

Department für Tierwissenschaften
Professur für Biometrische Methoden in der Tierzucht
der Technischen Universität München

**Optimierung der Zuchtwertschätzung für
Milchleistungsmerkmale unter besonderer Berücksichtigung der
Umwelteinflüsse in einem Testtagsmodell**

Reiner Emmerling

Vollständiger Abdruck der von der Fakultät Wissenschaftszentrum Weihenstephan
für Ernährung, Landnutzung und Umwelt der Technischen Universität München
zur Erlangung des akademischen Grades eines

Doktors der Agrarwissenschaften (Dr. agr.)

genehmigten Dissertation.

Vorsitzender: Univ.-Prof. Dr. H.-R. Fries
Prüfer der Dissertation: 1. Univ.-Prof. Dr. L. Dempfle
2. Priv.-Doz. Dr. H. H. Swalve,
Georg August Universität Göttingen

Die Dissertation wurde am 11.12.2000 bei der Technischen Universität München eingereicht und
durch die Fakultät Wissenschaftszentrum Weihenstephan für Ernährung, Landnutzung und Umwelt
am 14.03.2001 angenommen.

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Literaturüberblick	3
2.1	Einführung Testtagsmodelle	3
2.2	Nichtgenetische Einflussfaktoren auf Milchleistungsmerkmale	6
2.2.1	Einflüsse in Bezug zur Kalbung	6
2.2.1.1	Alter bei der Kalbung	6
2.2.1.2	Zeitpunkt der Kalbung	8
2.2.2	Ort und Zeitpunkt der Leistungserbringung	9
2.2.3	Laktationsstadium	15
2.2.4	Einfluss des Trächtigkeitsstadiums auf die Leistung	18
2.2.4.1	Trockenzeit	18
2.2.4.2	Zwischenkalbezeit und Gützeit	19
2.2.4.3	Trächtigkeitstag	22
2.2.4.4	Zusammenhang Trächtigkeitsstadium und Laktationsstadium	24
3	Datenmaterial	25
3.1	Ausgangsdaten	25
3.2	Plausibilitätsprüfungen	26
3.3	Kennzahlen zum Datenmaterial	27
3.3.1	Landwirtschaftliche Erzeugungsgebiete	28
3.3.2	Herdenstruktur	30
3.3.3	Kennzahlen im Zusammenhang mit der Kalbung	32

3.3.3.1	Trächtigkeit	32
3.3.3.2	Kalbealter	34
3.3.3.3	Kalbejahr, Kalbemonat	35
4	Methodik	39
4.1	Äquivalente Modelle	39
4.1.1	Mehrfachinteraktionen	39
4.1.2	Genestete Effekte	41
4.2	Methode der kleinsten Quadrate bei fixen Modellen	42
4.3	Analysen mit gemischten Modellen	44
4.3.1	Korrelation zwischen wahren und geschätztem Zuchtwert	46
4.3.1.1	Ermittlung der Korrelation bei verschiedenen Modellvarianten	47
4.3.1.2	Validierung des Einflusses von Interaktionseffekten	48
4.3.1.3	Ermittlung der Korrelation r_{HI} nach dem Selektionsindex-Verfahren	60
4.3.2	Darstellung von Erwartungswerten	64
5	Modellentwicklung und Ergebnisse	65
5.1	Auswahl von Datensätzen für die Modellentwicklung	65
5.1.1	Datensätze zur Auswertung mit der Methode der kleinsten Quadrate	65
5.1.2	Datensätze zur Untersuchung von Interaktionseffekten	67
5.1.3	Datensätze zur Schätzung von Erwartungswerten	71
5.2	Ausgangsmodell	71
5.3	Zeitgefährtengruppe Herdenkontrolltag	74
5.3.1	Untersuchungen mit der Methode der kleinsten Quadrate	75
5.3.2	Einfluss auf die Genauigkeit der Zuchtwerte	76
5.3.2.1	Interaktion zwischen Herdenkontrolltag und Laktation	77
5.3.2.2	Interaktion zwischen Herde und Kontrolltag	86
5.3.2.3	Berücksichtigung der Interaktionen in den folgenden Auswertungen	91
5.4	Einflüsse im Zusammenhang mit dem Zeitpunkt der Kalbung	92
5.4.1	Mehrfachinteraktion des Ausgangsmodells	92

5.4.1.1	Interaktion mit dem Regionseffekt	92
5.4.1.2	Interaktion mit dem Kalbealter	93
5.4.1.3	Interaktion mit der Kalbesaison	94
5.4.2	Effekt Kalbejahr und Kalbemonat	94
5.4.3	Effekt des Kalbealters	98
5.5	Einfluss Trächtigkeitsstadium	101
5.5.1	Berücksichtigung mit Hilfe der Zwischenkalbezeit und des Laktationsstadiums	102
5.5.2	Trächtigkeitseinfluss unabhängig vom Laktationsstadium	108
5.5.3	Trächtigkeitseinfluss in Abhängigkeit vom Besamungszeitpunkt in der Laktation	114
5.6	Einfluss des Laktationsstadiums	119
5.6.1	Einteilung der Subgruppen zur Schätzung des Einflusses des Laktationsstadiums	122
5.6.2	Auswirkung der Subgruppeneinteilung auf den MSE von fixen Modellen	124
5.6.2.1	Prüfung der Effekte bei der Subgruppenbildung	124
5.6.2.2	Verfeinerung der Einteilung der Subgruppen	125
5.6.2.3	Subgruppeneinteilung für das Endmodell	129
5.7	BLU-Schätzwerte für das Endmodell	131
5.8	Referenzinformationsmenge im Selektionsindexverfahren	137
6	Diskussion	141
6.1	Datenmaterial und Methoden	141
6.2	Modellierung der Zeitfahrertengruppe	144
6.3	Einflüsse im Zusammenhang mit dem Zeitpunkt der Kalbung	150
6.4	Einfluss des Laktationsstadiums	152
6.5	Einfluss des Trächtigkeitsstadiums	155
7	Schlussfolgerungen	163
8	Zusammenfassung	167
9	Summary	169
10	Literaturverzeichnis	171

Tabellenverzeichnis

3.1	Durchschnittliche tägliche Leistungen in den Gesamtdaten der Rassen Braunvieh und Fleckvieh innerhalb der drei Laktationen.	28
3.2	Verteilung der Herden und Beobachtungen aus dem Braunvieh- und Fleckviehdatensatz auf die neun Obereinheiten der landwirtschaftlichen Erzeugungsgebiete.	30
3.3	Prozentualer Anteil der Herdenkontrolltage (HKT) mit Anzahl an Beobachtungen im Gesamtmaterial der Rassen Braunvieh und Fleckvieh im Falle von laktationsunabhängigen (HKT 1+2+3L.) und laktationsabhängigen (HKT 1L., 2L., 3L.) Herdenkontrolltagen.	31
3.4	Durchschnittliche Anzahl an Leistungsbeobachtungen (unabhängig von der Parität) je Herdenkontrolltag in den neun Obereinheiten der landwirtschaftlichen Erzeugungsgebiete im Fleckviehdatensatz, mit Angabe der extremen Erzeugungsgebiete innerhalb der Obereinheiten.	31
3.5	Prozentuale Verteilung der Laktationen im Braun- und Fleckviehdatenbestand in den für die Untersuchungen gebildeten 13 Zwischenkalbezeitklassen.	33
3.6	Prozentualer Anteil der Kontrolltagsbeobachtungen im Gesamtfleckviehbestand (34 789 159 Beobachtungen) innerhalb von verschiedenen Laktationsstadien in Abhängigkeit von der Anzahl an Trächtigkeitstagen der Kuh bei der Leistungserbringung.	34
3.7	Durchschnittliches Kalbealter (Monate) innerhalb der drei Laktationen für die Kühe des Braunvieh- und Fleckviehdatensatzes.	34
3.8	Einteilung der Laktationen im Braun- und Fleckviehdatenbestand in die für die Untersuchungen gebildeten fünf Kalbealterklassen nach Kalbealter in Monaten.	35
4.1	Durchschnittliche Korrelationen zwischen wahren und geschätzten Zuchtwerten der acht Bullen für vier verschiedene Szenarien (S1 bis S4, siehe Text) der Berücksichtigung des HJS-Effektes in der Schätzprozedur, in Abhängigkeit vom wahren Zustand der Varianz des Effektes (σ_{α}^2) in der Population bei den betrachteten Designs.	55

5.1	Einbezogene Erzeugungsgebiete des Teildatensatzes FV01 aus dem Fleckviehdatenmaterial für die Untersuchungen mit der Methode der kleinsten Quadrate mit der Angabe des prozentualen Anteils der Herden am Gesamtmaterial.	66
5.2	Datenumfang in den gebildeten Regionen des Braunvieh- und Fleckviehdatensatzes für die Untersuchungen mit der Methode der kleinsten Quadrate.	67
5.3	Zusammensetzung der aus 40 zufällig gewählten Herden bestehenden Datensätze zur Untersuchung von Interaktionen in Zusammenhang mit der Herde.	68
5.4	Durchschnittliche Anzahl an Leistungsbeobachtungen an den Herdenkontrolltagen der Braunvieh- und Fleckviehdatensätze, dargestellt unabhängig von der Parität der Kühe (1L.+2L.+3L.) und separat für die drei Laktationen.	69
5.5	Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen dem Modell mit Herdenkontrolltagseffekt innerhalb von Laktationen (LHK_{ijk}) und den Modellvarianten mit Herdenkontrolltagseffekt innerhalb Laktationsklassen (BHK_{wjk}) bzw. ohne Nestung des Herdenkontrolltagseffektes (HK_{jk}); ($F - \text{Wert} > 1.01$ entspricht $\alpha < 0.01$).	76
5.6	Kennzahlen zur Koeffizientenmatrix (LHS) und den zur Berechnung der Korrelation r_{HI} notwendigen Elementen der inversen Koeffizientenmatrix (LHS^{-}) für die einzelnen Datensätze (NZE=Nicht-Null-Elemente, \tilde{T}_{12} und \tilde{T}_{22} siehe Text).	77
5.7	Durchschnittliche Korrelationen zwischen wahren und geschätzten Zuchtwerten (Merkmal Milchmenge) aller Tiere in den einzelnen Datensätzen, unter Verwendung von unterschiedlichen operationellen Werten $\tilde{\sigma}_F^2$ in der Schätzprozedur und unter der Annahme von unterschiedlichen Werten für die wahre Varianz σ_F^2 der Interaktion $L \times HK$	78
5.8	Durchschnittliche Korrelationen zwischen wahren und geschätzten Zuchtwerten (Merkmal Milchmenge) der Tiere in den einzelnen Datensätzen, aufgetrennt nach Kühen mit Eigenleistung, Kühen ohne Eigenleistung und Bullen, unter Verwendung von unterschiedlichen operationellen Werten $\tilde{\sigma}_F^2$ in der Schätzprozedur und unter der Annahme von unterschiedlichen Werten für die wahre Varianz σ_F^2 der Interaktion $L \times HK$	81
5.9	Differenz der durchschnittlichen Genauigkeit der Zuchtwerte (Merkmal Milchmenge) aus dem Modell mit quasi ignorierte ($\tilde{\sigma}_F^2 = 10^{-6}$) und quasi fixer ($\tilde{\sigma}_F^2 = 10^9$) Interaktion zwischen der Laktation und dem Herdenkontrolltag innerhalb von verschiedenen Herdengrößen der Datensätze FV02a, FV02b, BV02a und BV02b unter der Annahme von unterschiedlichen Werten für die wahre Varianz σ_F^2 der Interaktion $L \times HK$	83
5.10	Überblick über die Durchschnittsquadrate der BLU-Schätzer ($\frac{1}{n} \sum \hat{b}_i^2$) für die Interaktion $L \times HK$ aus fixen Auswertungsmodellen mit den Daten aus den Datensätzen BV02a, BV02b, FV02a und FV02b.	84

