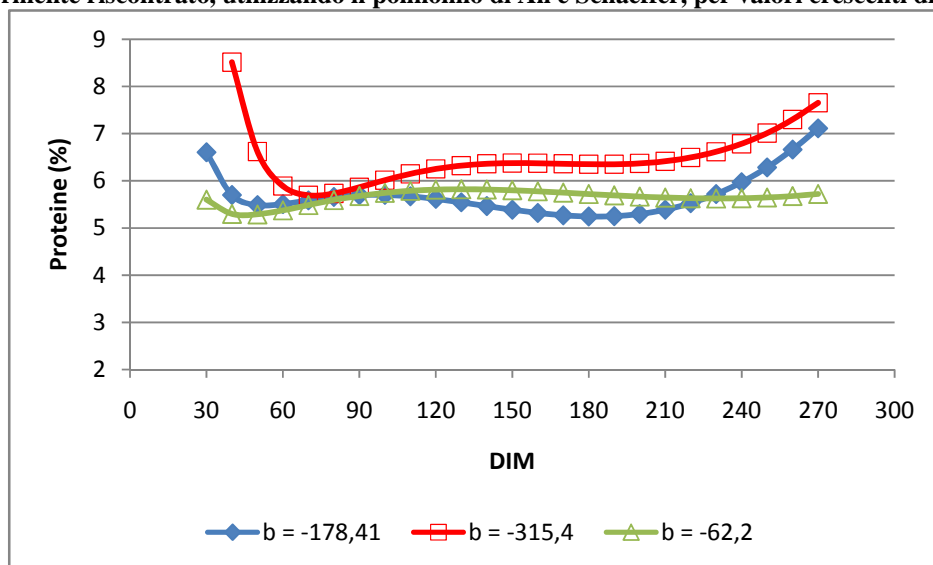


Figura 2.10. Curve di lattazione individuali per la percentuale di proteina, con andamento maggiormente riscontrato, utilizzando il polinomio di Ali e Schaeffer, per valori crescenti di  $b$ .



L'andamento della curva, maggiormente riscontrato dall'analisi delle osservazioni test day per la produzione di latte con il polinomio di Legendre, è raffigurato nella Figura 2.11. Anche in questo caso, nella prima fase della lattazione il parametro  $b$  influenza il picco di lattazione, a valori più alti corrisponde un picco più alto. Inoltre, valori relativamente bassi del parametro  $b$  portano ad una diminuzione più graduale della produzione giornaliera. Per quanto riguarda il contenuto percentuale di grasso, la Figura 2.12 mostra un andamento non normale dell'evoluzione delle due componenti nel corso della lattazione, soprattutto nella parte iniziale e finale. La Figura 2.13 mostra l'andamento della curva per il contenuto proteico del latte.

Figura 2.11. Curve di lattazione individuali per la produzione giornaliera di latte, con andamento maggiormente riscontrato, utilizzando il polinomio di 4° ordine di Legendre, per valori crescenti di  $b$ .

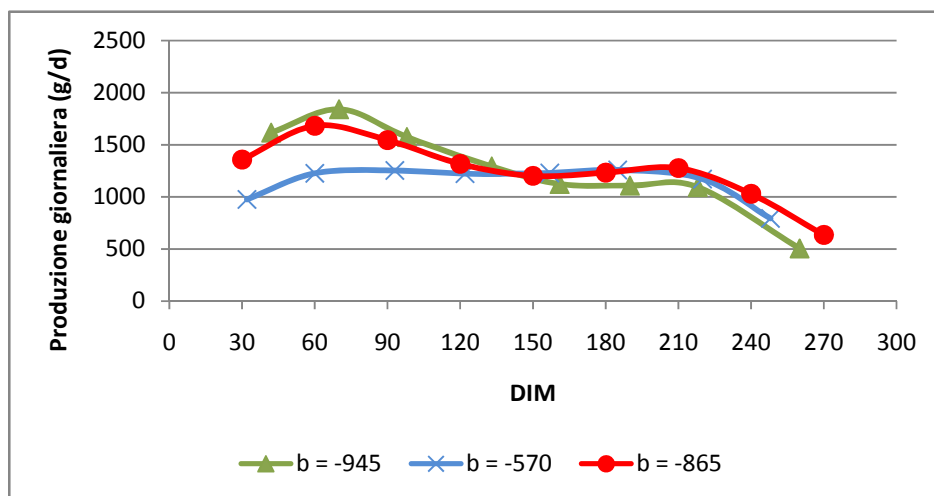
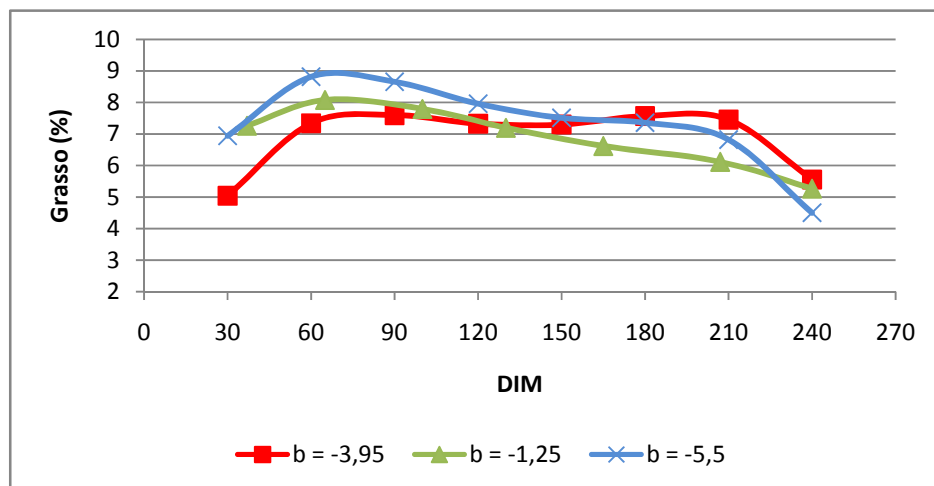


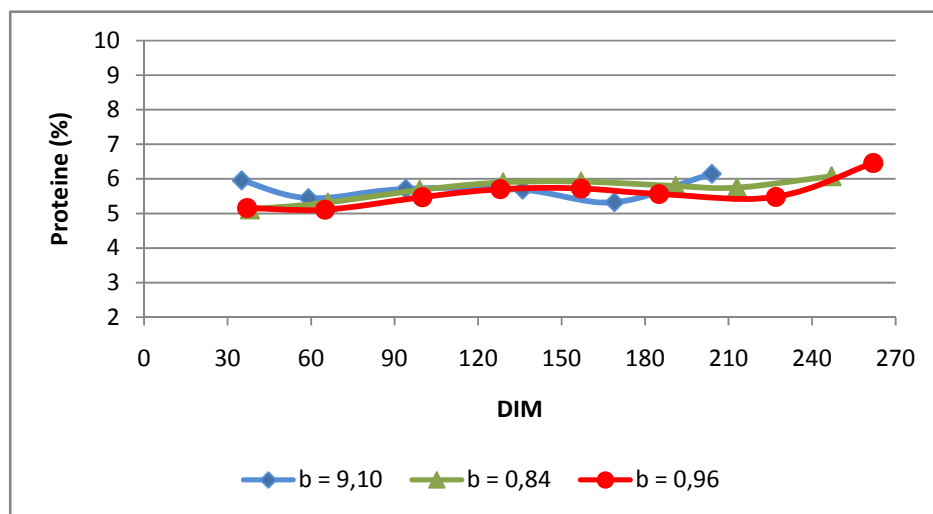
Figura 2.12. Curve di lattazione individuali per la percentuale di grasso, con andamento maggiormente riscontrato, utilizzando il polinomio di 4° ordine di Legendre, per valori crescenti di  $b$ .



**Tabella 2.10. Media e deviazione standard dei parametri delle principali curve individuate dal polinomio ortogonale di Legendre di 4° ordine.**

Carattere	Curva	Freq	a	b	c	d	e
			Media (DS)	Media (DS)	Media (DS)	Media (DS)	Media (DS)
PG	1	34,6	1433.54 (595.96)	-865.17 (612.27)	-552.31 (540.38)	-436.59 (339.50)	-310.66 (244.60)
	2	13,8	1726.34 (380.11)	-522.64 (256.72)	122.85 (110.03)	-175.37 (178.30)	-102.96 (80.45)
	3	10,5	1899.61 (521.44)	-645.39 (425.02)	363.04 (496.52)	-303.28 (286.67)	200.23 (235.73)
	4	9,7	8907.17 (11697.45)	9474.31 (15766.69)	8439.96 (12270.29)	4705.57 (6200.42)	1706.29 (1917.62)
F%	1	29,7	14.53 (8.90)	5.52 (12.11)	5.09 (9.12)	2.86 (4.38)	1.49 (1.59)
	2	17,2	7.50 (2.72)	-3.95 (3.57)	-4.03 (3.35)	-2.2 (1.88)	-1.34 (1.04)
	3	8,5	10.10 (1.94)	1.07 (2.13)	-1.15 (1.76)	1.00 (1.07)	-0.48 (0.59)
	4	8,5	10.51 (1.19)	0.52 (0.50)	-0.37 (0.28)	0.65 (0.54)	0.30 (0.27)
P%	1	37,6	12.88 (14.04)	6.22 (18.65)	4.75 (13.57)	2.65 (6.16)	1.04 (1.46)
	2	21,6	7.07 (1.54)	-1.82 (1.96)	-2.16 (1.64)	-1.00 (0.95)	-0.58 (0.43)
	3	20,2	8.73 (0.74)	0.49 (0.40)	-0.42 (0.32)	0.25 (0.23)	0.17 (0.11)
	4	15,2	8.66 (0.58)	0.34 (0.23)	-0.43 (0.17)	-0.13 (0.11)	0.18 (0.14)

Figura 2.13. Curve di lattazione individuali per la percentuale di proteina, con andamento maggiormente riscontrato, utilizzando il polinomio di 4° ordine di Legendre, per valori crescenti di *b*.



La Tabella 2.11 riporta il valore delle statistiche usate per studiare l'accuratezza dei diversi approcci matematici (lineari e non lineari) utilizzati per modellare le osservazioni test day.

Tabella 2.11. Stima dell'accuratezza dei risultati ottenuti con i modelli di Wood, di Wilmink, di Ali e Schaeffer e di Legendre.

Modello	Carattere	Errore medio	DS	R	R <sup>2</sup> aggiustato
Wood	PG	0,00	131,70	0,96	0,93
Wood	F%	0,00	0,32	0,95	0,91
Wood	P%	0,00	0,18	0,96	0,92
Wilmink	PG	0,00	199,02	0,92	0,85
Wilmink	F%	0,01	0,40	0,93	0,87
Wilmink	P%	0,00	0,22	0,94	0,88
A&S	PG	0,00	182,62	0,93	0,86
A&S	F%	0,00	0,38	0,94	0,88
A&S	P%	0,00	0,24	0,93	0,86
LEG	PG	0,00	130,57	0,96	0,93
LEG	F%	0,00	0,33	0,95	0,90
LEG	P%	0,00	0,19	0,96	0,92

Come si evince dalla Tabella 2.11, l'errore medio è uguale a zero per tutti i modelli utilizzati, ad eccezione del modello di Wilmink utilizzato per stimare la percentuale di grasso. Considerando la deviazione standard dell'errore, la correlazione tra dato osservato e stimato e l' $R^2$  aggiustato, il modello che permette di studiare con maggiore precisione la curva di lattazione per la produzione giornaliera di latte è stato quello che utilizza il polinomio di Legendre di 4° ordine, seguito dal modello di Wood. Per studiare l'evoluzione della percentuale di grasso e di proteina, l'approccio migliore è risultato essere quello che utilizza il modello di Wood, seguito dal polinomio di Legendre.