5.11	Differenz der durchschnittlichen Genauigkeit der Zuchtwerte (Merkmal Fett- und Proteinmenge) aus dem Modell mit quasi ignorierte ($\tilde{\sigma}_F^2 = 10^{-6}$) und quasi fixer ($\tilde{\sigma}_F^2 = 10^9$) Interaktion $L \times HK$ innerhalb von verschiedenen Herdengrößen des Braunviehdatensatzes BV02a ($\varnothing 44.6$ Kalbungen/Herde), unter der Annahme von unterschiedlichen Werten für die wahre Varianz σ_F^2 der Interaktion.	86
5.12	Durchschnittliche Korrelationen zwischen wahren und geschätzten Zuchtwerten (Merkmal Milchmenge) aller Tiere in den Datensätzen BV02a und FV02a, unter Verwendung von unterschiedlichen operationellen Werten $\tilde{\sigma}_F^2$ in der Schätzprozedur und unter der Annahme von unterschiedlichen Werten für die wahre Varianz σ_F^2 der Interaktion $H \times K$	87
5.13	Durchschnittliche Korrelationen zwischen wahren und geschätzten Zuchtwerten (Merkmal Milchmenge) der Tiere in den beiden Datensätzen, aufgetrennt nach Tieren mit Eigenleistung und Bullen und Kühe des Pedigrees, unter Verwendung von unterschiedlichen operationellen Werten $\tilde{\sigma}_F^2$ in der Schätzprozedur und unter der Annahme von unterschiedlichen Werten für die wahre Varianz σ_F^2 der Interaktion $H \times K$	89
5.14	Differenz der durchschnittlichen Genauigkeit der Zuchtwerte (Merkmal Milchmenge) aus dem Modell mit quasi ignorierte ($\tilde{\sigma}_F^2 = 10^{-6}$) und quasi fixer ($\tilde{\sigma}_F^2 = 10^9$) Interaktion $H \times K$ innerhalb von verschiedenen Herdengrößen der beiden Datensätze BV02a und FV02a, unter der Annahme von unterschiedlichen Werten für die wahre Varianz σ_F^2 der Interaktion.	90
5.15	Überblick über die Varianz der BLU-Schätzer der Interaktion zwischen der Herde und dem Kontroll-Jahr-Monat aus fixen Auswertungsmodellen mit den Datensätzen FV02a und BV02a.	91
5.16	Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen dem vollständigen Modell 5.5 mit der Interaktion $LZAS \times R$ und dem reduzierten Modell 5.10 ohne diese Interaktion; (F -Wert > 1.14 entspricht $\alpha < 0.01$).	93
5.17	Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen dem vollständigen Modell 5.10 mit der Interaktion $LZS \times LA$ und dem reduzierten Modell 5.11 ohne diese Interaktion.	93
5.18	Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen dem vollständigen Modell 5.11 mit der Interaktion $LZ \times LS$ und dem reduzierten Modell 5.12 ohne diese Interaktion.	94
5.19	Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen den im Abschnitt Kalbejahr und Kalbemonat (5.4.2) beschriebenen vollständigen und reduzierten Modellen.	96
5.20	Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen den Modellvarianten des Modells 5.17 mit linearer (MSE_{lin}), quadratischer (MSE_{quad}) und kubischer (MSE_{kub}) Kovariable; (F -Wert > 3.8 entspricht $\alpha < 0.01$).	99

5.21	Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen dem Modell mit der Variable Kalbealter als Klasseneffekt und Kovariable (MSE_{voll}) und den reduzierten Modellen mit Klasseneffekt (MSE_{red_1}) bzw. quadratischer Kovariable (MSE_{red_2}).	100
5.22	Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen dem vollständigen Modell 5.19 und dem reduzierten Modell 5.18; ($F - \text{Wert} > 2.8$ entspricht $\alpha < 0.01$).	101
5.23	Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen dem vollständigen Modell mit 13 Zwischenkalbezeitklassen 5.20 und dem reduzierten Modell 5.15 mit 7 Zwischenkalbezeitklassen; ($F - \text{Wert} > 1.9$ entspricht $\alpha < 0.01$).	103
5.24	Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen dem Modell mit Klasseneffekt Zwischenkalbezeit und kubischer Kovariable Trächtigkeitstag (MSE_{voll} , Modell 5.21) und den reduzierten Modellen mit Klasseneffekt (MSE_{red_1}) bzw. Kovariable (MSE_{red_2}).	104
5.25	Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen den Modellvarianten des Modells 5.24 mit dem Polynom zweiter ($MSE_{2.Ord.}$), dritter ($MSE_{3.Ord.}$) und vierter ($MSE_{4.Ord.}$) Ordnung zur Korrektur des Trächtigkeitseinflusses und ohne Berücksichtigung der Trächtigkeit im Modell (MSE_{ohne}); ($F - \text{Wert} > 3.78$ entspricht $\alpha < 0.01$).	109
5.26	Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen dem Modell mit Klasseneffekt und kubischer Kovariable Trächtigkeitstag (MSE_{voll} , Modell 5.27) und den reduzierten Modellen mit Klasseneffekt (MSE_{red_1} , Modell 5.23) bzw. Kovariable (MSE_{red_2} , Modell 5.25).	114
5.27	Einteilung und Anteil der Laktationen (in % der gesamten Laktationen) aus den Datensätzen BV01 ($n=288\ 672$) und FV01 ($n=571\ 511$) in den Günstzeitklassen 1 bis 5.	115
5.28	Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen dem vollständigen Modell 5.29 mit Berücksichtigung der Günstzeit und dem reduzierten Modell 5.25 ohne Berücksichtigung der Interaktion zwischen Trächtigkeits- und Laktationsstadium; ($F - \text{Wert} > 1.6$ entspricht $\alpha < 0.01$).	117
5.29	Kalbealtersgrenzen für die Einteilung der Laktationen in die Subklassen zur Korrektur des Laktationsstadiums bei den Datensätzen BV01 und FV01 der Rassen Braunvieh und Fleckvieh.	123
5.30	Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen dem vollständigen Modell mit Berücksichtigung aller Effekte bei der Subgruppenbildung (Modell 5.32, MSE_{voll}) und den reduzierten Modellvarianten mit einer Nichtberücksichtigung einzelner Effekte bei der Subgruppenbildung; ($F - \text{Wert}$ bei den Tests > 1.1 entspricht $\alpha < 0.01$).	125

5.31	Besetzung der Subgruppen bei Variation der Einteilung der Kalbesaisons (S) und Kalbealtersklassen (A) bei der Subgruppenbildung zur Schätzung der Abhängigkeit der Milchleistung vom Laktationsstadium ausgehend von Modell 5.32.	127
5.32	Test auf MSE-Reduktion zwischen den Modellvarianten mit verfeinerter Einteilung der Kalbesaisons (S) und Kalbealtersklassen (A) bei der Subgruppeneinteilung zur Schätzung des Einflusses des Laktationsstadiums in Modell 5.32. (F-Wert der Signifikanzgrenze $\alpha < 0.01$ bei den Tests zwischen 1.04 und 1.07)	128
5.33	Überblick über den Test auf MSE-Reduktion (Datenmaterial FV01) zwischen dem Modell mit fünf Erzeugungsgebieten (MSE_{voll}) und dem Modell 5.32 mit zusammengefassten Regionen (MSE_{red}) bei der Subgruppenbildung zur Korrektur des Laktationsstadiums; (F– Wert > 1.06 entspricht $\alpha < 0.01$).	129
5.34	Durchschnittliche Reduktion der täglichen Milch-, Fett- und Proteinleistung (kg) in den ersten vier und darauffolgenden Trächtigkeitsmonaten, basierend auf den BLU-Schätzwerten aus dem Modell 5.38 und den Datensätzen BV01 und FV01.	132
5.35	Veränderung der Genauigkeit des Selektionsindexwertes für eine Kuh bei Variation der einbezogenen Leistungsinformationen. (K_{SI} =Kandidat mit Selektionsindex, M=Mutter, NK=Nachkommen, pHG=väterliche Halbgeschwister, GM=Großmutter, pHG-GM=väterliche Halbgeschwister der Großmutter)	138
5.36	Veränderung der Genauigkeit des Selektionsindexwertes für eine Kuh bei Variation der einbezogenen Leistungsinformationen für den Fall, dass viel Information vorliegt. (K_{SI} =Kandidat mit Selektionsindex, M=Mutter, NK=Nachkommen, pHG=väterliche Halbgeschwister, GM=Großmutter, pHG-GM= väterliche Halbgeschwister der Großmutter) .	139
5.37	Veränderung der Genauigkeit des Selektionsindexwertes eines Bullen bei Variation der einbezogenen Leistungsinformationen der Töchter. (K_{SI} =Kandidat mit Selektionsindex, M=Mutter, NK=Nachkommen, pHG=väterliche Halbgeschwister, GM=Großmutter, pHG-GM=väterliche Halbgeschwister der Großmutter)	139

Abbildungsverzeichnis

3.1	Die 48 landwirtschaftlichen Erzeugungsgebiete in Bayern nach Würfl u. a. (1984), dargestellt innerhalb der neun Obereinheiten.	29
3.2	Verteilung der Abkalbungen über dem Beobachtungszeitraum im gesamten Braunviehdaten-satz und in den Erzeugungsgebieten 1.1 (Allgäuer Alpen) und 2.2 (Schwäb. Schotter-riedel-Hügelland) als prozentuale Abweichung vom Mittelwert aller Jahr-Monate, der auf den Wert 100 gesetzt wurde.	37
3.3	Verteilung der Abkalbungen über dem Beobachtungszeitraum im gesamten Fleckviehdaten-satz und in der Obereinheit "Alpen und Alpenvorland" der Erzeugungsgebiete 1.1-1.4 und in der Obereinheit "Nordbayerisches Hügelland und Keuper" der Erzeugungsgebi-ete 7.1-7.9 als prozentuale Abweichung vom Mittelwert aller Jahr-Monate, der auf den Wert 100 gesetzt wurde.	38
4.1	Teilweise balanciertes (Design 1) und unbalanciertes (Design 2) Versuchsdesign zur ex-emplarischen Anwendung der Methode zur Validierung des Einflusses von zusätzlich ins Modell aufgenommenen Effekten auf die Korrelation zwischen wahren und geschätztem Zuchtwert.	52
4.2	Darstellung der Korrelationen zwischen wahren und geschätzten Zuchtwerten für vier verschiedene Szenarien (in Bezug auf Tabelle 4.1) zur Berücksichtigung des Herden-Jahr-Saisoneffektes in der Schätzprozedur in Abhängigkeit von der wahren Varianz des Effektes (σ_{α}^2) in der Population.	56
4.3	Einbezogene Leistungsinformationen (mit Kennzeichnung der Informationsquelle) zur Berechnung der Selektionsindexwerte (SI=Selektionsindex).	62
5.1	Prozentualer Anteil der Herdenkontrolltage (HKT) mit der Anzahl an Beobachtungen in den vier Datensätzen BV02a, BV02b, FV02a und FV02b für den Fall, dass alle Beobach-tungen einer Laktation in einem HKT zusammengefasst sind und für den Fall, dass sep-arate HKT für die Beobachtungen der einzelnen Laktationen gebildet werden.	70