## *CAPITOLO 3*

***Secondo contributo sperimentale: Stima degli indici economici per caratteri produttivi e funzionali nella pecora Valle del Belice mediante l'utilizzo di un modello bio-economico.***

## INTRODUZIONE

In un programma di selezione, usualmente siamo interessati a migliorare congiuntamente più caratteri. È quindi della massima importanza definire l'importanza relativa di ciascun carattere e il loro contributo nell'obiettivo di selezione generale, in modo che la selezione dia la giusta enfasi proporzionalmente all'importanza economica di ciascun carattere (Amer et al., 2001).

Il primo passo consiste, quindi, nell'identificare i caratteri da migliorare e, di conseguenza, stimarne l'importanza economica relativa in modo da definire un genotipo aggregato per ciascun animale candidato alla selezione. Il genotipo aggregato di un animale candidato alla selezione è definito come la somma del valore genetico additivo di ciascun carattere moltiplicato per il relativo peso economico:

$$H = v_1g_1 + v_2g_2 + \dots v_n g_n$$

Nell'equazione,  $H$  rappresenta il genotipo economico aggregato,  $v_1$ ,  $v_2$  e  $v_n$  sono gli indici economici per i caratteri 1, 2 e  $n$ , ed infine  $g_1$ ,  $g_2$  e  $g_n$  sono i valori genetici additivi per ciascun carattere. Tutti i caratteri che contribuiscono direttamente all'obiettivo di selezione devono essere inclusi, in caso contrario si potranno prendere decisioni non ottimali.

Il valore o peso economico ( $EV$ ) di un carattere è definito come l'effetto che un incremento marginale del livello genetico del carattere in esame ha sull'obiettivo di selezione, mantenendo gli altri caratteri oggetto della selezione ad un livello costante. L'obiettivo di selezione è l'obiettivo generale di un programma di miglioramento genetico, ad esempio per l'allevatore potrebbe essere quello di massimizzare il profitto,



massimizzare l'efficienza della produzione, cioè minimizzare gli input e massimizzare gli output, o minimizzare il rischio economico.

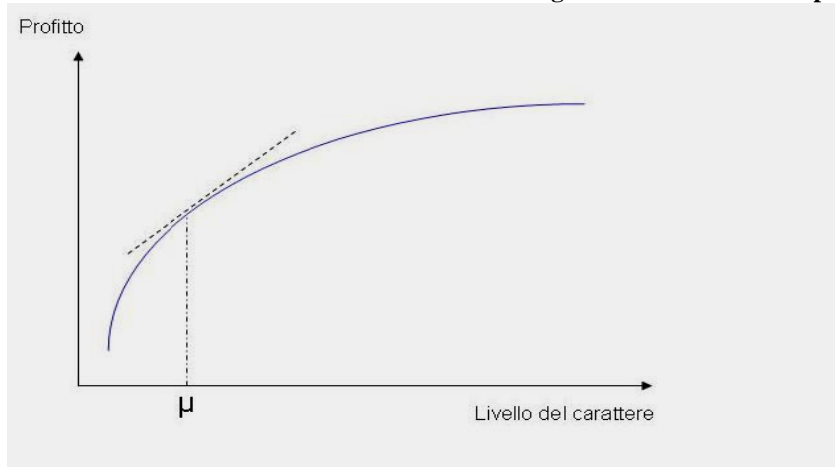
Per input si intendono tutti quei fattori necessari per la produzione all'interno dell'azienda, mentre per output tutti i prodotti che derivano dal sistema produttivo. La stima dei valori economici riguarda proprio la quantificazione degli input e output che derivano dal cambiamento del merito genetico (Groen et al., 1989). Ad esempio: quanto alimento è necessario per la produzione di un chilogrammo di latte in più? e allo stesso tempo: il guadagno che deriva dalla vendita di un chilogrammo di latte in più giustifica la spesa per l'acquisto degli alimenti necessari? Solo quando questi due aspetti vengono considerati è possibile calcolare i costi e i guadagni in un sistema produttivo. I costi possono essere divisi in fissi e variabili. I costi variabili variano a seconda del livello di produzione (ad es. i costi per l'alimentazione), mentre i costi fissi sono indipendenti dal livello (ad es. le spese per il ricovero degli animali).

Il valore economico, per i caratteri che vogliamo migliorare geneticamente, può essere stimato mediante l'utilizzo di diverse metodiche. Una prima suddivisione viene fatta tra metodo obiettivo e non obiettivo: il primo si basa sullo studio di modelli che hanno lo scopo di studiare il sistema produttivo in esame; il secondo metodo assegna i pesi economici ai caratteri in modo da ottenere una determinata quota di guadagno genetico (Brascamp, 1984). Il metodo obiettivo è quello più utilizzato, è anche chiamato analisi del sistema e comprende due approcci differenti: la valutazione dei dati o la simulazione dei dati. Come già detto in precedenza, il metodo obiettivo si basa sullo studio di modelli. Un modello è un'equazione o un set di equazioni, che rappresenta il comportamento del sistema di produzione, prendendo in considerazione tutta una serie di parametri legati all'allevamento e al mercato. La valutazione dei dati è anche

chiamato approccio positivo e si basa sull'utilizzo di dati economici e tecnici osservati, per stimare i valori economici. Quest'ultimi, utilizzando questo approccio, vengono stimati come coefficienti di regressione tra il profitto e i *breeding values* degli animali presi in esame. Andrus e McGillard (1975) usando tale approccio nei bovini di razza Holstein, derivarono gli indici economici per la produzione di latte, l'incidenza delle mastiti, il contenuto in grasso del latte, la vita media in allevamento, il peso corporeo e la velocità di mungitura. Per utilizzare questo approccio è necessario avere a disposizione un data set molto grande che spesso non è di facile reperibilità, in cui sono presenti gli animali, le informazioni anagrafiche, le produzioni individuali etc.

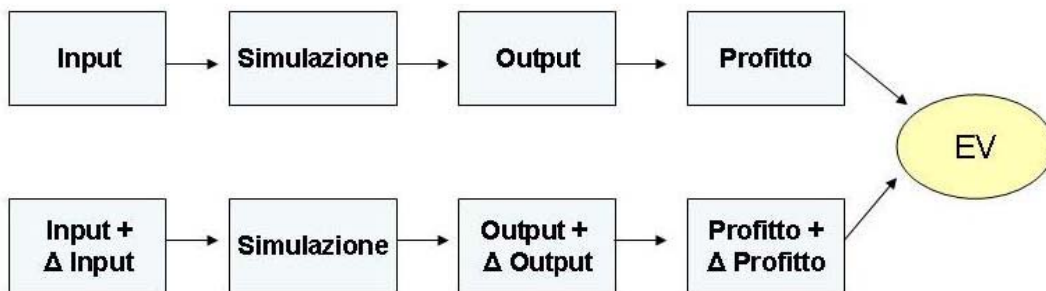
L'approccio che prevede la simulazione dei dati permette l'utilizzo di due strumenti per la stima degli indici economici: l'equazione di profitto e il modello bio-economico. Mentre l'equazione di profitto (chiamata anche funzione di efficienza) è un modello che prevede lo sviluppo di una singola equazione per simulare il sistema di produzione ( $P = R - C$ ), il modello bio-economico è un modello di simulazione che utilizza diverse equazioni. (Groen et al., 1997). Utilizzando una funzione di efficienza, i valori economici sono stimati mediante la differenziazione parziale del carattere preso in esame dell'equazione di profitto. La Figura 3.1 illustra il profitto come funzione non lineare del livello genetico di un determinato carattere. Quest'ultimo approccio può essere utilizzato solo quando è possibile descrivere il sistema produttivo, con una singola equazione in grado di descrivere il cambiamento netto di profitto come funzione di una serie di parametri fisici, biologici ed economici (Bett et al., 2007).

**Figura 3. 1. Funzione non lineare tra livello del merito genetico del carattere e profitto.**



In un modello di tipo bio-economico, attraverso una simulazione, i valori economici sono stimati studiando gli effetti provocati da un cambiamento marginale del merito genetico del carattere preso in esame sul profitto (Groen et al., 1997). La Figura 3.2 illustra come gli indici economici vengono stimati mediante un modello bioeconomico.

**Figura 3. 2. Stima del valore economico mediante il modello bio-economico.**



Ad esempio, volendo stimare il valore economico per la produzione di latte in un allevamento bovino, utilizzando un modello bio-economico dovremmo operare nella seguente maniera. Per prima cosa si dovrà calcolare il profitto prima del miglioramento genetico del carattere, utilizzando come valore medio per la simulazione la produzione

media attuale (per es. 300 kg per capo). Successivamente si assume un miglioramento genetico del valore medio del carattere (ad es. 1 kg di latte in più per capo). Facendo nuovamente la simulazione ma con una media produttiva di 301 kg di latte per lattazione, si otterrà il profitto dopo il programma di miglioramento genetico. A questo punto il valore economico per la produzione di latte può essere stimato come differenza tra il profitto dopo l'incremento del valore genetico medio del carattere e il profitto del livello di produzione base. Diversi autori hanno utilizzato questo approccio per stimare gli indici economici di diversi caratteri negli ovi-caprini (Kahi et al., 2004; Nitter et al., 2007; Haghdoost et al., 2008).

L'obiettivo di questo lavoro è stato quello di descrivere un modello bio-economico per stimare gli indici economici di alcuni caratteri produttivi e funzionali nella razza ovina Valle del Belice, considerando i) una disponibilità di alimento limitata e ii) considerando i costi di alimentazione variabili. La scelta di utilizzare questi due scenari particolari, deriva dal fatto che nella maggior parte dei casi, l'alimentazione costituisce un fattore limitante per l'allevatore e la disponibilità di alimenti regola la dimensione del gregge.

## **MATERIALE E METODI**

### ***Descrizione del sistema produttivo***

I dati necessari per lo studio di un modello bio-economico sono stati ottenuti mediante la somministrazione di un questionario agli allevatori di ovini di razza Valle del Belice. Tale questionario è stato progettato con lo scopo di indagare sull'intero sistema produttivo ed è costituito da tre sezioni principali: l'azienda (superficie totale, superficie a seminativo, pascolo etc.), le tecniche di allevamento (alimentazione, riproduzione e aspetti sanitari) ed infine, la produzione e la vendita dei prodotti. Sono stati intervistati

15 allevatori tra le province di Agrigento e Palermo. Dall'esame delle risposte degli allevatori è stato possibile distinguere due tipologie principali di sistemi produttivi: il primo, in cui l'allevatore vende prodotti lattiero-caseari e agnelli "da latte" e il secondo, in cui l'allevatore vende il latte e agnelli "da latte".

Per la stima dei valori economici dei caratteri presi in esame, sono stati ipotizzati due scenari tipo ed è stato costruito un modello bio-economico utilizzando un foglio elettronico Excel. Nel primo scenario, si è ipotizzata una quantità di alimento a disposizione dell'azienda limitata, e che inoltre, non vengano acquistate ulteriori risorse sul mercato. In questo tipo di scenario si assume che la dimensione del gregge sia regolata dalla disponibilità di alimento. In particolare è stata ipotizzata una disponibilità di 1000kg di sostanza secca, con un contenuto energetico medio di 2,39 Mcal per kg di sostanza secca. Queste scorte permettono di allevare un carico di bestiame di 1,33 all'anno. I ricavi dell'azienda provengono dalla vendita degli agnelli, che vengono allattati esclusivamente con il latte materno per 35 giorni circa fino al raggiungimento di un peso intorno ai 9-10 kg, e dalla vendita di prodotti lattiero-caseari (formaggi e ricotta). I costi comprendono invece, dei costi fissi che comprendono una quota di iscrizione all'associazione allevatori e dei costi variabili rappresentati dal costo per l'alimentazione degli agnelli. Questo scenario rispecchia in un certo modo la situazione dei piccoli allevamenti, in cui i costi per l'alimentazione sono limitati e il pascolo rappresenta spesso l'unica fonte di nutrimento per gli animali. In questa tipologia di sistema produttivo, i valori economici sono stimati con riferimento all'anno solare, sia a livello di capo singolo che a livello della disponibilità di alimento ( $EV_{\text{capo}}$  e  $EV_{1000\text{kg DM}}$ )

Il secondo scenario considera invece un sistema produttivo in cui è possibile acquistare alimenti per gli animali sul mercato. In particolare nel modello è possibile far variare le quantità di alimento acquistato, il suo contenuto energetico medio e il costo di acquisto. In questo caso per la stima dei valori economici si è ipotizzato un contenuto energetico degli alimenti di 3,6 Mcal per kg di sostanza secca, acquistata ad un prezzo di 0,35 centesimi per kg di s.s. In questo caso è possibile anche far variare il contenuto energetico degli alimenti e il loro costo per studiarne gli effetti sul profitto dell'azienda e quindi sui valori economici. I ricavi sono garantiti anche in questo caso dalla vendita degli agnelli da latte e dei prodotti lattiero-caseari, mentre ai costi variabili occorre aggiungere la spesa sostenuta per l'acquisto degli alimenti. In questo sistema produttivo gli indici economici sono stati calcolati per capo allevato (EVcapo).