- 5.2 Differenz der BLU-Schätzer des Effektes *LMRJ* zwischen aufeinander folgenden Kalbemonaten in den ersten sieben Kalbejahren (Region 1) des Datensatzes BV01 für das Merkmal Milchmenge, die mit dem Modell 5.15 berechnet wurden und relativ zu der jeweiligen Differenz im ersten Kalbejahr dargestellt sind. 97
- 5.3 Verlauf der Erwartungswerte zwischen dem 5. und 325. Laktationstag für die Milch-, Fett- und Proteinleistung von vier Fleckviehkühen in der ersten Laktation (Modell 5.22), wenn die Zwischenkalbezeit nicht bekannt ist bzw. 340, 400 und 480 Tage beträgt (sonstige Annahmen: Kalbealter 31 Mo., Kalbejahr 1994, Kalbemonat Juni, Region 2 von Datensatz FV01). 106
- 5.4 Verlauf der Erwartungswerte zwischen dem 5. und 325. Laktationstag für die Milch-, Fett- und Proteinleistung von vier Braunviehkühen in der zweiten Laktation (Modell 5.22), wenn die Zwischenkalbezeit nicht bekannt ist bzw. 340, 400 und 480 Tage beträgt (sonstige Annahmen: Kalbealter 44 Mo., Kalbejahr 1994, Kalbemonat Juni, Region 2 von Datensatz BV01). 107
- 5.5 Darstellung der BLU-Schätzwerte zur Korrektur des Trächtigkeitseinflusses mit einem Polynom dritter Ordnung der um den Wert 150 zentrierten Kovariable Trächtigkeitstag; berechnet mit dem gemischten Modell 5.26 und dem Datenmaterial BV01 und FV01. 111
- 5.6 Verlauf der Erwartungswerte zwischen dem 5. und 325. Laktationstag für die Milch-, Fett- und Proteinleistung von vier Braunviehkühen in der zweiten Laktation (Modell 5.26), bei einem Trächtigkeitsbeginn (KB) am 51., 111. und 191. Laktationstag bzw. keiner Trächtigkeit (sonstige Annahmen: Kalbealter 44 Mo., Kalbejahr 1994, Kalbemonat Juni, Region 2). 113
- 5.7 Darstellung der BLU-Schätzwerte zur Korrektur des Trächtigkeitseinflusses mit einem Polynom dritter Ordnung auf die Variable Trächtigkeitstag innerhalb von fünf Günstzeitklassen; berechnet mit dem gemischten Modell 5.30 für die erste Laktation des Datenmaterials FV01 und für die zweite Laktation des Datenmaterials BV01 (GZ=Günstzeit, Kreuz auf Abszisse entspricht Schätzwert für GZ=0). 118
- 5.8 Verlauf der Erwartungswerte zwischen dem 5. und 325. Laktationstag für die Milch-, Fett- und Proteinleistung von vier Fleckviehkühen in der ersten Laktation (Modell 5.30), wenn die Günstzeit im Modell berücksichtigt wird, bei einem Trächtigkeitsbeginn (KB) am 51., 111. und 191. Laktationstag bzw. keiner Trächtigkeit (sonstige Annahmen: Kalbealter 31 Mo., Kalbejahr 1994, Kalbemonat Juni, Region 2). 120

5.9	Verlauf der Erwartungswerte zwischen dem 5. und 325. Laktationstag für die Milch-, Fett- und Proteinleistung einer Braunviehkuh in der zweiten Laktation (Modell 5.30), wenn die Günstzeit im Modell berücksichtigt wird, bei einem Trächtigkeitsbeginn (KB) am 51., 111. und 191. Laktationstag bzw. keiner Trächtigkeit (sonstige Annahmen: Kalbealter 44 Mo., Kalbejahr 1994, Kalbemonat Juni, Region 2).	121
5.10	Erwartungswerte innerhalb der drei Paritäten des Fleckviehdatensatzes zwischen dem Laktationstag 5 und 325, als Durchschnitt der 384 innerhalb der Laktationen geschätzten Regressionen für die Korrektur des Laktationsstadiums dargestellt (Modell 5.38).	134
5.11	Erwartungswerte zwischen dem Laktationstag 5 und 325 von Kühen aus der Region "Alpen und Alpenvorland" des Fleckviehdatensatzes mit einem Kalbealter von 26, 30 bzw. 36 Monaten, als Durchschnitt der geschätzten Regressionen innerhalb der Subgruppen mit der entsprechenden Kalbealterklasse.	135
5.12	Beispiele für die Erwartungswerte innerhalb der Subgruppen für die Einflussfaktoren Region, Kalbejahr und Kalbemonat des Braunviehdatensatzes zwischen dem Laktationstag 5 und 325, als Durchschnitt der in den jeweiligen Subgruppen geschätzten Regressionen für die Korrektur des Laktationsstadiums dargestellt (Modell 5.38).	136

Abkürzungsverzeichnis

Abkürzungen im Text

BLUE	:	Best Linear Unbiased Estimation
BLUP	:	Best Linear Unbiased Prediction
EG	:	landwirtschaftliches Erzeugungsgebiet
FRM	:	Fixed-Regression-Modell
GLS	:	Generalized Least Squares
GZ	:	Gützeit
HJS	:	Herde-Jahr-Saison
H×K	:	Herde×Kontrolltag
HKT	:	Herdenkontrolltag
KTB	:	Kontrolltagsbeobachtung
L×HK	:	Laktation×Herdenkontrolltag
LHS	:	Koeffizientenmatrix
LKV	:	Landeskuratorium der Erzeugerringe für tierische Veredelung in Bayern e.V.
MLP	:	Milchleistungsprüfung
MME	:	Mischmodell-Gleichungen
NZE	:	Nicht-Null-Elemente
PEV	:	Prediction Error Variance
PCG	:	prekonditionierte konjugierte Gradientenmethode
r_{HI}	:	Korrelation zwischen wahrem und geschätztem Zuchtwert
RIM	:	Referenzinformationsmenge
RRM	:	Random-Regression-Modell
SI	:	Selektionsindex
ZKZ	:	Zwischenkalbezeit

Auflistung der verwendeten Abkürzungen und Indizes bei statistischen Modellen¹

Effekt	Buchstabe	Indizes	Effektstufen	Indizes Kovariable
Laktation	L	i	1,2,3	
Herde	H	j		
Kontrolltag	K	k		
Zwischenkalbezeit	Z	l	1,...,7	
	Z	s	1,...,13	
Kalbealter	A	m	1,...,5	a
	A	r	1,...,13	
Kalbesaison	S	n	1,...,6	
Kalberegion	R	o	1,2	
Laktationstag	D			d
Kalbejahr	J	p	1,...,8	
Kalbemonat	M	q	1,...,12	
Trächtigkeitstag	C	t	1,...,10	c
Güstzeitklassen	G	u	1,...,5	
	G	v	1,...,8	
Laktationsklassen	B	w	1,2	
Zuchtwert	T	y		
permanente Umwelt	P	y		

¹Die Indizes beschreiben im Zusammenhang mit den hier zugeordneten Effekten die dargestellten Effektstufen. Eine Verwendung der Indizes in anderem Zusammenhang unabhängig von den hier dargestellten Effekten ist möglich.

Kapitel 1

Einleitung

Die Zuchtwertschätzung für Milchleistungsmerkmale wird in Bayern seit August 1991 mit einem Mehrabschnitts-Tiermodell für die Merkmale Milch-, Fett- und Proteinmenge durchgeführt. Die Abschnittsleistungen werden durch die Aggregation von Kontrolltagsleistungen gebildet. Durch die Aggregation kann man in der Zuchtwertschätzung nur noch Einflüsse berücksichtigen, die den ganzen Abschnitt betreffen. Aufgrund der beschränkten Rechenkapazitäten zur Lösung von großen Gleichungssystemen konnte eine direkte Einbeziehung der Kontrolltagsleistungen zum damaligen Zeitpunkt nicht erfolgen. Die enormen Entwicklungen im Hardwarebereich und die grundlegenden wissenschaftlichen Arbeiten zum Testtagsmodell in den letzten 10 Jahren ermöglichen heute die Anwendung von Testtagsmodellen in Routinezuchtwertschätzungen in großen Populationen.

Mit dem Wechsel vom Abschnittsmodell zu einem Testtagsmodell kommt es zu einem grundlegenden Wechsel in der Betrachtungsweise der eingehenden Leistungsinformationen. Die Korrektur der Umwelteinflüsse kann in Testtagsmodellen auf der Basis des einzelnen Kontrolltagsgemelks erfolgen, was als entscheidende Verbesserung im Testtagsmodell gegenüber dem Abschnittsmodell bezeichnet werden kann. Dies erfordert jedoch eine intensive Betrachtung der neu zu definierenden Umwelteinflussfaktoren.

Die bisher durchgeführten Arbeiten zu Testtagsmodellen beschäftigten sich vorwiegend mit der Modellierung der Tiereffekte, während Umwelteinflüsse meist nur am Rande untersucht wurden. Da es sich bei den Umwelteinflüssen auf die Kontrolltagsleistungen um populations- und landesspezifische Einflussfaktoren handelt, muss eine Überprüfung innerhalb der Population erfolgen, für die eine Zuchtwertschätzung entwickelt werden soll.

Das Ziel der vorliegenden Arbeit besteht in der Optimierung der Definition von Umwelteinflussfaktoren in einem Testtagsmodell für die Rassen Fleckvieh und Braunvieh. Hierbei soll insbesondere auf den Einfluss der unvorteilhaften Herdenstruktur in Bayern auf die Zuchtwertschätzung mit einem Testtagsmodell eingegangen werden und eine optimale Definition der Umweltfaktoren ausgearbeitet werden.

Kapitel 2

Literaturüberblick

2.1 Einführung Testtagsmodelle

Die der Zuchtwertschätzung für Milchleistungsmerkmale zugrundeliegenden Leistungsinformationen bestehen aus Tagesleistungen, die an Kontrolltagen erfasst wurden. Aus diesen Tagesgemelksmengen wurden in den vergangenen Jahrzehnten Laktations- bzw. Abschnittsleistungen berechnet und in die Zuchtwertschätzung einbezogen. Dies war notwendig, da die verfügbare Rechenleistung zur Lösung der Gleichungssysteme in der Zuchtwertschätzung keine direkte Einbeziehung der Kontrolltagsleistungen zugelassen hat. Mit dem enormen Fortschritt in der Entwicklung von immer leistungsfähigeren Rechnersystemen kann die direkte Einbeziehung von Kontrolltagsleistungen in Zuchtwertschätzmodelle realisiert werden, die auch als Testtagsmodelle bezeichnet werden. In der Einführung zu den Testtagsmodellen wird im vorliegenden Literaturüberblick der Schwerpunkt auf die Berücksichtigung von Umwelteinflussfaktoren gelegt, eine ausführliche Einführung in die Testtagsmodelle geben die Übersichtsartikel von Swalve (1995c, 1998, 2000).

Durch die Aggregation von Kontrolltagsleistungen zu Laktations- bzw. Abschnittsleistungen geht ein Teil der Informationen über die Umweltbedingungen, unter denen die erfassten Leistungen erbracht wurden, verloren. Damit diese Information trotz der Aggregation berücksichtigt werden kann, wurden in einigen Untersuchungen die Kontrolltagsleistungen vor der Zusammenfassung bzw. Aufrechnung zu Laktations- und Abschnittsleistungen für bestimmte Umwelteinflüsse korrigiert (z.B. Meyer u. a., 1987; Jones und Goddard, 1990; VanTassel u. a., 1992). Diese Vorgehensweise der Vorkorrektur von Kontrolltagsleistungen vor der Zusammenfassung zu einer 305-Tage Leistung, die dann zur genetischen Analyse verwendet wird, kann als Zwei-Stufen-Methode bezeichnet werden (Swalve, 1995c). Sie stellt eine Zuchtwertschätzmethode zwischen den ursprünglichen Laktationsmodellen und den tatsächlichen Testtagsmodellen dar. In einer neueren Untersuchung von Norman u. a. (2000) wurden die Auswirkungen der Zwei-Stufen-Methode untersucht. Es wurden hier höhere Heritabilitäten für die aggregierten 305-Tage Milchleistungsmerkmale Milch-, Fett- und Proteinmenge bei den Rassen Holsteins, Ayrshires, Brown Swiss, Guernseys und Jerseys geschätzt, im Vergleich zu einem konventionellen Laktationsmo-

dell. Ein weiterer Vorteil der Zwei-Stufen-Methode ist die Reduktion des rechentechnischen Aufwands bei der Schätzung der Zuchtwerte im Vergleich zu tatsächlichen Testtagsmodellen, weil hier nur eine aggregierte Leistung pro Kuh und Jahr verwendet wird. Dies spielt auch heute noch eine entscheidende Rolle bei Routinezuchtwertschätzverfahren für sehr große Populationen.

Aufgrund der enormen Entwicklung der Computerleistungen in den letzten Jahren steht bei der heutigen Entwicklung von Testtagsmodellen für die Zuchtwertschätzung für Milchleistungsmerkmale beim Rind die direkte Einbeziehung der Kontrolltagsleistungen in das Schätzsystem im Vordergrund. Ausgehend von Modellen mit konstantem Zuchtwert im Laktationsverlauf Anfang bis Mitte der 90er Jahre (Ptak und Schaeffer, 1993; Reents u. a., 1995b) ging dabei die Weiterentwicklung hin zu Modellen mit zeitabhängigen Zuchtwerten im Laktationsverlauf (Schaeffer und Dekkers, 1994). Allgemein lässt sich für die Testtagsmodelle zusammenfassen, dass die Selektion basierend auf Kontrolltagsbeobachtungen zu einer höheren Genauigkeit der Zuchtwertschätzung und damit zu einem früheren Zeitpunkt der Selektion führt (Pander u. a., 1992; Ptak und Schaeffer, 1993; Swalve, 1995c; Kistemaker, 1997).

Modelle mit konstantem Zuchtwert im Laktationsverlauf

Die Betrachtung von Kontrolltagsleistungen als wiederholte Messungen des selben Merkmals führt zu einem Wiederholbarkeits-Testtagsmodell, das von Meyer u. a. (1989) als Vatermodell und in einer ähnlichen Vorgehensweise von Ptak und Schaeffer (1993) als Tiermodell eingeführt wurde.

Durch die Verwendung von Kontrolltagsleistungen aus verschiedenen Laktationsstadien wurde die Korrektur der einzelnen Beobachtungen für den Einfluss des Laktationstags in diesen Modellen notwendig. Von Ptak und Schaeffer (1993) wurden hierzu vier fixe Regressionen auf Funktionen des Laktationstages (Ali und Schaeffer, 1987) eingeführt. Aufgrund dieser fixen Regressionen wird diese Art des Testtagsmodells auch als "Fixed-Regression-Modell" (FRM) bezeichnet. Für verschiedene Subgruppen von Kühen, gebildet nach Kalbealter und Kalbesaison, wurden bei Ptak und Schaeffer (1993) separate Korrekturen für das Laktationsstadium durchgeführt. Zur Korrektur der Herdenumwelt wurde der Effekt Herdenkontrolltag mit in das Modell aufgenommen. Neben dem additiv genetischen Tiereffekt wurde ein zusätzlicher tierspezifischer Effekt zur Korrektur der permanenten Umwelt eingeführt.

Der Ansatz von Ptak und Schaeffer (1993) wurde von Reents u. a. (1995a,b) zu einem Mehrmerkmalsmodell erweitert, in dem die Kontrolltagsbeobachtungen innerhalb der als Merkmale definierten Laktationen als wiederholte Beobachtungen betrachtet werden. Dieses Modell wurde ursprünglich für eine Zuchtwertschätzung für das Merkmal Zellgehalt entwickelt. Seit August 1998 wird dieser Modelltyp auch zur Zuchtwertschätzung für Milchleistungsmerkmale der Rassen Schwarz-, Rotbunt und Rotvieh in Deutschland (Reents u. a., 1997) und seit Mai 2000 auch für die Rasse Braunvieh in der Schweiz (Casanova, 2000) verwendet.

Modelle mit zeitabhängigem Zuchtwert im Laktationsverlauf

Im FRM wird angenommen, dass der Zuchtwert innerhalb einer Laktation unabhängig vom Laktationsstadium ist. Bei der Betrachtung der Laktationskurven von Kühen mit unterschiedlichem Zuchtwert und identischen Umwelteffekten bedeutet das eine Parallelverschiebung der Laktationskurve nach oben oder unten. Der FRM-Ansatz unterstellt dabei gleiche genetische Beziehungen zwischen aufeinander folgenden und weit auseinander liegenden Kontrolltagsbeobachtungen. Schaeffer und Dekkers (1994) schlagen in ihren Untersuchungen eine Modifikation des Modells von Ptak und Schaeffer (1993) vor, in dem der Zuchtwert mit zufälligen Regressionskoeffizienten auf Kovariablen, die vom Laktationstag abhängig sind, beschrieben wird. Diese zufälligen Regressionskoeffizienten sind untereinander korreliert und beschreiben für jeden Laktationstag einen spezifischen Zuchtwert für jede Kuh. Der Zuchtwert ist dabei die Abweichung von einer durchschnittlichen Laktationskurve, die mit Hilfe von fixen Regressionskoeffizienten entsprechend dem FRM-Ansatz von Ptak und Schaeffer (1993) modelliert wird. An den im Modell zu berücksichtigenden Umwelteinflüssen ändert sich dabei im Vergleich zum FRM nichts. Aufgrund der zufälligen Regressionen wird dieses Modell als "Random-Regression-Modell" (RRM) bezeichnet.

Ausgehend von dem Ansatz von Schaeffer und Dekkers (1994) entwickelte Jamrozik u. a. (1997b) ein Mehrlaktations-RRM für die biologischen Merkmale Milch-, Fett-, Proteinmenge und Zellzahl. Neben dem additiv genetischen Tiereffekt wird auch hier der permanente Umwelteffekt mit zufälligen Regressionen berücksichtigt. Basierend auf den Arbeiten von Jamrozik u. a. (1996; 1997b; 1997; 1997a; 1997c; 1998) wurde in Kanada im Februar 1999 ein RRM in die Routinezuchtwertschätzung für Milchleistungsmerkmale eingeführt (Schaeffer u. a., 2000).

Neben dem Ansatz des RRM gibt es weitere Ansätze, welche unterschiedliche Heritabilitäten für einzelne Laktationstage und verschieden hohe genetische Korrelationen zwischen Laktationstagen annehmen. Ausgehend von der Annahme einzelner Laktationstage bzw. Kontrolltage als separat definierte Merkmale in einem Mehrmerkmalsansatz (z.B. 10 Merkmale je Laktation) besteht die Möglichkeit einer Rangreduzierung der vollständigen Kovarianzmatrix (Wiggans und Goddard, 1996). In einem weiteren Ansatz werden quasi unendlich viele Merkmale innerhalb einer Laktation angenommen und Kovarianzfunktionen angepasst, mit denen die (Ko-)Varianzen von bzw. zwischen Kontrolltagen modelliert werden (Kirkpatrick u. a., 1990, 1994). Die RRM und Modelle mit Kovarianzfunktionen sind nach Meyer und Hill (1997) und Van der Werf u. a. (1998) äquivalente Modelle. Seit Februar 2000 ist ein auf Kovarianzfunktionen basierendes RRM in der Routinezuchtwertschätzung für Milchleistungsmerkmale in Finnland im Einsatz (Strandén u. a., 2000).

Die Modelle mit konstantem und zeitabhängigem Zuchtwert, bei denen die einzelnen Kontrolltagsleistungen einbezogen werden, unterscheiden sich grundsätzlich nur in der Modellierung der genetischen und nichtgenetischen Tiereffekte und der Restabweichung. In der Notwendigkeit einer Korrektur der Umwelteinflüsse, die auf die einzelnen Kontrolltagsleistungen einwirken, gibt es bei den verschiedenen Modelltypen keine Unterschiede.

2.2 Nichtgenetische Einflussfaktoren auf Milchleistungsmerkmale

2.2.1 Einflüsse in Bezug zur Kalbung

2.2.1.1 Alter bei der Kalbung

Mit zunehmendem Alter bei der Kalbung nimmt die tägliche Milchleistung bzw. die aggregierte Abschnittsleistung in der folgenden Laktation im Allgemeinen zu (z.B. Auran, 1973; Freeman, 1973; Miller, 1973; Danell, 1982; Wilmink, 1987a,b; Norman u. a., 1995; Pirlo u. a., 2000).

Das Erstkalbealter der bayerischen Fleckviehkühe unter Milchleistungsprüfung (MLP) lag 1999 in Bayern bei 30.5 Monaten (LKV Bayern Jahresbericht 1999). Die Entwicklung des Erstkalbealters innerhalb des Zeitraumes von 1982 bis 1990 zeigt einen leichten Anstieg ausgehend von 30.0 Monaten, während zwischen 1990 und 1999 das Kalbealter nur wenig um den Wert von 30.5 Monate schwankte. Bei den bayerischen Braunviehkühen unter MLP lag das Erstkalbealter mit 32.4 Monaten um fast zwei Monate höher im Vergleich zu den Fleckviehkühen. Im Zeitraum zwischen 1982 und 1999 kam es hier nur zu leichten Schwankungen von ± 0.2 Monaten (LKV Bayern Jahresbericht 1999).

Das Erstkalbealter wird hauptsächlich durch das Erstbelegungsalter bestimmt. Bei Platen u. a. (1999) ist eine Zusammenfassung von mehreren Literaturangaben zum empfohlenen Erstbelegungsalter zu finden. Die Spannbreite der Empfehlungen liegt hier zwischen 13 und 21 Monaten. Von Gottschalk u. a. (1992) wird ein Bereich zwischen 17 und 21 Monaten für die süddeutschen Rassen genannt.

Das Kalbealter unterliegt zeitlichen Veränderungen über die Jahre hinweg, was unter anderem auf Änderungen im Herdenmanagement und in der Produktionstechnik zurückzuführen ist (Norman u. a., 1995). Pirlo u. a. (2000) beschreibt eine Reduktion des mittleren Kalbealters bei den italienischen Holsteins von 31.1 Monaten im Jahr 1972 auf 29.6 Monate im Jahr 1995. Das mittlere Kalbealter der italienischen Brown Swiss Kühe liegt über diesem Zeitraum gleichbleibend bei 32.7 Monaten. In den USA liegt das durchschnittliche Erstkalbealter von Milchrindern erheblich niedriger, zwischen 1985 und 1990 wurden hier im Durchschnitt 25.9 Monate beobachtet (Heinrichs u. a., 1994).

Norman u. a. (1995) konnten in ihren Untersuchungen nachweisen, dass der Einfluss des Kalbealters auf die Milchleistung im Zeitraum zwischen 1964 bis 1990 im Allgemeinen abgenommen hat, was auf ein verbessertes Herdenmanagement zurückzuführen ist. Dabei konnten für verschiedene Regionen der USA unterschiedlich große Veränderungen beobachtet werden.

Für Kühe der ersten und zweiten Laktation wurde von Wilmink (1987a,b) ein quadratischer Zusammenhang zwischen der Milchleistung und dem Kalbealter nachgewiesen. Dies bedeutet, dass der Leistungseinfluss mit zunehmendem Kalbealter kleiner wird und im Falle eines hohen Kalbealters sogar negativ ausfallen kann. Bei Kühen der dritten und höheren Laktationen wurde der Zusammenhang als linear beschrieben (Wilmink, 1987a,b). Die Ergebnisse von Olori (1997) deuten darauf hin, dass Polynome höherer Ordnung zur Korrektur des Kalbealters innerhalb der Laktationen in einem FRM notwendig sind. In den Schlussfolgerungen von Olori (1997) wird eine quadratische Regression zur Korrektur des

Kalbealtereinflusses als ausreichend bezeichnet. Eine abnehmende Steigerung der Milchmenge und des Fettgehaltes mit steigendem Erstkalbealter wurde auch von Pirlo u. a. (2000) beschrieben. Der Proteingehalt zeigte in diesen Untersuchungen einen leicht negativen Zusammenhang mit dem Erstkalbealter im Bereich zwischen 20 und 29 Monaten.

Zusammenhang zwischen dem Kalbealter und dem Laktationsstadium

Der Einfluss des Kalbealters auf die tägliche Milchleistung innerhalb einer Laktation ist nicht konstant. Auran (1973), Danell (1990) und Pander u. a. (1992) konnten in ihren Untersuchungen zum Beginn der Laktation einen größeren Einfluss des Kalbealters im Vergleich zum Ende der Laktation nachweisen. Das Kalbealter erklärte in den Untersuchungen von Auran (1973) im ersten Laktationsmonat einen Anteil von 41 Prozent der Gesamtvariation der Milchleistung, während am Laktationsende nur noch 2 Prozent der Variation der Milchleistung durch das Kalbealter erklärbar waren. Zu ähnlichen Varianzanteilen im Laktationsverlauf kommt auch Dommerholt (1975, zitiert von Wilmink, 1987b). Das Kalbealter hat nach den Untersuchungen von Danell (1982) auch einen signifikanten Einfluss auf den Fettgehalt, der allerdings hier auf die erste Hälfte der Laktation beschränkt war.

Von Olori (1997) konnte keine signifikante Interaktion zwischen dem Kalbealter und der Laktationswoche nachgewiesen werden, was aber auf das relativ kleine und heterogene Datenmaterial zurückzuführen sein dürfte. Auch Hansen u. a. (1983) können nur eine schwache Interaktion zwischen Kalbealter und Laktationsstadium nachweisen. Die hier für die 305-Tage Leistung entwickelten Korrekturfaktoren können nach Hansen u. a. (1983) auch auf kürzere Leistungsintervalle (120 und 180 Tage) angewendet werden.