### ***Fabbisogni energetici***

Il fabbisogno energetico totale ( $ME_{tot}$ ), espresso come energia metabolizzabile in Mcal/d, è uguale alla somma del fabbisogno energetico di mantenimento ( $ME_m$ ), del fabbisogno energetico per la lattazione ( $ME_l$ ) e dall'energia necessaria per la gravidanza ( $ME_{preg}$ ), secondo un approccio di tipo fattoriale, in cui le singole componenti non interagiscono tra di loro (cioè i fabbisogni di mantenimento non influenzano quelli di lattazione, di gravidanza, ecc). La Tabella 3.1 mostra le stime dei diversi fabbisogni energetici.

**Tabella 3. 1. Variabili produttive incluse nel modello bio-economico e incremento percentuale dei caratteri inclusi nell'obiettivo di selezione.**

Variabili	Valori	> 1%
Peso pecora adulta LW (kg)	60	0,6
Peso dell'agnello alla nascita BW (kg)	4	0,04
Incremento giornaliero del peso ADG (g)	150	0,0015
Prolificità (agnelli nati/n° di parti)	1,45	0,014
Peso dell'agnello a 35 giorni di età (kg)	9	-
Lunghezza lattazione (d)	270	-
Produzione media per lattazione MY (kg)	310	3,51
Percentuale media di grasso nel latte F% (%)	7,25	0,07
Percentuale media di proteine nel latte P% (%)	5,91	0,06
EM per il Mantenimento (Mcal/anno)	3170,82	-
EM per la Gravidanza (Mcal/anno)	45,4	-
EM per la lattazione (Mcal/anno)	1575	-
Disponibilità di alimento (kg DM)	1000	-
Contenuto energetico degli alimenti (Mcal/kg DM) <sup>a</sup>	2,39	-
Contenuto energetico degli alimenti (Mcal/kg DM) <sup>b</sup>	3,60	-
Prezzo di vendita del latte (€/kg)	0,75	-
Prezzo di vendita della carne (€/kg)	4,00	-
Prezzo di vendita medio dei formaggi (€/kg)	4,50	-
Prezzo di vendita della ricotta (€/kg)	5,00	-
Costo per l'acquisto di alimenti (€/kg DM) <sup>b</sup>	0,50	-

<sup>a</sup>Scenario 1; <sup>b</sup>Scenario 2.

### ***Fabbisogno di mantenimento***

Il fabbisogno energetico annuale per il mantenimento del metabolismo basale di un individuo può essere calcolato secondo l'equazione:

$$ME_m = \frac{\{[SBW^{0,75} \times a_1 \times S \times a_2 \times \exp(-0,03 \times AGE)] + (0,09 \times MEI \times k_m) + ACT + NE_{mcs}\}}{k_m}$$

dove  $ME_m$  è il fabbisogno energetico di mantenimento espresso in Mcal al giorno, questo valore può essere aggiustato per una serie di fattori ambientali come l'età, il sesso, lo stato fisiologico, gli effetti ambientali, l'attività motoria, l'urea eliminata con

l'escrezioni, l'acclimatazione e lo stress da freddo. In particolare  $SBW^{0,75}$  è il peso metabolico corretto espresso in kg; il fattore  $a_1$  è legato al mantenimento della temperatura corporea neutrale, che si assume essere uguale a 0,062 Mcal di  $NE_m/kg^{0,75}$ . Questo valore viene corretto per il fattore età usando l'espressione esponenziale proposta da CSIRO (CSIRO, 1990):  $exp(-0,03 \times AGE)$ , in cui  $AGE$  è l'età in anni e assume valori da 0,062 Mcal a 0,0519 Mcal per kg di peso pematobolico considerando animali da 0 a 6 anni. Il fattore  $S$  è legato al sesso dell'animale, assume il valore di 1 per le femmine (1,5 per maschi e castrati). Il parametro  $a_1$  prende in considerazione la temperatura media dell'ambiente di allevamento e il suo valore è dato dall'espressione:  $[1 + 0,0091 \times (20 - T_p)]$ , dove  $T_p$  è la temperatura media del mese precedente a quello preso in considerazione (NRC, 1985). Il termine  $(0,09 \times MEI \times k_m)$ , dove  $MEI$  sono le megacalorie giornaliere ingerite e  $k_m$  è un fattore adimensionale e decimale, prende in considerazione l'aumento di peso degli organi viscerali, come conseguenza di una maggiore ingestione di alimenti (CSIRO, 1990). Questo valore è stato fissato a 0,644 ed è uguale all'efficienza di conversione dell'energia metabolizzabile (ME) in energia netta (NE) per la produzione di latte, ipotizzando che una pecora in lattazione usi la stessa efficienza di utilizzazione dell'energia immagazzinata con gli alimenti per il mantenimento e per la produzione di latte; inoltre si assume che questa efficienza sia uguale nelle vacche e nelle pecore (Van Soest et al., 1994).

Il fattore  $ACT$  permette di considerare l'effetto dell'attività motoria sul fabbisogno dell'energia di mantenimento, dovuta ad esempio agli spostamenti per raggiungere i pascoli, ed è uguale a:



$$0,00062 \times FBW \times flat\ distance + 0,00669 \times FBW \times sloped\ distance,$$

dove  $FBW$  è il peso corporeo,  $flat\ distance$  e  $sloped\ distance$  sono le distanze orizzontali e verticali rispettivamente, percorse giornalmente durante il pascolo ed infine 0,00062 e 0.00669 sono i fabbisogni energetici per kg di peso corporeo necessari per la deambulazione orizzontale e verticale (ARC, 1980). Infine  $NE_{mcs}$  è un fattore che prende in considerazione le perdite di energia netta dovute a stress da freddo, che possiamo assumere uguale a 0, in quanto le temperature medie dei mesi più freddi non scendono mai al di sotto degli 0 °C.

### ***Fabbisogno di lattazione***

L'energia metabolizzabile richiesta per la produzione di latte in Mcal/d,  $ME_l$  è stata stimata partendo dal valore energetico netto del latte come calcolato da Pulina et al., (1989):

$$ME_l = \frac{\left\{ \left[ 251,73 + 89,64 \times PQ + 37,85 \times \left( \frac{PP}{0,95} \right) \right] \times 0,001 \times Y_n \right\}}{k_l}$$

dove  $PQ$  e  $PP$ , sono le percentuali di grasso e proteine vere, misurate in un determinato giorno di lattazione;  $Y_n$  è la produzione di latte giornaliera in un determinato giorno di lattazione ed infine  $k_l$  è l'efficienza di utilizzazione dell'energia metabolizzabile per la produzione di latte ed è stato fissato a 0,644.

### ***Fabbisogno di gravidanza***

Il fabbisogno energetico di gravidanza è stato calcolato utilizzando l'equazione proposta da CSIRO (1990), derivata a sua volta da ARC (1980), in cui il contenuto energetico dell'utero gravido è stimato secondo l'equazione di Gompertz:

$$\ln(E_t) = 7,649 - 11,465 \times \exp(-0,00643 \times t)$$

facendo la derivata in funzione di  $t$  è possibile ottenere il fabbisogno energetico di gravidanza giornaliero, considerando la nascita di un agnello di 4 kg al 147° giorno di gravidanza. Il valore stimato da CSIRO è di 45,4 Mcal totali di energia necessaria per la gravidanza.

### ***Caratteri biologici che influenzano il profitto***

Nel presente studio sono stati presi in considerazione sia caratteri produttivi che funzionali. I primi sono quei caratteri che migliorati geneticamente permettono di avere un aumento delle produzioni e quindi un guadagno diretto per l'allevatore. I caratteri funzionali sono quei caratteri che migliorati permettono un guadagno indiretto, dovuto ad esempio, ad una diminuzione dei costi. Tra i caratteri produttivi, è stata considerata la produzione di latte (MY), considerando una lattazione di 270 giorni, la percentuale di grasso (F%) e proteine (P%) che influenzano sia il fabbisogno energetico per la lattazione che la produzione di prodotti lattiero-caseari. Tra i caratteri che riguardano la produzione di latte, il contenuto in cellule somatiche, considerato, ad esempio, nella valutazione degli indici economici nei bovini, non è stato preso in considerazione, in quanto il sistema di pagamento del latte ovino considera solamente la quantità totale di latte prodotto. I caratteri biologici, legati alla produzione di carne e che sono stati inclusi

nell'analisi, sono il peso dell'agnello alla nascita (BW) e l'accrescimento ponderale medio (ADG) dalla nascita al momento della vendita. Entrambe i caratteri sono importanti per determinare il ricavo proveniente dalla vendita degli agnelli. Caratteri legati alla qualità della carcassa, come la percentuale di carne consumabile, non sono stati considerati in quanto gli agnelli vengono venduti in base al peso vivo.

Tra i caratteri funzionali, sono stati studiati il peso dell'animale da adulto (LW) e la prolificità (Pr). Il carattere LW influenza il fabbisogno energetico di mantenimento, stimato in base al peso metabolico, e, quindi, il costo per l'alimentazione; in questo lavoro è stato assunto che il peso sia costante durante l'intera lattazione e che non ci sia differenza tra pecore primipare e multipare. La prolificità, determinando il numero di agnelli nati per parto, influenza direttamente il ricavo derivante dalla vendita degli agnelli.

Per stimare gli indici economici, si è assunto un incremento dell'1% del valore medio dei caratteri presi in considerazione (Tabella 3.1).

### ***Derivazione dei valori economici***

Come già descritto in precedenza, esistono due metodi per ottenere gli indici economici da un'equazione di profitto: il metodo del bilancio parziale, ovvero studiando l'effetto che un cambiamento marginale, del merito genetico di un carattere, provoca sui ricavi e i costi ovvero sul guadagno; e il metodo della derivata parziale dell'equazione di profitto. Quest'ultimo approccio può essere utilizzato solamente quando è possibile descrivere l'intero sistema produttivo con una singola equazione di profitto.

In questo studio, gli indici economici dei caratteri considerati nell'obiettivo di selezione, sono stati calcolati utilizzando il primo metodo, utilizzando la formula:

$$EV = \frac{\partial R - \partial C}{\partial t}$$

dove  $\partial R$  e  $\partial C$  sono le variazioni marginali dei guadagni e dei costi, dopo aver incrementato il valore genetico del carattere di interesse dell'1%, e  $\partial t$  corrisponde al cambiamento marginale del carattere dopo l'incremento dell'1%, come mostrato nella tabella 4.1. In particolare gli indici economici sono stati stimati considerando i due scenari descritti in precedenza.