Meyer u. a. (1989) verwenden in ihren univariaten Analysen von einzelnen 30-Tagesabschnitten der Laktation anstatt des Kalbealters das Alter am Kontrolltag. Eine Berücksichtigung des variierenden Kalbealtereinflusses in verschiedenen Laktationsstadien kann auf diese Weise erfolgen. Stanton u. a. (1992) schlussfolgert aus seinen Untersuchungen, dass die Berücksichtigung des Kalbealters einer Berücksichtigung des Alters der Kuh am Tag der Leistungserbringung in Testtagsmodellen vorzuziehen ist.

Interaktion mit der Kalbesaison

In einigen Untersuchungen wurde auf die Wichtigkeit der saisonalen Variation des Kalbealtereinflusses hingewiesen (Miller u. a., 1970; Olori, 1997). Die Interaktion zwischen dem Kalbealter und der Kalbesaison war in den Auswertungen von Olori (1997) signifikant nachzuweisen. Auran (1973) hat in seinen Untersuchungen eine signifikante Interaktion zwischen dem Kalbealter und dem Kalbemonat nachgewiesen. Da die Reduktion der Abweichungsquadrate hier jedoch sehr klein war, wurde die Interaktion von Auran (1973) für weitere Untersuchungen aus dem Auswertungsmodell genommen.

Zusätzlich zu den bereits genannten Interaktionen wurde von Wilmink (1987a,b) auf eine Abhängigkeit des Kalbealtereinflusses vom Leistungsniveau der Kühe hingewiesen.

2.2.1.2 Zeitpunkt der Kalbung

Der Kalendermonat der Kalbung hat im Vergleich zum Kalbealter einen relativ kleinen Einfluss auf die Leistungsbeobachtungen innerhalb einer Laktation (Auran, 1973). Im Allgemeinen wird eine höhere Laktationsleistung bei Kühen mit einer Kalbung im Herbst und Winter beobachtet. Bei den Untersuchungen von Danell (1982) und Norman u. a. (1995) lag die Milchleistung der im Zeitraum November bis Februar kalbenden Kühe über der von Kühen mit einem Kalbedatum in den Sommermonaten bzw. im Juli und August. Von Tekerli u. a. (2000) wurde für Kühe, die im Herbst und Winter kalbten, eine Zunahme der Laktationsleistung und der Höchstleistung innerhalb einer Laktation beschrieben. Auch Stanton u. a. (1992) konnten in ihren Untersuchungen höhere Milch-, Fett- und Proteinleistungen am Laktationspeak von Kühen mit einer Winterabkalbung im Vergleich zu Kühen mit Sommerabkalbung feststellen.

Norman u. a. (1995) konnten in ihren Untersuchungen nachweisen, dass der Einfluss der Kalbesaison auf die Milchleistung, ähnlich wie der Einfluss des Kalbealters, im Zeitraum zwischen 1964 bis 1990 abgenommen hat. In diesen Untersuchungen wurden auch Unterschiede des Einflusses der Kalbesaisons in verschiedenen Regionen der USA beobachtet.

Interaktion mit dem Laktationsstadium

Im Gegensatz zum Kalbealter wird beim Kalbemonat von einem größeren Einfluss auf die Milchleistung im späteren Laktationsstadium berichtet (Auran, 1973; Pander u. a., 1992). Als Grund dafür wird angeführt, dass im letzten Laktationsdrittel die Abhängigkeit der Leistung von der Futtermenge und -qualität größer ist als in früheren Laktationsstadien. In den Anfangsmonaten der Laktation kann der Energiebedarf zum Teil durch die Mobilisierung von Körperreserven gedeckt werden, sodass hier der Einfluss des Kalbemonats weniger stark hervortritt.

Der Kalendermonat der Kalbung hat eine gegensätzliche Wirkung auf die Milchleistungsmerkmale am Laktationsbeginn und am Laktationsende. Die Kalbemonate Juni bis Oktober hatten in den Untersuchungen von Auran (1973) auf die ersten Kontrolltagsleistungen der Laktation einen negativen Effekt und auf die Leistungen am Laktationsende einen positiven Effekt. Bei den übrigen Kalbemonaten wurden genau gegensätzliche Effekte beobachtet. Wilmink (1987b) berichtete ebenfalls von höheren Milch- und Proteinleistungen am Laktationsende, wenn die Kalbung im Herbst erfolgte. Die Leistung der im Frühjahr kalbenden Kühe war in diesen Untersuchungen am Laktationsanfang am höchsten. Bei der täglichen Fettmenge wurden jedoch für Abkalbungen in den Monaten April bis Juni niedrigere Leistungen und für Abkalbungen im Oktober und November höhere Leistungen über die gesamte Laktation beobachtet.

Einfluss des Kalendermonats

Mit dem Einfluss der Kalbesaison auf die Kontrolltagsbeobachtungen einer Laktation, unabhängig vom Laktationsstadium, wird ein durchschnittlicher Einfluss des Zeitpunktes der Kalbung bzw. ein durch-

schnittlicher Einfluss der Kalendermonate, in denen die Kontrolltagsbeobachtungen innerhalb einer Laktation erbracht wurden, im Testtagsmodell korrigiert. Neben diesem Durchschnittseffekt lassen sich auch unterschiedliche Effekte der Kalendermonate auf die Kontrolltagsbeobachtungen aufzeigen. Beim Auftragen der geschätzten Effekte über die Kalendermonate konnte Danell (1982) einen sinusförmigen Verlauf der Leistung im Jahresverlauf beobachten. Zu den höchsten Leistungen kam es in den Kalendermonaten Mai und Juni und zu den niedrigsten im Oktober und November. Dies entspricht den Beobachtungen von Auran (1973). Als Gründe für den Verlauf wurden von Danell (1982) Nachteile in der Futtermenge, -qualität und Tageslichtmenge angeführt. Auch Wilmink (1987b) beschreibt einen entsprechenden Verlauf der Milch- und Proteinleistung. Die Milchleistung zeigte hier einen Anstieg von 1-2 kg im Mai und Juni und einen Abfall von 1-2 kg im Oktober und November. Bei der täglichen Fettmenge konnten im Kalendermonat April und Mai zunehmende und im September und Oktober abnehmende Leistungen unabhängig vom Kalbemonat beobachtet werden. Bei Untersuchungen von Bar-Anan und Genizi (1981) an Israelischen Holsteins der ersten bis dritten Laktation wurden die Kalendermonate April und Mai als günstigste Monate zur Milchproduktion herausgestellt, während der Oktober den ungünstigsten Einfluss auf die Milchleistung hatte. Der Einfluss des Kalendermonats auf die Milchproduktion wird hier als relativ gering betrachtet.

2.2.2 Ort und Zeitpunkt der Leistungserbringung

Einer der Haupteinflussfaktoren auf die Leistung einer Kuh ist die Herdenumgebung. Kühe mit ähnlicher Herdenumgebung können zu Gruppen zusammengefasst werden, die als Zeitgefährtengruppen bezeichnet werden. Werden die zu einer Zuchtwertschätzung verwendeten Leistungsbeobachtungen innerhalb verschiedener Zeitgefährtengruppen mit unterschiedlichem Einfluss auf die Beobachtungen erbracht, dann ist eine Korrektur dieses Einflussfaktors notwendig, um einen verzerrenden Einfluss auf die Zuchtwerte zu vermeiden und eine größere Genauigkeit der Zuchtwerte zu erzielen.

Die Bildung der Zeitgefährtengruppe basiert sowohl in Modellen mit aggregierten Abschnittsleistungen als auch in Testtagsmodellen in der Regel auf der kleinsten räumlichen Untergliederung, der Herde. Da der Einfluss der Herde zeitlich nicht konstant ist, wird die Herde mit einer zeitlichen Komponente kombiniert. Die zeitliche Komponente kann sich auf den Zeitpunkt der Kalbung oder auf den Zeitpunkt der Leistungserbringung beziehen.

Durch die Aggregation der einzelnen Kontrolltage zur Abschnittsleistung kann nur ein Durchschnittseffekt der Herdenumwelt über alle Beobachtungen eines Leistungsabschnitts berücksichtigt werden. Da der Einfluss der Herdenumwelt auf die aggregierten Leistungsabschnitte zwischen Jahren und Saisons variiert, wird in statistischen Modellen zur Auswertung von 305-Tage Leistungen in der Regel der Effekt Herde-Jahr-Kalbesaison berücksichtigt (Swalve, 1995c). Bei ungünstigen Herdenstrukturen wird von Dempfle (1982) eine Zusammenfassung von Herden in Herdenklassen mit Hilfe des Milchleistungsniveaus der Herde vorgeschlagen. Die Herdenklassen können dann anstatt der Herden in einem Effekt Herdenklasse-Jahr-Saison in der Zuchtwertschätzung berücksichtigt werden. In der Zuchtwertschätzung

der Rassen Fleckvieh und Braunvieh in Süddeutschland erfolgt die Zusammenfassung der Herden basierend auf der Summe der um die genetischen Effekte und Umwelteffekte (Kalbealter, Zwischenkalbezeit der laufenden Laktation, Zwischenkalbezeit der vorhergehenden Laktation und Abstand des ersten Probemelkens nach dem Kalben) korrigierten Herdenjahresschätzwerte der Merkmale Fett- und Eiweiß-Kilogramm. Diese werden mit einem Wiederholbarkeits-Tiermodell geschätzt, das der Routinezuchtwertschätzung mit einem Mehrabschnittsmodell vorangestellt wird (Karras u. a., 1998).

Durch die direkte Verwendung der einzelnen Kontrolltagsleistungen im Testtagsmodell kann der Tag der Leistungserbringung als zeitliche Komponente gewählt werden. Der Kontrolltag stellt, abgesehen von der Einteilung von Managementgruppen innerhalb von Herden und der Stundeneinteilung der Melkzeit, die genaueste zeitliche Zuordnung von Umwelteffekten zu einer Tagesleistung dar. Es bedarf keiner Festlegung von mehr oder weniger willkürlich gewählten Grenzen, wie sie bei der Einteilung der Saisons im Herden-Jahr-Saison Effekt notwendig ist. Die Notwendigkeit der Verbesserung der Modellanpassung durch Variation dieser Einteilung (z.B. Schmitz u. a., 1991) entfällt somit. Die Problematik von Kalbungen, die an aufeinander folgenden Tagen stattfinden und in verschiedene Herden-Jahr-Saison Subzellen eingeteilt werden (Van Vleck, 1987), ist somit nicht mehr vorhanden. Obwohl Änderungen zwischen Jahren und Saisons graduell sind, wurden hier Tiere mit einer Differenz im Zeitpunkt der Kalbung von nur wenigen Stunden in verschiedene Subklassen eingeteilt und mit Tieren, die wesentlich später (früher) kalbten in der Zeitgefährtengruppe zusammengefasst (Sivarajasingam, 1993).

Durch den Übergang vom Herden-Jahr-Saison Effekt der Kalbung zum Effekt des Herdenkontrolltags kommt es zu einem Rückgang der Restvarianz in Testtagsmodellen (z.B. Meyer u. a., 1989; Pander u. a., 1992; Stanton u. a., 1992; Ptak und Schaeffer, 1993; Swalve, 1995a; Pösö u. a., 1996; Ptak und Zarnecki, 1998; Strabel und Szwaczkowski, 1999). Gleichzeitig kann es zu einer starken Reduktion der Anzahl effektiver Töchter innerhalb der Subzellen kommen. Dies gilt speziell für Datensätze aus Ländern mit ungünstiger Herdenstruktur (z.B. Swalve, 1995c; Reents u. a., 1995a,b; Pösö u. a., 1996; Strabel und Szwaczkowski, 1999; Zotto, 2000), während in Ländern mit relativ großen Herden keine Probleme erwartet werden (z.B. Ptak und Schaeffer, 1993). Dabei können auch Unterschiede zwischen verschiedenen Regionen eines Landes auftreten (Meyer u. a., 1989).

Die in den Literaturüberblicken von Swalve (1995c) und Van Bebber u. a. (1997) aufgeführten Untersuchungen bezüglich der Korrektur von Umwelteffekten in Testtagsmodellen weisen auf die Bedeutung der direkten Berücksichtigung des Kontrolltags hin. Diese Korrektur ist wesentlich genauer als die Korrektur mit allgemein gefassten Zeitgefährtengruppen, die mit Hilfe der Kalbe- oder Kontrollsaison gebildet werden.

Möglichkeiten der Modellierung des Herdenkontrolltags

Grundsätzlich kann es bei unvorteilhafter Herdenstruktur zu Subzellen mit wenigen Vergleichsbeobachtungen bei der Modellierung der Zeitgefährtengruppe sowohl auf der Basis des Herdenkontrolltags im Testtagsmodell, als auch bei der Herde-Jahr-Saison Gruppierung in den Abschnittsmodellen kom-

men. Aus diesem Grund werden bei den Ausführungen der Möglichkeiten zur Modellierung der Zeitgefährtengruppe auch verschiedene in der Literatur beschriebene Untersuchungen zu Abschnittsmodellen einbezogen.

Für die Bildung von Zeitgefährtengruppen werden in der Literatur verschiedene Möglichkeiten diskutiert, die sich in drei Gruppen einteilen lassen:

- **Betrachtung der Zeitgefährtengruppe als fixen Einflussfaktor**

Der Vorteil der Berücksichtigung eines Umwelteinflusses als fixer Faktor liegt darin, dass die Erwartungswerte der geschätzten Zuchtwerte unabhängig von den fixen Einflussfaktoren sind (Van Vleck, 1987). Dies bedeutet, dass ein nicht zufälliger Bulleneinsatz über Herden, Jahre, Saisons oder anderen fixen Faktoren im Modell zu keinen Verzerrungen der genetischen Werte führt (Henderson, 1973; Van Vleck, 1987; Ugarte u. a., 1992; Visscher und Goddard, 1993). Solche Zusammenhänge sind denkbar, wenn bestimmte Bullen in Hochleistungsherden und andere Bullen in Herden mit niedrigem Leistungsniveau angepaart werden, bestimmte Bullen nur in bestimmten Saisons zum Einsatz kommen (Chauhan, 1987a; Van Vleck, 1987) oder eine Sonderbehandlung von Töchtern spezieller Bullen vorliegt (Meyer, 1987b; Brotherstone und Hill, 1996; Oikawa und Sato, 1997). Visscher und Goddard (1993) schlussfolgern aus ihren Untersuchungen, dass die Zeitgefährtengruppen in der Form von fixen Faktoren im Modell einer praktischen Zuchtwertschätzung berücksichtigt werden sollten, wenn nicht zufällige Zusammenhänge zwischen dem Einsatz von Bullen und der Zeitgefährtengruppe bestehen.

Die Behandlung der Zeitgefährtengruppe als fixen Effekt führt jedoch zu einem Verlust von Informationen und zu einer Zunahme der Varianz der Schätzfehler (PEV="Prediction Error Variance") der geschätzten Zuchtwerte (z.B. Henderson, 1973, 1975b; Van Vleck, 1987). Wenn nur ein Tier innerhalb der Zeitgefährtengruppe vorhanden ist bzw. alle Tiere innerhalb einer Zeitgefährtengruppe von einem Vater abstammen, trägt dieses Tier in einem Vatermodell keine Information zur Schätzung des genetischen Wertes des Vaters bei (Chauhan, 1987a; Van Vleck, 1987).

Grünhagen und Swalve (1997) konnten bei der Verwendung von Kontrolltagsdaten von erstlaktierenden deutschen Holstein Friesian Kühen mit schlecht besetzten Herdenkontrolltags-Subzellen ($\bar{\varnothing}$ 6.4 bis 6.9 Beobachtungen je Kontrolltag, 11.4 % der Kontrolltage mit nur einer Beobachtung) nur leicht niedrigere Genauigkeiten der Zuchtwerte im Vergleich zu einem Datensatz mit einem Minimum von vier Beobachtungen je Kontrolltag nachweisen. Der Beitrag der Herdenkontrolltags-Subzellengröße zur Verknüpfung der Daten wird in dieser Arbeit als gering bezeichnet. Demnach wird die Vergleichbarkeit der Zuchtwerte nur leicht beeinflusst von einer kleinen Herdenkontrolltagsstruktur. Die Zusammenfassung von Herdenkontrolltagen ist nach Grünhagen und Swalve (1997) nicht notwendig. Tosh und Wilton (1994) konnten in ihren Simulationsstudien nur einen geringen Anstieg der Genauigkeit der Zuchtwerte in einem Tiermodell feststellen, wenn die Zeitgefährtengruppen mit mehr als 5 Tieren besetzt waren.

Bei der Annahme der Zeitfährtenengruppe als fixen Effekt bestehen folgende Möglichkeiten der Modellierung:

- Die Definition der Zeitfährtenengruppe auf der Basis der einzelnen Herdenkontrolltage wurde in den ersten Entwicklungen zum Testtagsmodell für Erstlaktierende durchgeführt (Ptak und Schaeffer, 1993; Schaeffer und Dekkers, 1994). Durch die Weiterentwicklung von Reents u. a. (1995a,b) zu einem Mehrlaktations-Testtagsmodell standen an einem Herdenkontrolltag die Leistungsbeobachtungen der ersten bis dritten Laktation für die Bildung von laktationsspezifischen Zeitfährtenengruppen zur Verfügung. Da die Anzahl der Beobachtungen vor allem der zweiten und dritten Laktation sehr klein werden kann, haben Reents u. a. (1995a,b) für die zweite und dritte Laktation einen gemeinsamen Herdenkontrolltagseinfluss angenommen. Die separate Schätzung eines Herdenkontrolltagseffekts für die erste und die späteren (zweite und dritte) Laktationen wird auch in der Routinezuchtwertschätzung für Milchleistungsmerkmale der Rassen Schwarz-, Rotbunt und Rotvieh beim VIT Verden (Reents u. a., 1997) angewendet.

Mäntysaari und Sillanpää (1993) bezeichneten in ihren Untersuchungen von 305-Tage Proteinleistungen die Einführung einer laktationsspezifischen Zeitfährtenengruppe als den wirkungsvollsten Weg, um Verzerrungen der Zuchtwerte zu verringern. Ein Teil der Verzerrungen der Zuchtwerte beruhte in dieser Arbeit auf der unterschiedlichen Behandlung von Erstlaktierenden und Bullenmüttern höherer Laktationen innerhalb der Herden. In einer weiteren Arbeit von Uimari und Mäntysaari (1995) standen die Herdengröße und die höheren Abweichungen der dritten Laktationsleistungen von Bullenmüttern innerhalb der Herden in Beziehung zu höheren empirischen Verzerrungen der Pedigreeindexwerte von jungen Bullen. Die Bullenmutterzuchtwerte basierend auf der ersten Laktation werden hier als zuverlässigere Schätzer für den wahren genetischen Wert der Bullenmütter bezeichnet.

- Die Zusammenfassung aufeinander folgender Herdenkontrolltage innerhalb der Herde, wurde von Swalve (1995b) für Herdenkontrolltage mit nur einzelnen Kontrolltagsbeobachtungen durchgeführt.
- Eine weitere Möglichkeit stellt das Zusammenfassen von Herdenkontrolltagen über Herden hinweg mit speziellen Cluster-Algorithmen dar. Die Cluster-Algorithmen suchen nach Herdenkontrolltagen aus ähnlichen Herden und mit ähnlichem Kontrolldatum (z.B. Strabel, 1997). Das Clustern von Herdenkontrolltagen führte in den Untersuchungen von Strabel und Szwaczkowski (1999) an erstlaktierenden polnischen Schwarzbuntkühen zu einem Anstieg der Beobachtungen innerhalb der Zeitfährtenengruppe. Im Ausgangsdatenmaterial waren hier 40 Prozent der Kontrolltage mit nur einer und 18 Prozent mit zwei Beobachtungen besetzt. Als Schlussfolgerung aus ihren Untersuchungen sahen Strabel und Szwaczkowski (1999) jedoch keine wesentliche Verbesserung im Vergleich zu der direkten Verwendung des fixen Herdenkontrolltagseffektes im Auswertungsmodell. In den Untersuchungen von Strabel und Szwaczkowski (1998) konnte durch das Clustern von Herdenkontrolltagen eine

leichte Reduktion der PEV und eine leichte Steigerung der Korrelation zwischen wahren und geschätzten Zuchtwerten von 0.6243 auf 0.6269 erzielt werden im Vergleich zum Herdenkontrolltag.

- Die Zusammenfassung von Herdenkontrolltagen mit Hilfe des Zeitpunktes (Saison) der vorausgehenden Kalbung entspricht der Herden-Jahr-Saison Einteilung in Abschnitts- bzw. Laktationsmodellen. Dies führt zur Annahme eines Durchschnittseffektes über alle Herdenkontrolltage der Laktation, was zu Ungenauigkeiten bei der Beschreibung der Umwelteinflüsse führt (Pösö u. a., 1996). Hier würden zwei Kühe einer Herde, die in aufeinander folgenden Monaten kalbten, in verschiedene Zeitgefährtengruppen eingeteilt. Den Großteil ihrer Kontrolltagsbeobachtungen würden sie jedoch unter den gleichen Umweltbedingungen erbringen.

- **Betrachtung des Herdenkontrolltags als zufälligen Einflussfaktor**

Die Betrachtung des Herdenkontrolltags als zufälligen Einflussfaktor bedeutet eine Nutzung aller verfügbaren Informationen an einem Herdenkontrolltag. Dies führt bei kleinen Zeitgefährtengruppen zu einem größeren Informationsgewinn im Vergleich zu großen Zeitgefährtengruppen (Chauhan, 1987a).

Zu den Auswirkungen einer nicht zufälligen Anpaarung von Bullen in bestimmten Herden auf die Genauigkeit der geschätzten genetischen Werte und den MSE ('Mean Squared Error'), der sich aus der Summe der PEV und der quadrierten Verzerrung der Zuchtwerte zusammensetzt, gibt es in der Literatur verschiedene gegensätzliche Aussagen.

Visscher und Goddard (1993) und Ugarte u. a. (1992) konnten in ihren Untersuchungen eine Abnahme der Verzerrung der genetischen Werte nachweisen, wenn die Zeitgefährtengruppe als zufälliger Effekt angenommen wurde. Dies steht im Widerspruch zu den Aussagen von Henderson (1975a). Visscher und Goddard (1993) merken jedoch in den Schlussfolgerungen an, dass nur wenn kein Zusammenhang zwischen dem Einsatz der Bullen und den Zeitgefährtengruppen vorhanden ist, die Zeitgefährtengruppe als zufälliger Effekt im Modell berücksichtigt werden sollte. Auch Ugarte u. a. (1992) schlussfolgerten aufgrund ihrer Simulationsergebnisse, dass bei einer nicht zufälligen Verteilung der Bullen auf die Zeitgefährtengruppen, besonders beim Vorliegen von kleinen Gruppengrößen und einer kleinen Varianz der als zufällig berücksichtigten Zeitgefährtengruppen im Vergleich zur Restvarianz (Verhältnis 1:1.5 und 1:2.75), die Verzerrung der geschätzten Zuchtwerte groß sein kann. Die Korrelationen zwischen wahren und geschätzten Zuchtwerten waren in den Untersuchungen von Ugarte u. a. (1992) für alle Modelle mit zufälligen Zeitgefährtengruppen höher im Vergleich zu Modellen mit fixen Gruppen. Eine Ausnahme waren dabei die Ergebnisse für eine Datenstruktur mit einem negativen Zusammenhang zwischen Bullenzuchtwerten und Zeitgefährtengruppenniveau.

Oikawa und Sato (1996, 1997) wiesen in Simulationsstudien ebenfalls die Überlegenheit zufälliger Herdeneffekte im Vergleich zu fixen Herdeneffekten in kleinen Herdenstrukturen bezüglich der

Korrelation zwischen wahren und geschätzten Zuchtwerten nach. Das Vorhandensein einer nicht zufälligen Anpaarung von besseren Bullen in besseren Herden hatte in diesen Untersuchungen keinen Einfluss. Wenn eine starke Sonderbehandlung der Kühe in Beziehung zu dem Zuchtwert des Vaters angenommen wurde, kam es zu einer Überlegenheit des Modells mit fixem Herdeneffekt. In den Schlussfolgerungen von Oikawa und Sato (1996) wird darauf hingewiesen, dass es im Falle von vorhandenen größeren Herden und nicht zufälliger Anpaarung der Bullen zur Verzerrung von Zuchtwerten kommen kann.