## RISULTATI E DISCUSSIONE

Le Tabelle 3.2 e 3.3 mostrano gli indici economici assoluti (EV) e relativi (REV), stimati con il metodo del bilancio parziale, per i due scenari o sistemi produttivi considerati:

**Tabella 3.2. Valori economici assoluti (Euro) per un incremento percentuale del merito genetico dei caratteri per i due scenari ipotizzati.**

	MY	F%	P%	LW	BW	ADG	Pr
<sup>a</sup> Scenario 1							
EV(1000kg DM)	5,31	4,66	5,30	-1,04	0,18	0,41	0,72
EV(capo)	3,98	3,49	3,97	-0,78	0,14	0,30	0,54
<sup>a</sup> Scenario 2							
EV(capo)	4,25	3,90	4,12	-0,36	0,19	0,30	0,54

<sup>a</sup>Per la descrizione dello scenario vedi il testo; MY, produzione di latte; F%, percentuale di grasso; P% percentuale di proteina; LW, peso pecora adulta; BW, peso agnello alla nascita; ADG, incremento ponderale giornaliero degli agnelli; Pr, prolificità; DM, sostanza secca.

**Tabella 4. 1. Valori economici relativi per un incremento percentuale del merito genetico dei caratteri per i due scenari ipotizzati.**

	MY	F%	P%	LW	BW	ADG	Pr
<sup>a</sup> Scenario 1							
EV(1000kg DM)	1	0,877	0,998	-0,196	0,034	0,077	0,135
EV(capo)	1	0,876	0,997	-0,196	0,035	0,075	0,136
<sup>a</sup> Scenario 2							
EV(capo)	1	0,927	0,969	-0,084	0,044	0,070	0,127

<sup>a</sup>Per la descrizione dello scenario vedi il testo; MY, produzione di latte; F%, percentuale di grasso; P% percentuale di proteina; LW, peso pecora adulta; BW, peso agnello alla nascita; ADG, incremento ponderale giornaliero degli agnelli; Pr, prolificità; DM, sostanza secca.

### **Scenario 1**

Considerando il caso in cui l'alimentazione sia limitata, il carattere MY ha un valore economico positivo (5,31 € per 1000kg di s.s. o 3,98 € per capo, per kg di latte prodotto). Ciò sta ad indicare che un miglioramento genetico di questo carattere avrà un effetto positivo sul profitto, in un sistema che si basa su risorse limitate, come potrebbe essere un allevamento, la cui unica risorsa è rappresentata dal pascolo. Il carattere F% ha un valore economico positivo che, rispetto alla produzione di latte, è risultata essere il carattere con il valore economico più elevato, con un valore economico relativo pari a 0,87. Questo risultato è in accordo con quanto trovato da altri autori i quali hanno considerato sistemi produttivi in cui il latte viene acquistato in base alla percentuale di grasso (Groen, 1989; Visscher et al, 1994). Altri autori (Kahi et al., 2004) hanno trovato per questo carattere valori negativi, dovuti al fabbisogno energetico maggiore richiesto dall'animale, per produrre un latte più ricco in grasso, quindi ad un aumento dei costi di alimentazione. In questo studio l'aumento del fabbisogno energetico, determinato da un incremento della produzione di grasso, è ampiamente compensato dai maggiori ricavi,

ottenuti dalla maggiore produzione di prodotti lattiero-caseari. La medesima osservazione è valida per il carattere P%, che rientra sempre nel calcolo dei fabbisogni energetici per l'animale, ma che incide in maniera minore rispetto al grasso. Ciò può essere visto anche dal valore economico relativo (0,998), che indica questo carattere, come il secondo in ordine di importanza, a dover essere migliorato per aumentare il profitto dell'allevatore. Tra i caratteri funzionali, LW ha un valore negativo (REV = -0,196), come ci si attendeva, in quanto i fabbisogni energetici degli animali sono legati al suo peso metabolico e, quindi, al suo peso vivo. In altri studi, per lo stesso carattere, sono stati trovati valori positivi (Bett et al., 2007; Kahi et al, 2004), in quanto tra i ricavi è stata inclusa anche la vendita di animali a fine carriera che viene effettuata in base al peso vivo, mentre dai questionari è emerso che, nei nostri sistemi produttivi, gli animali a fine carriera vengono venduti ad un prezzo fisso. I caratteri prettamente legati alla produzione di carne (BW, ADG e Pr) hanno un'importanza relativa minore dei caratteri legati alla produzione e qualità del latte. Come atteso, i valori economici sono positivi, rispettivamente euro 0,14, 0,30 e 0,54 a capo, così come indicato da altri autori (Kahi et al., 2004; Haghdoost et al, 2008).

## **Scenario 2**

Le Tabelle 4.1 e 4.2 mostrano i valori economici assoluti e relativi del secondo sistema produttivo preso in considerazione. Considerando i caratteri legati alla produzione e qualità del latte, i valori economici sono positivi, così come nel primo scenario analizzato. Anche in questo caso, il carattere MY ha il valore economico più alto (4,25 euro per kg di latte). I valori economici, calcolati per capo allevato, sono più alti di quelli stimati per il primo scenario. Ciò è dovuto, principalmente, al fatto che le risorse

energetiche, disponibili per gli animali non sono un fattore limitante. Se consideriamo il carattere LW, il valore economico è negativo, per le stesse motivazioni descritte in precedenza, ma il carattere, in questo caso incide in misura minore sul profitto, se confrontato con il primo scenario. Tra i caratteri che influenzano la produzione di carne, solo il peso alla nascita ha un valore economico leggermente superiore.

## **CONCLUSIONI**

Nei due scenari considerati, il carattere che maggiormente influisce sul profitto dell'allevatore è la produzione di latte, e con essa la qualità. In una azienda, in cui le risorse disponibili per la nutrizione degli animali sono limitate, selezionare animali per maggiore produttività e contenuto in grasso o proteine nel latte, risulta difficile, se non impossibile. Mentre, in un sistema come quello descritto nel secondo scenario, si possono garantire all'animale tutte le condizioni per esprimere il proprio potenziale genetico, permettendo di aumentare il profitto.

## *CAPITULO 4*

***Terzo contributo sperimentale: Utilizzo di metodi di controlli funzionali semplificati per le valutazioni genetiche con modelli "test-day"***



## INTRODUZIONE

Nell'allevamento ovino in Sicilia, il periodo di produzione influisce su alcune decisioni gestionali, quali ad esempio gli accoppiamenti, la rimonta degli animali a fine carriera ma anche la classificazione o “*ranking*” degli animali con diverso numero di lattazioni o che partoriscono in stagioni differenti. Di conseguenza, per la valutazione genetica con modelli animale che prendono in considerazione la produzione totale, si rende necessario l'utilizzo di coefficienti che consentano di correggere i valori stimati per i fattori ambientali. Non sempre è possibile stimare questi coefficienti con esattezza. Si può comunque ovviare a questo inconveniente, utilizzando i modelli “*test-day*”, che, negli ultimi anni, sono diventati lo strumento più utilizzato per la stima del valore genetico degli animali, sia nei bovini che nei piccoli ruminanti.

I modelli *test-day*, infatti, presentano numerosi vantaggi rispetto ai modelli a lattazione (Barrillet, 1985; White et al., 1999; Samorè et al., 2001; Schaeffer, 2004; Misztal, 2006). Ad esempio, in un modello *test-day* è possibile utilizzare le osservazioni fenotipiche, registrate giornalmente, senza ulteriori aggiustamenti: specificatamente, il carattere produzione giornaliera di latte può essere utilizzato nelle analisi, senza che sia necessario aggiustare il carattere per una lunghezza della lattazione prefissata. Inoltre è possibile considerare gli effetti ambientali temporanei in maniera più precisa (Jensen, 2001). In Sicilia, così come nei paesi del bacino del Mediterraneo, i controlli funzionali hanno come finalità quella di realizzare in modo sistematico il rilevamento, la registrazione, l'elaborazione, la pubblicazione e la divulgazione dei dati tecnici necessari all'attività di incremento e miglioramento della produttività animale ed alla valorizzazione economica delle produzioni secondo norme stabilite e riconosciute a

livello internazionale. L'esecuzione dei controlli funzionali consente il rilevamento di dati indispensabili ai fini della realizzazione dei programmi di miglioramento genetico che vengono impostati e realizzati sia dalle singole Associazioni Nazionali di razza (ANA) che detengono l'Ufficio Centrale del Libro Genealogico (UCLG) sia da centri di ricerca, come le Università. I controlli della produzione di latte devono essere effettuati durante tutta la durata del periodo di mungitura fino all'asciutta. L'ICAR (International Committee for Animal Recording) ha definito ufficialmente per gli ovini diverse metodologie di controllo funzionale. Il controllo funzionale per la produzione del latte è molto simile per le varie specie animali. La quantità di latte è misurata o in peso, come ad esempio nei bovini, o in volume, come accade negli ovini e nei caprini. Esistono diverse tipologie di calcolo che si differenziano per la frequenza di rilievo. La produzione, infatti, può essere rilevata su una o su entrambe le mungiture della giornata; può essere, inoltre, rilevata giornalmente, sino ad arrivare a controlli fatti ogni due mesi, con diverse possibili forme intermedie.

Del resto, l'obiettivo dei controlli della produttività è quello di fornire una stima della quantità di latte prodotto nella lattazione (che si ottiene utilizzando i controlli elementari che vengono assemblati tramite metodi di calcolo definiti nel regolamento dei controlli della produttività), quindi maggiore è il numero di controlli, maggiore è la precisione con cui le produzioni vengono stimate.

I controlli della produzione più diffusi, comunque, sono quelli mensili (intervallo tra un controllo ed il successivo compreso tra 28 e 33 d) rilevati nelle due mungiture che ordinariamente sono effettuate nelle 24 h. Il controllo funzionale, peraltro, non è solo di tipo quantitativo, ma può riguardare anche la qualità del latte; infatti, contemporaneamente al rilievo della quantità, viene prelevato, per ogni soggetto, un

campione di latte su cui si determina il contenuto percentuale in grasso, proteina e lattosio nonché il numero di cellule somatiche, indicatore quest'ultimo dello stato igienico-sanitario dell'animale ed in particolare della mammella. Le percentuali di grasso e proteina del campione prelevato vengono moltiplicate per la produzione quantitativa osservata, in modo da ottenere la quantità di sostanza grassa e proteica prodotta dal singolo animale nella mungitura registrata.

In riferimento alle metodologie dei controlli funzionali, è possibile rilevare che, tanto nel settore bovino quanto in quello ovino, i sistemi di controllo più applicati nel mondo sono classificati come A3, A4, A5, A6, B3, B4, B5, B6 e AT; la lettera A sta ad indicare che il controllo è effettuato da una persona addetta, il controllore zootecnico, dipendente da un'organizzazione ufficiale, sotto il controllo dello Stato (Associazione Provinciale Allevatori, APA), al contrario, nelle metodologie indicate con la lettera B, il controllo viene effettuato direttamente dall'allevatore o da un suo incaricato (in questo caso si parla di controllo fiduciario). In realtà, esiste anche la tipologia C dei controlli, che prevede che questi siano eseguiti in parte dal controllore e in parte dall'allevatore.

I numeri 3, 4,... indicano, invece, l'intervallo tra controlli successivi, espresso in settimane.

Tanto la tipologia A, quanto la B e la C prevedono la registrazione di entrambe le produzioni giornaliera. Il controllo di tipo AT, indicato come controllo alternato, prevede, invece, di eseguire il controllo solo su una mungitura della giornata, avendo l'accuratezza di effettuare le registrazioni in maniera alternata, in modo che, ad una misurazione della produzione del mattino, ne segua, al controllo successivo, una della produzione della sera e così via.

Per quanto concerne gli ovini, invece, è stato riscontrato che inizialmente il sistema più utilizzato in Italia era di tipo A4, mentre, oggi, si è uniformato a quello degli altri Paesi, quali Francia e Spagna, ed è di tipo AC e di tipo AT, che sono i metodi di controllo semplificati. Infatti è stato dimostrato che, se esprimiamo per unità di risultato il costo della registrazione delle produzioni, questo assume valori più elevati negli ovini rispetto ai bovini, quindi con l'uso dei metodi semplificati è possibile aumentare il numero di registrazioni, ottenendo conseguentemente un maggior progresso genetico per la popolazione in selezione.