Bei der alleinigen Definition des Herdenjahres als zufällige Zeitfahrtingruppe kann es zu einem verzerrten genetischen Trend kommen, wie Untersuchungen von Heringstad u. a. (1999) für das Merkmal klinische Mastitis bei Norwegischen Rindern gezeigt haben. Dies war in diesen Untersuchungen in erster Linie auf die gestiegene Bereitschaft der Bauern, bei einer Mastitis den Tierarzt zu holen, zurückzuführen. Im Modell mit zufälligem Herdenjahreseffekt war die gesteigerte Erfassung der Mastitisfälle über die Jahre nicht trennbar von den Bullenzuchtwerten. Für die Schätzung des genetischen Trends wurde daher ein fixer Herdenjahreseffekt empfohlen, bei dem es zu keinen Verzerrungen der Zuchtwerte kommt. Bei der Rangierung von jüngeren Bullen kann nach Heringstad u. a. (1999) eine Abwägung zwischen der Minimierung der Verzerrung und der Minimierung der PEV zu einem anderen Modell führen.

In Zuchtwertschätzungen wird aus Gründen der Vereinfachung der Berechnungen allgemein die Annahme eines Nichtvorhandenseins von Kovarianzen zwischen nichtgenetischen zufälligen Einflussfaktoren getroffen (Henderson, 1974). Van Vleck (1987) stellt für den Fall von zufälligen Jahr-Saisons (der Kalbung) heraus, dass diese wahrscheinlich miteinander korreliert sind, was in weiteren Untersuchungen ebenfalls bemerkt wurde (z.B. Chauhan und Hill, 1986; Chauhan, 1987b). Bei der Annahme von Korrelationen zwischen aufeinander folgenden Zeitfahrtingruppen nimmt die Anzahl der effektiven Töchter zur Schätzung der genetischen Werte zu (Van Vleck, 1987). Chauhan und Thompson (1996) haben eine Kovarianzstruktur zwischen Kalbemonaten innerhalb von Herdenjahren angepasst und aus den Ergebnissen gefolgert, dass der Vorteil gegenüber einem Modell mit zufälligen unabhängigen Kalbemonaten nicht den größeren Rechenaufwand rechtfertigen würde, solange die Herdengröße nicht eine bestimmte Größe überschreitet. Wade u. a. (1993) haben in ihren Untersuchungen mit Felddaten eine autoregressive Struktur zwischen aufeinander folgenden Monaten innerhalb von Herdenjahren angewendet, bei deren Anwendung der Mehraufwand an Rechenzeit im Vergleich zur Methode von Chauhan und Thompson (1996) geringer ist (Van Bebber u. a., 1997).

- **Teilweise Betrachtung von Herdeneinflüssen als fixe und zufällige Einflussfaktoren**

In den Untersuchungen von Pösö u. a. (1996) mit Kontrolltagsbeobachtungen von erstlaktierenden Ayrshirekühen erklärte das Herdenjahr nur 5 Prozent der Gesamtvariation in einem Wiederholbarkeits-Vatermodell. Die einzelnen Herdenkontrollmonate, mit einer durchschnittlichen Anzahl von 3.5 Beobachtungen, erklärten hingegen etwa 15 Prozent der Gesamtvariation. Im Vergleich verschiedener zufälliger Zeitfahrtingruppen zusätzlich zu einem fixen Herdeneffekt führte der

zufällige Effekt Herden-Test-Monat zur niedrigsten Restvarianz und zur höchsten geschätzten Heritabilität.

In dem von Mäntysaari und Sillanpää (1993) untersuchten Tiermodell zur Schätzung von Laktationszuchtwerten wurde ein zufälliger Herdenjahreseffekt neben einem fixen Herdeneffekt aufgenommen. Mit diesem Modell konnte die untersuchte empirische Verzerrung der Zuchtwerte im Vergleich zu einem Modell mit rein fixen Zeitgefährtengruppen reduziert werden. Bei der Schätzung von separaten fixen Herdeneffekten und zufälligen Herdenjahreseffekten für die erste und weitere Laktationen kam es zu einer weiteren deutlichen Reduktion der empirischen Verzerrung der Zuchtwerte, was zu einer Empfehlung dieser Modellierung bei kleinen Herdengrößen in dieser Untersuchung geführt hat.

In den Untersuchungen von Chauhan u. a. (1990) führte ein Modell (305-Tage Leistung) mit fixem Herdenjahreseffekt zu einer um den Faktor 1.6 höheren durchschnittlichen PEV im Vergleich zu einem Modell mit fixem Herdeneffekt und zufälligem Herdenjahreseffekt im verwendeten Vatermodell. Bei der alleinigen Berücksichtigung der Zeitgefährtengruppe als zufälliger Herdenjahr-Saison-Effekt kommt es ebenfalls zu einer Erhöhung der durchschnittlichen PEV um den Faktor 1.3. Chauhan u. a. (1990) folgerten aus ihren Untersuchungen, dass in Situationen mit kleinen Herden die Herde als fixer Effekt und das Herdenjahr oder die Herden-Jahr-Saisons als zufällige Effekte in das Modell aufgenommen werden können. Von einer Berücksichtigung der Zeitgefährtengruppe als rein zufälligen Effekt wird hier abgeraten.

In den Untersuchungen von Chauhan (1987a) war ein Modell mit dem fixen Effekt Herde und den zufälligen Effekten Herde-Zeitperiode und Herde-Zeitperiode-Saison den Modellen mit ausschließlich fixen Zeitgefährteneffekten überlegen (die Zeitperiode entsprach hier einer feineren Jahreseinteilung). Es wird jedoch auch hier aus den Ergebnissen gefolgert, dass bei vorhandenen Trends in der Zuchtpraxis (Genetik oder Umwelt) ein Modell mit einem fixen Effekt Herde-Zeitperiode dem Modell mit zwei zufälligen Effekten überlegen ist.

2.2.3 Laktationsstadium

Das Laktationsstadium ist der wichtigste Umweltfaktor auf die Variation der Kontrolltagsleistungen innerhalb einer Laktation (Swalve, 1995c). Im vorliegenden Abschnitt soll nur auf die in der Literatur beschriebenen Einflüsse des Laktationsstadiums auf die Milchleistungsmerkmale eingegangen werden, die im Rahmen der bisher beschriebenen Umwelteinflüsse nicht angesprochen wurden.

In der Literatur wird allgemein von einem Anstieg der Milchproduktion in den ersten ein bis zwei Laktationsmonaten berichtet, danach kommt es in der Regel zu einem stetigen Abfall der Leistung (z.B. Sharma u. a., 1990; Stanton u. a., 1992; Olori, 1997). In den Untersuchungen von Sharma u. a. (1990) zeigte die Fett- und Proteinleistung einen stetigen Abfall ab dem Laktationsbeginn, während die Fett- und Proteingehaltswerte ab dem vierten bzw. dritten Laktationsmonat wieder anstiegen. Stanton u. a.

(1992) machen die gleiche Beobachtung für die Fett- und Proteinmenge, der Anstieg der Fett- und Proteingehaltswerte erfolgt hier nach dem zweiten bzw. ersten Laktationsmonat. Olori (1997) konnte dagegen einen Anstieg der Fett- und Proteinmenge bis zur Laktationswoche fünf bzw. sieben beobachten. Danach kam es in diesen Untersuchungen ebenfalls zu einem Abfall der Leistungen im Laktationsverlauf.

Einfluss der Parität auf den Laktationsverlauf

Das bessere Durchhaltevermögen von Erstlingen gegenüber von Mehrkalbskühen wurde in einer Reihe von Untersuchungen aufgezeigt (z.B. Auran, 1973; Congleton Jr. und Everett, 1980; Bar-Anan und Genizi, 1981; Shanks u. a., 1981; Keown u. a., 1986; Stanton u. a., 1992; Coulon u. a., 1995; Vargas u. a., 2000). Die Persistenz wird neben der Laktation auch vom Kalbealter der Tiere beeinflusst. Je älter die Tiere bei der Kalbung sind, desto stärker nimmt die Persistenz der folgenden Laktation ab. Die Persistenz der ersten Laktationen ist jedoch auch dann höher, wenn das Kalbealter konstant gehalten wird (Auran, 1973). Von Stanton u. a. (1992) wurde als Erklärung für den langsameren Leistungsabfall im Laktationsverlauf bei Erstkalbenden ein Reifeprozess angenommen, der die Abnahme der Milchmenge im Laktationsverlauf aufwiegt. Durch die Berücksichtigung des Alters am Kontrolltag wurde die mit zunehmendem Alter des Tieres ansteigende Reife des Tieres im Auswertungsmodell berücksichtigt. Die Unterschiede in der Persistenz zwischen Erstlaktierenden und Mehrkalbskühen konnten jedoch mit diesem Faktor nicht erklärt werden. Bei Gengler (1996) und Swalve und Gengler (1998) wird ein Überblick über die Persistenz bei Milchleistungsmerkmalen gegeben.

Einfluss der Herde auf den Laktationsverlauf

Der phänotypische Laktationsverlauf von Milchleistungsmerkmalen unterscheidet sich sowohl zwischen Herden als auch innerhalb von Herden (Swalve und Guo, 1999). Guo (1998) beschreibt einen klaren Einfluss des Herdenmanagements auf die Anpassung der in dieser Arbeit angewendeten Laktationskurven. Bar-Anan und Genizi (1981) konnten in ihren Untersuchungen einen Einfluss des Herdenniveaus auf die Form der Laktationskurven nachweisen. Während Unterschiede im Zeitpunkt des Erreichens des Laktationspeaks vorhanden waren, konnte kein unterschiedlicher Abfall der Milchleistung im Laktationsverlauf bei unterschiedlichen Herdenniveaus festgestellt werden. Innerhalb der Herden konnten Bar-Anan und Genizi (1981) starke Abhängigkeiten des Laktationsverlaufs vom Leistungsniveau der Kühe beobachten. Die Milchleistung der Hochleistungskühe wies einen höheren Leistungsanstieg zwischen dem ersten und zweiten Kalbemonat auf, während der Abfall der Milchleistung nach dem Laktationspeak ebenfalls stärker ausgeprägt war. Der Zeitpunkt des Laktationspeaks war bei den Hochleistungskühen später im Vergleich zu Kühen mit geringerer Milchleistung.

Berücksichtigung des Laktationsstadiums in einem Testtagsmodell

Die Korrektur des Einflusses des Laktationsstadiums auf die Milchleistungsmerkmale im Testtagsmodell wird seit der Einführung des Wiederholbarkeits-Testtagstiermodells (Ptak und Schaeffer, 1993) in den Weiterentwicklungen des Testtagsmodells (z.B. Schaeffer und Dekkers, 1994; Reents u. a., 1995a,b; Jamrozik u. a., 1997b; Strandèn u. a., 2000) als Funktion der Variable Laktationstag durchgeführt. Für die Entwicklung von geeigneten Funktionen zur Korrektur des Laktationsstadiums können die Erkenntnisse aus den Untersuchungen zur mathematischen Beschreibung von phänotypischen Laktationskurven, die unabhängig von der Trennung genetischer und nichtgenetischer Einflussfaktoren entwickelt wurden, herangezogen werden (Swalve, 1998).

Für einen ausführlichen Überblick über mögliche Funktionen zur Beschreibung der Laktationskurven und den Vergleich von Funktionen zur Korrektur von Kontrolltagsleistungen für verschiedene Laktationsstadien in Testtagsmodellen wird auf die Arbeiten von Olori (1997) und Guo (1998) verwiesen. Der Vergleich von verschiedenen Funktionen in einem FRM bei Guo und Swalve (1997) zeigte bei den geschätzten Varianzkomponenten und Zuchtwerten nur marginale Unterschiede zwischen den Funktionen. Die angewendeten Funktionen waren alle in der Lage, innerhalb der Subgruppen, die mit Hilfe der fixen Einflussfaktoren Kalbejahr, Kalbesaison und Erstkalbealter gebildet wurden, die mittleren Laktationskurven gut anzupassen. In einem RRM wird die Wahl der Funktion für die zufälligen tierspezifischen Regressionen als bedeutsamer angesehen (Guo, 1998).