L'allevamento ovino prevede, di solito, un periodo di allattamento degli agnelli di circa un mese seguito da un periodo in cui le pecore vengono munte due volte al giorno. La tipologia di controllo funzionale ufficialmente utilizzata in Italia è l'A4 che consiste nella registrazione dei dati (peso delle due mungiture) due volte nell'arco delle 24 ore e con un intervallo di 4 settimane tra un controllo funzionale e il successivo. Comunque, alcuni autori hanno evidenziato che i costi sostenuti per questa metodologia sono troppo alti paragonati al ritorno economico per capo (Barillet et al., 1987) o a quello di altre specie da latte (Othmane et al., 2007).

Per questo motivo, tra i paesi che aderiscono al sistema di controllo definito dall'ICAR, sta nascendo l'esigenza di una semplificazione dei controlli funzionali. I benefici potenziali che derivano dalla modifica dei controlli funzionali sono molteplici, ad esempio le operazioni normali di mungitura sono meno disturbate dalla presenza di un controllore, che inoltre può seguire più allevamenti. Negli ultimi anni sono state proposte diverse procedure per semplificare i controlli funzionali come la registrazione dei dati solo una volta al giorno, in corrispondenza della mungitura mattutina o pomeridiana. Occorre comunque valutare se il vantaggio di utilizzare una procedura

semplificata sia associata a qualche perdita di accuratezza nella stima dei parametri genetici, che potrebbe portare, nel tempo, ad una riduzione del progresso genetico.

In letteratura esistono diversi lavori che trattano la valutazione di schemi di controllo semplificati, che prendono in considerazione le misure mensili (a.m. e p.m.) nei bovini (Schaeffer e Renne, 1976; Hargrove e Gilbert, 1984; Lee e Wardrop, 1984; Anderson et al., 1989), nelle capre (Bouloc et al., 1991) e negli ovini (Gabina et al., 1986). Mentre esistono pochi studi che utilizzano data sets più informativi (con intervalli ridotti tra registrazioni successive) per un confronto più accurato per la produzione quantitativa di latte. L'obiettivo del presente studio, pertanto, è stato quello di: i) confrontare i valori genetici o “*breeding values*” (EBVs) per la produzione di latte, utilizzando diversi schemi di controllo semplificati con un *test-day sire model*; ii) valutare l'effetto dei differenti schemi di controllo sul *ranking* dei migliori arieti; e iii) valutare l'effetto dei diversi schemi sul progresso genetico, basato sulla selezione degli arieti.

## **MATERIALE E METODI**

### ***Data set***

Per questo studio sono state utilizzate le osservazioni *test-day* della produzione di latte di pecore Valle del Belice, partorite dal 1994 al 2006. I dati sono stati raccolti dai tecnici dell'Università di Palermo presso 15 allevamenti situati tra le province di Palermo e Agrigento. Per stimare gli EBVs per la produzione di latte, è stato necessario che tutti i *records* contenessero le informazioni relative alla produzione giornaliera di latte. Per avere lo stesso numero di animali tra i vari schemi semplificati, è stato necessario che le pecore avessero almeno sei osservazioni per lattazione. Inoltre sono state escluse

dall'archivio le pecore con padre sconosciuto e quelle il cui padre avesse meno di tre figlie.

Dopo l'editing, l'archivio consiste di 28.304 osservazioni *test-day* provenienti da 4.968 lattazioni di 2.429 pecore, figlie di 190 arieti. Il pedigree include un totale di 206 arieti ed è stato estratto dal pedigree completo fornito dall'ASSONAPA. In media, ogni ariete possiede almeno due figlie nei 15 allevamenti considerati ed ha 12,65 figlie. Per costruire la matrice di parentela additiva è stato utilizzato un modello *sire-maternal grandsire*. La variabile di risposta del modello è la produzione giornaliera di latte, espressa in grammi, con registrazioni effettuate all'interno dei 300 giorni di lattazione.

### ***Schemi adottati***

Sono stati messi a confronto quattro schemi di controllo differenti: uno schema di riferimento (RS) che comprende le osservazioni *test-day* con registrazioni che avvengono con intervalli di 30 giorni dal parto al 300° giorno di lattazione; e schemi alternativi, in cui le registrazioni vengono effettuate con intervalli di 40 giorni (S40), di 50 giorni (S50) ed infine di 60 giorni (S60).

### ***Analisi statistica***

Per le analisi statistiche, è stato utilizzato il software ASReml (Gilmour et al., 2002). Al fine di ottimizzare l'analisi, sono stati provati diversi modelli in modo da identificare i fattori da considerare. La curva di lattazione e gli effetti ambientali permanenti sono stati modellati con un polinomio di Legendre di 4° ordine. È stato infatti evidenziato che questo polinomio consente di aggiustare meglio la curva di lattazione nella razza Valle del Belice (Tolone et al., 2007). In generale i polinomi di Legendre permettono di stimare meglio i dati mancanti (*missing records*) rispetto ad altre curve, come ad

esempio la curva di Wilmlink; inoltre, utilizzando diversi gradi del polinomio, convergono più facilmente rispetto ad altri polinomi (Pool e Meuwissen, 2000).

Per l'analisi è stato utilizzato il seguente modello:

$$y_{ijklst} = F_i + g(t)_j + FYS_k + r(pe, t, m)_l + sire_s + e_{ijklst}$$

dove:

- $y_{ijklst}$  è la variabile risposta, che corrisponde alla produzione giornaliera di latte della pecora l, figlia dell'ariete s, registrata nel DIM (giorni in lattazione o “*days in milk*”) t, appartenente al livello k dell'effetto FYS (allevamento-anno-stagione), al gruppo ordine di parto j e all'i-esimo effetto fisso;
- $F_i$  include tutti gli effetti fissi: età al primo parto (AFL, con 4 classi, AFL = 1 quando il primo parto si verifica tra il 12° e il 15° mese di età; AFL = 2 tra il 16° e il 18° mese; AFL = 3 tra il 19° e il 21° mese; e AFL = 4 tra il 22° e il 24° mese), numero di agnelli per parto (LS, con due livelli, parto singolo o multiplo);
- $g(t)_j$  rappresenta il polinomio di Legendre che prende in considerazione la traiettoria delle osservazioni medie tra pecore appartenenti al j-esimo gruppo di ordine di parto (dove j ha 6 livelli: 1°, ..., 6° e oltre ordine di parto);
- FYS è l'effetto casuale che prende in considerazione l'allevamento, l'anno e la stagione di parto (comprende 167 livelli: 15 allevamenti, 13 anni di parto e 3 stagioni di parto). Le stagioni di parto considerate sono quelle già descritte da Portolano et al. (2007): le pecore che partoriscono tra agosto e novembre appartengono alla stagione di parto 1, tra dicembre a marzo alla stagione 2 e tra aprile a giugno alla stagione di parto 3;

- $r(pe,t,m)_l$  corrisponde al polinomio di Legendre di ordine m per l'effetto ambientale permanente (pe);
- sire è l'effetto casuale dell's-esimo padre;
- $e_{ijklst}$  è l'effetto casuale residuo.

Ipotizzando diverse proporzioni di arieti selezionati (per es. il 5, 10, 20 e 100%) è stata utilizzata la procedura RANK del software SAS (SAS Institute, 2004) per calcolare le correlazioni di Spearman tra gli EBVs per la produzione di latte, stimati utilizzando i diversi schemi di controllo.

Infine, un'ulteriore analisi è stata eseguita per studiare la risposta alla selezione che si avrebbe utilizzando i diversi schemi di controllo con la classica formula:

$$\Delta_g = \frac{\bar{r}_{A,\hat{A}} i_p^* \hat{\sigma}_a}{L}$$

dove  $\bar{r}_{A,\hat{A}}$  è l'accuratezza media degli EBVs stimati per gli arieti candidati alla selezione nei diversi schemi;  $i_p^*$  è l'intensità di selezione aggiustata;  $\hat{\sigma}_a$  è la deviazione standard genetica additiva ed in questo caso, dato che è stato utilizzato un *sire model*, la varianza genetica additiva è stata stimata dalla varianza del padre, come  $4\hat{\sigma}_s^2$ ; ed infine L è l'intervallo di generazione che, nel caso specifico, è stato fissato a 3,5 anni.

## RISULTATI

Per i diversi schemi, le medie delle produzioni di latte giornaliera, le deviazioni standard e il numero medio di osservazioni *test-day* sono riportati nella Tabella 4.1. La produzione media giornaliera è stata di 1.336 g per lo schema di riferimento RS e leggermente inferiore per gli schemi alternativi. Per quanto riguarda le deviazioni



standard, si possono osservare piccoli cambiamenti tra gli schemi, mentre il numero medio di osservazioni *test-day* decresce da 5,7 a 3,5 dallo schema di riferimento allo schema S60.

**Tabella 4.1: Medie, deviazione standard e numero di osservazioni *test-day* per i diversi schemi di controllo.**

Schema di controllo	No. di osservazioni	Produzione di latte giornaliera (g)		No. di osservazioni <i>test-day</i>	
		Media	DS	Media	DS
<b>RS</b>	28.304	1.336	631	5,7	2,0
<b>S40</b>	23.767	1.310	632	4,8	1,5
<b>S50</b>	20.046	1.272	629	4,0	1,2
<b>S60</b>	17.341	1.246	626	3,5	1,0

La Tabella 4.2 mostra, per i quattro schemi di controllo sotto studio, le stime delle componenti della varianza e l'ereditabilità. Le ereditabilità stimate con i diversi schemi di controllo sono simili e comprese tra 0,11 e 0,16. Il valore più basso è stato stimato per lo schema S60, mentre l'ereditabilità più elevata è stata stimata per lo schema di riferimento RS. Come si evince dalla Tabella 4.2, l'effetto casuale FYS spiega buona parte della variabilità totale, indicando come questo fattore giochi un ruolo importante nella produzione di latte per la razza ovina Valle del Belice.

La varianza residua decresce all'aumentare dell'intervallo tra un controllo e il successivo, fatta eccezione per lo schema S60 che ha mostrato la più alta varianza residua.

Le medie delle produzioni di latte nel corso della lattazione (DIM) per pecore di diverso ordine di parto, rispettivamente primo, secondo e sesto, sono raffigurate nei grafici da 1 a 3, considerando i controlli con diverso intervallo di tempo.

**Tabella 4. 2: Stime delle componenti della varianza ed ereditabilità per i diversi schemi di controllo.**

	<b>RS</b>	<b>S40</b>	<b>S50</b>	<b>S60</b>
<sup>1</sup> $\hat{\sigma}_{FYS}^2$ (gr <sup>2</sup> /d)	78150,0	76614,2	74781,9	81157,1
<sup>2</sup> $\hat{\sigma}_S^2$ (gr <sup>2</sup> /d)	8809,1	7772,4	7906,3	6032,3
<sup>3</sup> $\hat{\sigma}_{pe}^2$ (gr <sup>2</sup> /d)	76553,0	78342,9	78666,9	71805,5
<sup>4</sup> $\hat{\sigma}_e^2$ (gr <sup>2</sup> /d)	63154,1	61035,6	60883,6	68509,7
<sup>5</sup> $\hat{\sigma}_P^2$ (gr <sup>2</sup> /d)	226666,2	223765,1	222238,7	227504,6
<sup>6</sup> $h^2$	0,16	0,14	0,14	0,11

<sup>1</sup>Variazione spiegata dall'effetto allevamento-anno-stagione;

<sup>2</sup>Varianza genetica additive del padre;

<sup>3</sup>Varianza dell'effetto ambientale permanente, modellato con il polinomio di Legendre di 4° ordine;

<sup>4</sup>Varianza residua;

<sup>5</sup>Varianza fenotipica calcolata come somma della componente allevamento-anno-stagione, della varianza genetica additiva e della varianza ambientale permanente e temporanea;

<sup>6</sup>Ereditabilità stimata come  $4 \hat{\sigma}_S^2 / \hat{\sigma}_P^2$ .

Come si può osservare, quando abbiamo a disposizione più informazioni (minore intervallo tra due controlli successivi) ossia gli schemi S40 e S50, l'andamento della curva è molto simile allo schema di riferimento RS. Ciò è maggiormente visibile nelle pecore primipare (Figura 4.1) e multipare, con ordine di parto maggiore o uguale a 6 (Figura 3), mentre è meno marcato per le pecore secondipare (Figura 4.2).

La curva di lattazione per le pecore primipare, ottenuta utilizzando i dati dello schema di controllo S60, ha presentato delle differenze rilevanti soprattutto nella fase iniziale, fino al 50° giorno circa, ed alla fine della lattazione (dopo i 200 giorni). Per le pecore di secondo, sesto ed ulteriore ordine di parto, le differenze si possono osservare solo nella parte iniziale, mentre, dopo il picco di lattazione, la curva ha un andamento molto simile agli altri schemi e a quello di riferimento.

Figura 4.2: Medie delle produzioni di latte per giorno di lattazione (DIM) per pecore primipare nei diversi schemi di controllo

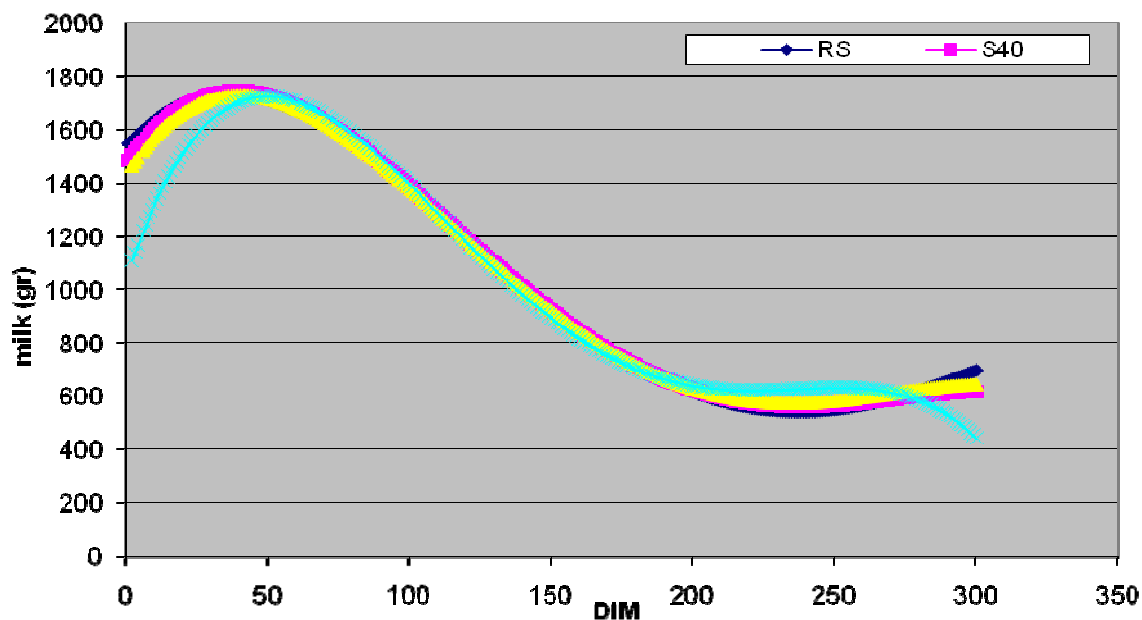
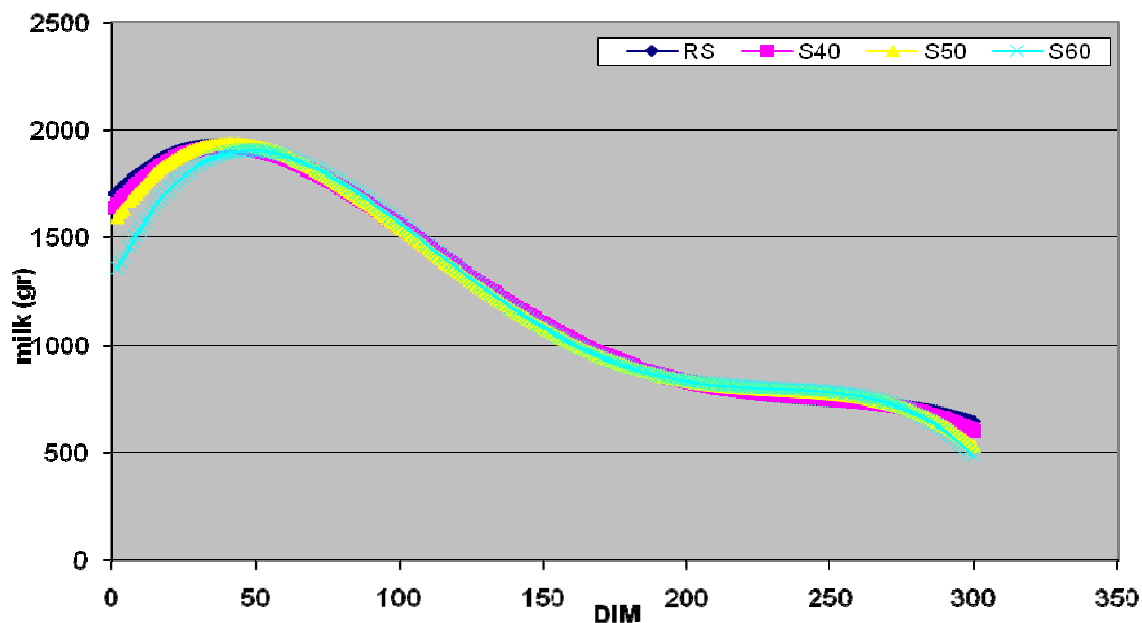
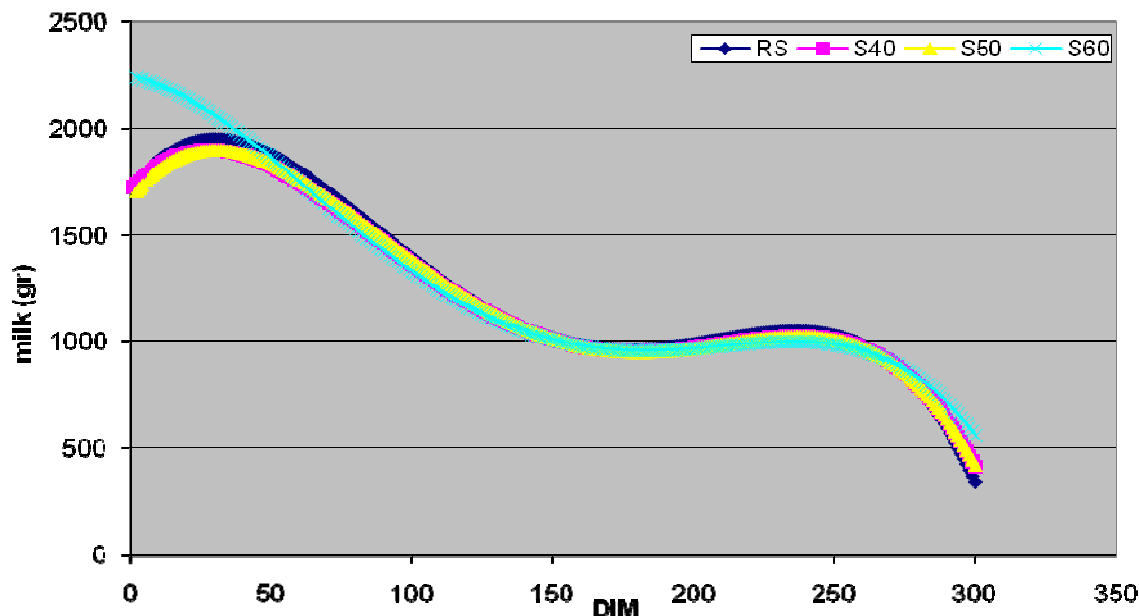


Figura 4.2: Medie delle produzioni di latte per giorno di lattazione (DIM) per pecore secondipare nei diversi schemi di controllo.



**Figura 4.3: Medie delle produzioni di latte per giorno di lattazione (DIM) per pecore multipare (sesto e ulteriori ordini di parto).**



I risultati dei coefficienti di correlazione di Spearman tra gli EBVs, stimati considerando i diversi schemi di controllo, sono riportati nella Tabella 4.3.

**Tabella 4.3: Correlazioni tra gli EBVs per i diversi schemi considerando diverse intensità di selezione.**

% animali selezionati	No. di animali	RS vs.			S40 vs.		S50 vs.
		S40	S50	S60	S50	S60	S60
100%	206	0,98	0,98	0,97	0,97	0,95	0,95
5%	11	0,93	0,90	0,68	0,90	0,68	0,75
10%	21	0,94	0,81	0,89	0,77	0,80	0,73
20%	41	0,94	0,86	0,87	0,91	0,89	0,83

Considerando l'intero dataset (ovvero selezionando il 100% dei padri), tutti i coefficienti di correlazione sono uguali o maggiori di 0,95. La correlazione più alta è stata riscontrata tra lo schema RS e gli schemi S40 e S50, con valori di correlazione pari a

0,98. I valori di questi coefficienti sono legati alla perdita di informazioni, poiché alcune osservazioni *test-day* vengono eliminate dall'analisi, a seconda dello schema di controllo considerato. Il valore di correlazione più basso è stato ottenuto tra gli schemi S40 e S50 tra S50 e S60.

Considerando valori intermedi di intensità di selezione, ad esempio il 5%, 10% o il 20% di padri selezionati, le correlazioni tra gli EBVs sono state in generale più basse rispetto a quelle ottenute utilizzando l'intero dataset. I valori sono infatti compresi tra 0,68 e 0,94 e il valore più alto è stato riscontrato tra gli schemi RS e S40 con un'intensità di selezione del 5% ( $r = 0,93$ ) e sempre tra gli stessi con il 10% e il 20% ( $r = 0,94$ ). Le altre correlazioni, invece, sono sempre minori di 0,91.

La tabella 4.4 mostra il progresso genetico ottenuto, utilizzando i diversi schemi di controllo e i parametri che giocano un ruolo chiave per definire la classificazione o "ranking" dei migliori animali.

**Tabella 4: Previsione del progresso genetico e confronto tra lo schema RS e gli schemi alternativi.**

	RS	S40	S50	S60
Superiorità genetica degli arieti selezionati	127,3	112,7	116,1	95,8
Deviazione Standard Genetica Additiva ( $\hat{\sigma}_a$ )	187,7	176,3	177,8	155,3
Intensità di selezione ( $i_p^*$ )		1,7425		
Accuratezza ( $\bar{r}_{A,\hat{A}}$ )	0,73	0,71	0,70	0,67
Intervallo di generazione ( $L$ )		3,5		
Progresso Genetico per anno ( $\Delta_g$ /anno) gr/d	67,9	62,0	62,2	51,6
( $\Delta_g$ /anno)/ $\hat{\sigma}_a$	0,36	0,35	0,35	0,33
Progresso selettivo relativo per RS per $S_n$ (%)	100	97	97	92

La superiorità genetica degli arieti selezionati è stata più bassa negli schemi alternative rispetto allo schema RS. Tra gli schemi alternativi, lo schema S60 ha dato il valore più basso: il 24,7% in meno rispetto a quello ottenuto con lo schema di riferimento.

La superiorità genetica per gli schemi S40 e S50 è stata rispettivamente 11,5 e 8,8% più bassa di quella ottenuta con lo schema di riferimento RS. Il progresso genetico atteso per anno è stato del 67,9 g/d per lo schema RS. Gli schemi alternativi hanno prodotto un minore progresso genetico atteso per anno, in particolare 51,6 g/d per lo schema S60 e 24% più basso di quello ottenuto con lo schema RS; mentre, per gli schemi S40 e S50, è stato l'8,7% e l'8,4% più basso rispetto a quello ottenuto con lo schema di riferimento. In percentuale rispetto alla media, il progresso genetico per anno è stato uguale a 5,1% per lo schema di riferimento. Il valore più basso (4,1%) è stato ottenuto per lo schema S60; mentre gli schemi S40 e S50 hanno permesso di ottenere un progresso genetico rispettivamente del 4,7% e del 4,9%. Infine, si può osservare che il progresso genetico per anno, che si potrebbe ottenere con gli schemi S40 e S50, rappresenta il 97% di quello ottenibile con lo schema di riferimento; mentre, utilizzando lo schema S60 come base per la selezione, il progresso genetico sarebbe solamente del 92%.

## **DISCUSSIONE**

Il presente studio ha avuto come obiettivo quello di confrontare gli EBVs per la produzione di latte, utilizzando diversi schemi semplificati di controllo; inoltre si è studiato l'effetto che questi differenti schemi hanno sulla classificazione dei migliori riproduttori ed infine ha dimostrato come schemi alternativi possono portare ad un

progresso genetico (facendo una selezione per i padri) paragonabile a quello raggiunto con i metodi di controllo convenzionali.

I valori di ereditabilità stimati per la produzione giornaliera di latte sono stati, in generale, più bassi di quelli riportati da altri autori per razze ovine da latte. L'ereditabilità stimata utilizzando lo schema di riferimento è simile ai valori riportati in letteratura, compresi tra 0,15 e 0,24 (Barillet e Boichard, 1987; Sanna et al., 1997; El-Saied et al., 1998; Ligda et al., 2000; Barillet et al., 2001; Kominakis et al., 2001; Othmane et al., 2002). Queste stime di ereditabilità possono essere dovute alla struttura del pedigree della razza ovina Valle del Belice. Infatti in questa razza, così come nella maggior parte delle razze ovine e caprine italiane, l'accoppiamento è esclusivamente naturale, essendo l'inseminazione artificiale poco diffusa. Ciò porta spesso a non conoscere con esattezza quale ariete è padre di una pecora. Inoltre, tra gli allevatori è poco diffuso lo scambio di maschi riproduttori che permettono un collegamento tra gli allevamenti, che consentirebbe di separare la componente genetica dall'effetto ambientale allevamento. Di conseguenza, parte delle differenze genetiche tra gli allevamenti possono essere considerate come differenze non genetiche e, conseguentemente, la componente genetica additiva potrebbe essere sottostimata (Pirchner e Lush, 1959).

La Tabella 2 mostra che l'effetto casuale FYS, nei diversi schemi di controllo, spiega una gran parte della variabilità della produzione di latte. Risultati simili sono stati trovati da Maria e Gabiña (1993) per la razza Laxta e da Carriedo et al. (1995) per la razza Churra. La gestione della razza Valle del Belice è infatti caratterizzata da una enorme variabilità. Parte di questa variabilità è dovuta al fatto che la maggior parte degli allevatori effettua un tipo di mungitura manuale, mentre alcuni utilizzano macchine

mungitrici (Riggio et al., 2007). Inoltre, nella Valle del Belice, i parti si verificano durante tutto l'arco dell'anno a differenza di altri sistemi di allevamento, in cui le stagioni di parto sono ben definite (Carta et al., 1995; Ligda et al., 2000). Anche l'alimentazione è molto variabile nelle diverse zone di allevamento. In generale, l'alimentazione si basa su pascoli naturali e foraggi; solo occasionalmente vengono dati supplementi, fieno e qualche volta concentrati, per esempio nell'ultima fase di gestazione (Cappio-Borlino et al., 1997). La composizione chimica e nutritiva degli alimenti, ovviamente, cambia annualmente ed è inoltre differente nelle diverse aree geografiche.

Le tre Figure mostrano alcune curve di lattazione per la produzione di latte media giornaliera. Il minor numero di informazioni degli schemi alternativi, rispetto allo schema di riferimento, influisce principalmente sulla prima parte della curva di lattazione. È importante sottolineare che proprio in questo periodo, gli ovini sono soggetti ad un deficit nutritivo dovuto alla non sincronizzazione tra le curve di lattazione e di fabbisogno nutritivo, che porta ad un bilancio negativo. Per questo motivo, la fase intermedia della curva è più rappresentativa della capacità produttiva degli animali (Di Mauro et al., 2007).

Quando si studia la curva di lattazione negli ovini e nei caprini, un problema deriva dal fatto che gli agnelli e i capretti vengono allattati naturalmente per 4 settimane e in alcuni casi anche oltre, di conseguenza non sono disponibili le registrazioni nella prima fase della lattazione e diventa critico aggiustare la traiettoria fenotipica della produzione di latte (Schaeffer, 2004). Dopo il picco di lattazione, tra il 60° e il 240° giorno, tutti gli schemi di registrazione hanno un andamento simile. Questi risultati suggeriscono che, quando si utilizza un approccio *test-day* nelle valutazioni genetiche, si dovrebbero



utilizzare “pesi” diversi per le osservazioni *test-day* che ricadono all’inizio, nel mezzo e alla fine della lattazione.

Nella Tabella 3 sono riportate le correlazioni di Spearman. Come si può notare, quando consideriamo una proporzione del 100% di arieti selezionati, il valore più alto è di 0,98 ed è stato misurato tra gli EBVs ottenuti utilizzando lo schema di riferimento e quelli ottenuti considerando gli schemi alternativi con un intervallo più breve tra due controlli (S40 e S50). I valori delle correlazioni di Spearman tra gli schemi RS e S60 sono leggermente più bassi, evidenziando un maggior “*re-ranking*” (rimescolamento) degli arieti, nel caso in cui lo schema alternativo S60 venga usato. Tuttavia le correlazioni, considerando valori intermedi di intensità di selezione, tra lo schema RS e gli altri schemi di controllo sono più bassi, compresi tra 0,68 e 0,94. Quindi un modo di interpretare questi coefficienti di correlazione è di osservare come si disperdono gli individui con un più alto valore genetico, quando vengono impiegate un minor numero di informazioni. Nella classificazione degli arieti, la regressione tra lo schema RS e gli altri ha mostrato che i migliori valori (intercetta = 0 e pendenza = 1) sono stati ottenuti tra gli schemi RS e S40, indicando così che queste due metodiche danno risultati simili per la classificazione dei migliori arieti. I valori più alti di pendenza e di intercetta sono stati ottenuti dalla regressione tra gli schemi RS e S60, confermando che questi due schemi portano a risultati differenti nella valutazione genetica. Per esempio, i primi 10 arieti classificati utilizzando lo schema di riferimento RS sono dispersi tra i primi 14, 16 e 16 arieti, considerando rispettivamente gli schemi S40, S50 e S60.

La Tabella 4.4 evidenzia come lo schema S60 dia i risultati più bassi, suggerendo così che questo schema porti ad un progresso genetico più basso rispetto a quello ottenuto con schemi alternativi. Questi risultati sono dovuti principalmente alla perdita di

informazioni, in quanto considerando intervalli di tempo differenti, alcune osservazioni fenotipiche vengono escluse dalle analisi. Tuttavia da un punto di vista genetico, si assume che l'effetto negativo provocato da sistemi di controllo semplificati sulla precisione di stima dei parametri genetici sia basso e che questo potrebbe essere facilmente superato aumentando il numero di figlie per padre (Poly e Poutous, 1968). Negli ovis, è stato stimato che l'incremento di figlie tale da mantenere lo stesso progresso genetico è di 0,6-3% (0,1-0,5 figlie per ariete) (Gabiña et al., 1986), mentre è del 2,7% (1-2 figlie per becco) nelle capre (Bouloc et al., 1991).

I due schemi di controllo con l'intervallo più breve tra due registrazioni successive (S40 e S50) hanno dato risultati simili, suggerendo che entrambi possono essere considerati come schemi alternativi a quello di riferimento, in quanto hanno dato una risposta genetica del 97% rispetto a quella ottenuta considerando una schema di registrazione convenzionale.

## **CONCLUSIONI**

Le correlazioni di Sperman ottenute nel presente studio hanno mostrato che gli schemi S40 e S50 potrebbero essere considerati equivalenti allo schema di riferimento per il carattere produzione di latte; più bassa invece la correlazione tra lo schema RS e lo schema S60, indicando che quest'ultimo sia meno raccomandabile. Le correlazioni tra gli EBVs dei 4 schemi di controllo considerati sono state in genere alte, ma è stato osservato un "rimescolamento" nella classificazione dei migliori arieti, dimostrando che differenze pratiche si potrebbero verificare nell'utilizzo di un determinato schema di controllo. Questo studio ha dimostrato che sia lo schema S40 e S50 possono essere utilizzati come alternativa allo schema RS, nella valutazione genetica degli ovis di

razza Valle del Belice, portando ad un progresso genetico per anno, basato sulla selezione dei padri, pari al 97% di quella che si otterrebbe utilizzando lo schema standard di registrazione dei dati. Comunque, prima di dare raccomandazioni in tal senso, ulteriori ricerche dovrebbero essere fatte, in particolare utilizzando una simulazione e un approccio di tipo economico per meglio sottolineare le conseguenze di un cambiamento nello schema di controllo.

## *BIBLIOGRAFIA*

- Ali, T.E. e L.R. Schaeffer. 1987. Accounting for covariances among test day milk yields in dairy cows. *Can. J. Anim. Sci.* 67:637-644.
- Anderson, S. M., Mao, I. L., e Gill, J. L. (1989). Effect of frequency and spacing of sampling on accuracy and precision of estimating total lactation milk yield and characteristics of the lactation curve. *Journal of Dairy Science*, 72, 2387–2394.
- Andrus, D.F. e L.D. McGillard. 1975. Selection of dairy cattle for overall excellence. *J. Dairy Sci.* 58:1876-1879.
- ARC. 1980. The nutrient requirements of ruminant livestock. *Tech. Rev. Agric. Res. Council Working Party. Commonwealth Agricultural Bureaux, Farnham Royal, U.K.*
- Barillet, F. 1985. Amélioration génétique de la composition du lait des brebis: l'exemple de la race Lacaune. PhD Thesis, INA-PG/INRA Paris-Grignon.
- Barillet, F., e Boichard, D. 1987. Studies on dairy production of milking ewes: Part I. Estimates of genetic parameters for total milk composition and yield. *Genetics Selection Evolution*, 19: 459-474.
- Barillet, F., Boichard, D., Bouloc, N., Gabiña, D., Piacere, A., Roussey, M., e Sigwald, J. P. 1987. Accuracy and development of simplified sampling procedures with regard to the aim of milk recording in dairy sheep and goats. *Books of Abstracts of the 38<sup>th</sup> Annual Meeting European Association for Animal Production*, 27 September-1 October 1987, Lisbon, Portugal, p. 104.

- Barillet, F., Astruc, J.M. e Marie, C. 1995. Breeding for the milk market: the French situation compared to the EU Mediterranean countries. Proceedings of the World Sheep and Wool Congress. Royal Agricultural Society of England, Kenilworth.
- Barillet, F., Rupp, R., Mignon-Grasteau, S., Astruc, J. M., e Jacquin, M. (2001). Genetic analysis of mastitis resistance and somatic cell score in French Lacaune dairy sheep. *Genetics Selection Evolution*, 33, 397–415.
- Bett, R.C., Kosgey, I.S., Bebe, B.O., e Kahi, A.K. 2007. Breeding goals for the Kenya Dual Purpose goat. II. Estimation of economic values for production and functional traits. *Trop. Anim. Health Prod.* 39:467-475.
- Bouloc, N., Barillet, F., Boichard, D., Sigwald, J. P., e Bridoux, G. 1991. Etudes des possibilités d'allegement des controle laitier official chez les caprins. *Annales de Zootechnie*, 40:125–139.
- Cappio-Borlino, A., Portolano, B., Todaro, M., Macciotta, N. P. P., Giaccone, P., e Pulina, G. 1997. Lactation curves of Valle del Belice dairy ewes for yields of milk, fat and protein estimated with test day models. *Journal of Dairy Science*, 80:3023-3029.
- Cappio-Borlino, A., Pulina, G., Cannas, A., Rossi, G., 1989. La curva di lattazione di pecore di razza Sarda adattata ad una funzione del tipo gamma (The theoretical lactation curve of Sardinian ewes estimated by a gamma-type function). *Zoot. Nutr. Anim.* 15, 59-63.

- Capuco A.V., Wood D.L., Baldwin R., Mcleod K., e Paape M.J. 2001. Mammary Cell Number, Proliferation, and Apoptosis During a Bovine Lactation: Relation to Milk Production and Effect of bST1. *Dairy Sci.* 84:2177–2187.
- Carriedo, J. A., Baro, J. A., De La Fuente, L. F., e San Primitivo, F. 1995. Genetic parameters for milk yield in dairy sheep. *Journal of Animal Breeding and Genetics*, 112:59-63.
- Carta, A., Sanna, S. R., e Casu, S. 1995. Estimating lactation curves and seasonal effects for milk, fat and protein in Sarda dairy sheep with a test day model. *Livest. Prod. Sci.* 44:37-44.
- Commonwealth Scientific and Industrial Research Organisation. Standing Committee on Agriculture. Ruminants Subcommittee. 1990. Feeding standards for Australian livestock. Ruminants. CSIRO Publications, East Melbourne, Australia.
- Congleton, W. R., e Everett, R. W. 1980. Error and bias of the incomplete gamma function to describe lactation curves. *J. Dairy Sci.* 63:101-108.
- Di Mauro, C., Cappio-Borlino, A., Macciotta, N. P. P., e Pulina G. 2007. Use of a computer-aided design to develop a stress simulation model for lactating dairy sheep. *Livest. Sci.* 106:200-209.
- El-Saied, U. M., Carriedo, J. A., De La Fuente, L. F., e San Primitivo, F. (1998). Genetic and environmental estimation for test day and standardized milk yield of dairy sheep. *Small Ruminant Research*, 27, 209-215.

- Gabiña, D., Urarte, E., e Arranz, J. 1986. Métodos de simplificación de control lechero cuantitativo. Aplicación a las razas ovinas del País Vasco. *Investigación Agraria: Producción y Sanidad Animales*, 1:159–170.
- Gilmour, A. R., Gogel, B. J., Cullis, B. R., Welham, S. J., e Thompson, R. (2002). *ASReml Guide Release 1.0*, VSN International Ltd, Hemel Hempstead, HP1 1ES, UK.
- Groen, A.F. 1989. Cattle breeding goals and production circumstances. Ph.D. thesis, Wageningen Agricultural University, The Netherlands. 167 pp.
- Groen, A.F., Steine, T., Colleau, J.-J., Pedersen, J., Pribyl, J. e Reinsch N. 1997. Economic values in dairy cattle breeding, with special reference to functional traits. Report of an EAAP-working group. *Livest. Prod. Sci.* 49:1-21.
- Guo, Z., e Swalve H. H. 1995. Modelling of the lactation curve as a sub-model in the evaluation of test day records. Proc. Interbull Mtg. Prague, Czechoslovakia. International Bull Evaluation Service, Uppsala, Sweden. Interbull Bull. No.11.
- Haghdoost A., Shadparvar, A. A., Nasiri, M. T. B., e Fayazi, J. 2008. Estimates of economic values for traits of Arabic sheep in village system. *Small Ruminants Research*. 80:91-94.
- Hargrove, G. L., e Gilbert, G. R. (1984). Differences in morning and evening sample milkings and adjustment to daily weights and percents. *Journal of Dairy Science*, 67, 194-200.
- Institut National de la Recherche Agronomique. 1989. Ruminant nutrition.



Recommended allowances and feed tables. Ed. R. Jarrige. INRA, Paris.

- Jensen, J. 2001. Genetic evaluation of dairy cattle using test-day models. *Journal of Dairy Science*, 84, 2803-2812.
- Kahi, A. K., e Nitter, G. 2004. Developing breeding schemes for pasture based dairy production system in Kenya. I. Derivation of economic values using profit functions. *Livest. Prod. Sci.* 88:161-177.
- Kettunen, A., Mantysaary, E. A., e Poso, J. 2000. Estimation of genetic parameters for daily milk yield of primiparous Ayrshire cows by random regression test-day models. *Livest. Prod. Sci.* 66:251-261.
- Kirkpatrick, M., D. Lofsvold, e M. Bulmer. 1990. Analysis of inheritance, selection, and evolution of growth trajectories. *For. Genet.* 124:979–993.
- Kominakis, A., Volanis, M., e Rogdakis, E. 2001. Genetic modelling of test day records in dairy sheep using orthogonal Legendre polynomials. *Small Ruminant Research*, 39, 209-217.
- Lee, A. J., e Wardrop, J. 1984. Predicting daily milk yield, fat percent and protein percent from morning or afternoon tests. *Journal of Dairy Science*, 67, 351–360.
- Ligda, Ch., Gabriilidis, G., Papadopoulos, Th., e Georgoudis, A. 2000. Estimation of genetic parameters for production traits of Chios sheep using a multitrait animal model. *Livest. Prod. Sci.* 66:217-221.

- Macciotta, N. P. P., D. Vicario, e A. Cappio-Borlino. 2005. Detection of different shapes of lactation curve for milk yield in dairy cattle by empirical mathematical models. *J. Dairy Sci.* 88:1178–1191.
- Maria, G., e Gabiña, D. 1993. Non genetic effects on milk production of Latxa ewes. *Small Ruminant Research.* 12:61-67.
- Misztal, I. 2006. Properties of random regression models using linear splines. *Journal of Animal Breeding and Genetics*, 123, 74-80.
- National Research Council. 1988. Nutrient requirements of sheep. National Academy Press, Washington D. C.
- Olori, V. E., S. Brotherstone, W. G. Hill, e B. J. McGuirk. 1999. Fit of standard models of the lactation curve to weekly records of milk production of cows in a single herd. *Livest. Prod. Sci.* 58:55–63.
- Olori, V. E., S. Brotherstone, W. G. Hill, e B. J. McGuirk. 1999. Fit of standard models of the lactation curve to weekly records of milk production of cows in a single herd. *Livest. Prod. Sci.* 58:55–63
- Othmane, M. H., e Trabelsi, L. 2007. Suitability of simplified methods for monthly and twice-monthly milk recording, and new prediction factors for the alternate a.m./p.m. method in dairy ewes under a low-input production system. *Journal of Dairy Research*, doi:10.1017/S0022029907002634.
- Othmane, M. H., De La Fuente, L. F., Carriedo, J. A., e San Primitivo, F. (2002). Heritability and genetic correlations of test day milk yield and composition,

individual laboratory cheese yield, and somatic cell count for dairy ewes. *Journal of Dairy Science*, 85, 2692-2698.

- Pirchner, F., e Lush, J. L. (1959). Genetic and environmental portions of the variations among herds in butterfat production. *Journal of Dairy Science*, 42, 115-122.
- Poly, J., e Poutous, M. 1968. Alternate monthly milk recording. I. Accuracy of recording monthly and every second month, for 305-day milk period. *Dairy Science Abstracts*, 30: 454.
- Pool, M. H., e Meuwissen, T. H. E. 2000. Prediction of daily milk yields from a limited number of test days using test day models. *Journal of Dairy Science*, 82, 1555–1564.
- Portolano, B., Spatafora, F., Bono, G., Margiotta, S., Todaro, M., Ortoleva, V., e Leto G., 1996. Application of the Wood model to lactation curves of Comisana sheep. *Small Rum. Res.* 24:7-13.
- Portolano, B., Finocchiaro, R., van Kaam, J. B. C. H. M., Riggio, V., e Maizon, D.O. 2007. Time-to-event analysis of mastitis at first-lactation in Valle del Belice ewes. *Livestock Science*, 110, 273-279.
- Portolano, N. 1987. *Pecore e capre italiane* . Ed. Edagricole Bologna, 336pp.
- Rekik, B., e Ben Gara, A. 2004. Factors affecting the occurrence of atypical lactations for Holstein-Friesian cows. *Livest. Prod. Sci.* 87:245-250.

- Riggio, V., Finocchiaro, R., van Kaam, J. B. C. H. M., Portolano, B., e Bovenhuis, H. 2007. Genetic parameters for milk somatic cell score and relationships with production traits in primiparous dairy sheep. *Journal of Dairy Science*, 90:1998-2003.
- Ruiz, R. Oregui, L. M. e Herrero, M. 2000. Comparison of Models for Describing the Lactation Curve of Laxta Sheep and an Analysis of Factors Affecting Milk Yield. *J. Dairy Sci.* 83:2709-2719.
- Samoré, A. B., van Arendonk, J. A. M., e Groen, A. F. 2001. Impact of area and sire by herd interaction on heritability estimates for somatic cell count in Italian Holstein Friesian cows. *Journal of Dairy Science*, 84, 2555-2559.
- Schaeffer, L. 2004. Application of random regression model in animal breeding. *Livest. Prod. Sci.* 86:35-45.
- Sanna, S. R., Carta, A., e Casu, S. (1997). (Co)variance component estimates for milk composition traits in Sarda dairy sheep using a bivariate animal model. *Small Ruminant Research*, 25, 77-82.
- SAS (2004). *User Installation Guide for the SAS System Version 9.1*, (SAS Institute Inc., Cary, NC).
- Schaeffer, L. R., e Rennie, J. C. 1976. AM–PM testing for estimating lactation yield. *Canadian Journal of Animal Science*, 56, 9–15.
- Schaeffer, L. R., Jamrozik J., Kistemaker G. J. e Van Doormal B. J. 2000. – Experience with a test day model. *J. Dairy Sci.* 64:1852-1860.

- Seber, G. A. F. e Wild, C. J. 1989. Nonlinear Regression. John Wiley e Sons, Inc., New York, NY.
- Silvestre, A. M, Petim-Batista, F. e Colaco, J. 2006. The accuracy of seven mathematical functions in modeling dairy cattle lactation curve based on test-day records from varying sample schemes. *J. Dairy Sci.* 89:1813-1821.
- Van Soest, P. J., B. McCammon-Feldman, and A. Cannas. 1994. The feeding and nutrition of small ruminants: application of the Cornell discount system to the feeding of dairy goats and sheep. Pages 95–104 in *Proc. 56th Cornell Nutr. Conf.*, Ithaca, NY.
- Visscher, P.M., Bowman, P.J., e Goddard, M.E. 1994. Breeding objectives for pasture based dairy production system. *Livest. Prod. Sci.* 40:123-137.
- White, I. M. S., Thompson, R., e Brotherstone, S. 1999. Genetic and environmental smoothing of lactation curves with cubic splines. *Journal of Dairy Science*, 82, 632-638.
- Wilmink J.B.M. 1987. Adjustment of test day milk, fat and protein yield for age, season and stage of lactation. *Liv. Prod. Sci.* 16:335-348.
- Wood P.D.P. 1967 – Algebraic model of the lactation curve in cattle. *Nature* 216:164-165.

## *SOMMARIO*

CAPITOLO 1.....	2
Introduzione generale .....	2
Capitolo 2.....	10
Primo contributo sperimentale: Applicazione di diverse funzioni matematiche per modellare la curva di lattazione per la produzione di latte e per il suo contenuto percentuale di grasso e proteine.....	10
Capitolo 3.....	39
Secondo contributo sperimentale: Stima degli indici economici per caratteri produttivi e funzionali nella pecora Valle del Belice mediante l’utilizzo di un modello bio-economico.....	39
Capitolo 4.....	56
Terzo contributo sperimentale: Utilizzo di metodi di controlli funzionali semplificati per le valutazioni genetiche con modelli “test-day” .....	56
INTRODUZIONE .....	57
MATERIALE E METODI .....	61
RISULTATI.....	64
DISCUSSIONE .....	70
CONCLUSIONI .....	74
BIBLIOGRAFIA .....	76
SOMMARIO .....	86