Der Laktationsverlauf der Milchleistungsmerkmale ist von verschiedenen Umweltfaktoren abhängig. Diese Beziehungen können durch die Schätzung separater Korrekturfaktoren innerhalb von Subgruppen von Kühen, die mit Hilfe von Umweltfaktoren definiert werden, berücksichtigt werden. Guo und Swalve (1997) schlussfolgern aufgrund von starken Herdenunterschieden bei der Anpassung von Laktationskurvenfunktionen, dass die Korrektur des Laktationsstadiums so individuell wie nur möglich erfolgen sollte. Eine Schätzung innerhalb von Herden oder Herdenjahren wird jedoch nur für sehr große Herden als realisierbar betrachtet.

Die Einteilung der Subgruppen zur Schätzung von separaten fixen Korrekturfaktoren für das Laktationsstadium wurde bei den in der Literatur vorhandenen Untersuchungen zum Testtagsmodell relativ willkürlich durchgeführt. Im Folgenden sind einige Beispiele aus Untersuchungen, bzw. Routinezuchtwertschätzungen aufgeführt:

- Ptak und Schaeffer (1993) haben in ihren Untersuchungen mit einem FRM acht Subgruppen mit Hilfe von vier Kalbealterklassen und zwei Kalbesaisons gebildet und die Regressionskoeffizienten zur Korrektur des Laktationsstadiums innerhalb dieser Subgruppen genestet.
- In der Zuchtwertschätzung für Milchleistungsmerkmale mit einem RRM in der Slowakischen Rinderpopulation wurde eine analoge Einteilung gemacht und zusätzlich für 12 Rassen unterteilt (Candrák u. a., 1997).

- Bei der Zuchtwertschätzung für Milchleistungsmerkmale der Rassen Schwarz-, Rotbunt und Rotvieh in Deutschland mit einem Mehrmerkmals-FRM werden insgesamt 8505 unterschiedliche Subgruppen gebildet, die aus folgenden Faktoren resultieren: 3 Laktationen, 5 Kalbealtersgruppen je Laktationsnummer, 3 Kalbesaisons, 9 Regionen bzw. Rassen, 7 Zwischenkalbezeitgruppen und 3 Kalbejahresklassen (VIT, 2000, S.4). Die Faktoren, die zur Bildung der Subgruppen herangezogen wurden, werden in diesem Modell zusätzlich als Mehrfachinteraktion in das Modell aufgenommen.
- In der Zuchtwertschätzung für Milchleistungsmerkmale und Zellgehalt in Kanada mit einem RRM werden für die Holsteinrasse drei Laktationen, fünf geographischen Regionen, zwei Kalbesaisons, 4 Kalbealtersklassen (innerhalb Laktationsnummer) zur Einteilung der Subgruppen herangezogen (Jamrozik u. a., 1998; Schaeffer u. a., 2000). Bei weiterem Datenzuwachs wird hier zusätzlich noch eine Zeitperiode, die mit Hilfe des Kalbejahres gebildet wird, mit in die Subgruppenbildung aufgenommen (Schaeffer u. a., 2000). Auch im kanadischen Testtagsmodell werden die Faktoren, die zur Bildung der Subgruppen herangezogen werden, als Mehrfachinteraktionseffekt im Modell berücksichtigt.
- Das in Finnland in der Zuchtwertschätzung für Milchleistungsmerkmale angewendete RRM beinhaltet ebenfalls eine Korrektur des Laktationsstadiums, die innerhalb von Subgruppen durchgeführt wird. Die Subgruppen werden mit 3 Kalbesaisons, den Kalbejahren und 3 Laktationsgruppen gebildet (Strandén u. a., 2000). Die Interaktion zwischen den Faktoren, die zur Subgruppenbildung herangezogen werden, ist auch in diesem Modell als fixe Mehrfachinteraktion enthalten.

2.2.4 Einfluss des Trächtigkeitsstadiums auf die Leistung

Die Trächtigkeit hat einen erheblichen Einfluss auf die Milchleistung innerhalb einer Laktation, was zu einem großen Teil auf die hormonelle Umstellung während der Trächtigkeit zurückzuführen ist. Diese hormonellen Einflüsse aufgrund der Trächtigkeit werden von Tucker (2000) als der größte physiologische Anreiz zur Milchproduktion bezeichnet.

Der Zeitraum zwischen aufeinander folgenden Kalbungen (Zwischenkalbezeit) wird durch die Zeitspanne zwischen Kalbung und erfolgreicher Belegung der Kuh (Güstzeit) und die Trächtigkeitsdauer bestimmt. Die Trächtigkeitsdauer kann in einen Zeitabschnitt mit und einen Zeitabschnitt ohne Leistungserbringung (Trockenzeit) eingeteilt werden. Der Effekt der Zwischenkalbezeit kann demzufolge in die Effekte Güstzeit, Trächtigkeitsstadium mit Laktation und Trockenzeit zerlegt werden, die spezifische und unterscheidbare Einflüsse auf die Milchleistung von Milchkühen haben.

2.2.4.1 Trockenzeit

Die Länge der Trockenzeit hat einen Einfluss auf die Milchleistung in der folgenden Laktation. Der Einfluss der Anzahl an Trockentagen vor einer Abkalbung beschreibt einen großen Teil des Einflusses

der Zwischenkalbezeit der vorhergehenden Laktation auf die laufende Laktation (Wood, 1985), was in einer hohen Korrelation zwischen der Trockenzeit und der Zwischenkalbezeit innerhalb einer Laktation zum Ausdruck kommt (Brotherstone, 1987).

Die Länge der Trockenzeit ist jedoch teilweise genetisch bedingt (Wilton u. a., 1967; Schaeffer und Henderson, 1972). Eine Unterscheidung zwischen einem natürlichen Trockenstellen der Kühe mit niedriger Milchleistung gegen Ende der Trächtigkeit und einem managementbedingten Trockenstellen ist in der Regel nicht möglich. Die Korrektur auf Trockentage kann daher zur Beeinflussung der Schätzung der genetischen Differenz zwischen Individuen führen und ist nicht zu empfehlen (Schaeffer und Henderson, 1972; Brotherstone, 1987).

2.2.4.2 Zwischenkalbezeit und Günstzeit

Im Allgemeinen produzieren Kühe mit höherer Zwischenkalbezeit mehr Milch in einer Laktation als Kühe, die in einem frühen Laktationsstadium besamt werden (Schaeffer und Henderson, 1972; Auran, 1974; Oltenacu u. a., 1980; Danell, 1982; Mäntysaari und Van Vleck, 1989; Genizi u. a., 1992; Makuza und McDaniel, 1996). Die genaue Zwischenkalbezeit einer Laktation ist erst bekannt, wenn die folgende Kalbung vorliegt. Der Zusammenhang zwischen der vorhergehenden und der Zwischenkalbezeit der betrachteten Laktation wird als schwach oder gar nicht vorhanden beschrieben (Brotherstone, 1987; Makuza und McDaniel, 1996; Lee u. a., 1997).

Die Länge der Zwischenkalbezeit wird größtenteils von der Länge der Günstzeit bestimmt (Auran, 1974; El Amin u. a., 1986). Die Aufzeichnung der Günstzeit bzw. des Besamungsdatums, das zur Konzeption geführt hat, durch den Landwirt ist einem höheren Fehlereinfluss als die Aufzeichnung bzw. Berechnung der Zwischenkalbezeit ausgesetzt (Auran, 1974). Nach Danell (1982) hat die Länge der Günstzeit einen größeren Einfluss auf die Laktationsleistung als die Effekte Kalbesaison und Kalbealter.

Die Günstzeit beinhaltet die Information, welcher Zeitraum einer Laktationsleistung von der Trächtigkeit nicht beeinflusst wurde. Mit Hilfe der Günstzeit kann demnach der Einfluss des Umweltfaktors Trächtigkeit auf die Laktationsleistung korrigiert werden. Die Günstzeit und auch die Zwischenkalbezeit werden deshalb in zahlreichen Untersuchungen (z.B. Schaeffer und Henderson, 1972; Oltenacu u. a., 1980; Sadek und Freeman, 1992) ganz allgemein als Umweltfaktoren bezeichnet, die in einer Zuchtwertschätzung für Milchleistungsmerkmale einbezogen werden sollen, um die Genauigkeit der ermittelten genetischen Werte der Tiere zu steigern.

Die Länge der Günstzeit ist zum einen abhängig von der Entscheidung des Landwirts und zum anderen von der Fähigkeit der Kuh zur Konzeption zum Zeitpunkt dieser Entscheidung. Ist nur die Variable Günstzeit bekannt, so wird angenommen, dass alle Kühe die gleiche Chance haben trüchtig zu werden. Tatsächlich kann jedoch die Günstzeit durch die Höhe der Milchleistung am Anfang der Laktation beeinflusst werden. In Laktationsmodellen beeinflusst der Effekt der Günstzeitlänge nach bekannter Konzeption, mit seiner Information über den Anteil der Laktation ohne Trächtigkeitseinfluss, die Laktationsleistung (Oltenacu u. a., 1980; Lee u. a., 1997; Berger u. a., 1981). Verschiedene mögliche Gründe für die Zunahme der

Güstzeit bei Kühen mit höherer Leistung werden in der Literatur genannt: Biotechnische Maßnahmen zu Beginn der Laktation, verstärkter Einfluss des Managements in Richtung längere Laktationsdauer, Vermeidung der Überschneidung von negativer Energiebilanz und Besamung in den Anfangsmonaten der Laktation und der biologische Antagonismus zwischen Energiebilanz und Konzeptionsverhalten ohne Einwirkung des Herdenmanagements.

Genetische Fundierung der Zwischenkalbezeit und Güstzeit

Die geschätzten Heritabilitäten der Güstzeit und Zwischenkalbezeit liegen im Allgemeinen unter 0.10 (Schaeffer und Henderson, 1972; Berger u. a., 1981; Hansen u. a., 1983; Seykora und McDaniel, 1983; Hermas u. a., 1987; Mäntysaari und Van Vleck, 1989; Marti und Funk, 1994; Makuza und McDaniel, 1996; Roman und Wilcox, 2000; Raheja u. a., 1989). Die geschätzte Heritabilität von 0.15 für die Zwischenkalbezeit bei Holsteins in der Untersuchung von Dong und Van Vleck (1989) weicht von diesen Untersuchungen nach oben hin ab, was nach Dong und Van Vleck (1989) auf das angewendete Tiermodell zurückzuführen ist. Seykora und McDaniel (1983) kamen in ihren Untersuchungen zu dem Ergebnis, dass die Heritabilität der Güstzeit geschätzt an Daten aus den Jahren 1950 bis 1959 bei 0.06 lag und dann in den darauf folgenden zwei Jahrzehnten auf 0.12 anstieg.

Ein genetischer Zusammenhang zwischen der Güstzeit und Laktationsleistung bzw. -teilleistung wurde in einigen Untersuchungen festgestellt (z.B. Berger u. a., 1981; Hansen u. a., 1983; Seykora und McDaniel, 1983; Weller, 1989; Dong und Van Vleck, 1989; Pösö und Mäntysaari, 1996), wobei die ermittelten Korrelationen in einem relativ weiten Rahmen schwanken.

In den Untersuchungen von Seykora und McDaniel (1983) wurden genetische Korrelationen zwischen der 305-Tage Milchleistung und der Güstzeit zwischen 0.35 und 0.60 mittels verschiedener Methoden bei Holsteinkühen geschätzt. Berger u. a. (1981) berichten von genetischen Korrelationen der Güstzeit zur 60-Tage Milchleistung der untersuchten kalifornischen Holsteins in der Höhe von 0.47, 0.17 und -0.18 in der ersten, zweiten und dritten Laktation. Die genetischen Korrelationen zwischen der Güstzeit und der kumulierten 180- bzw. 305-Tageleistung lagen höher als die Beziehung zu der Leistung der ersten 60 Laktationstage. Die phänotypische Korrelation zwischen Milchleistung und erster Belegung der Kühe lag in diesen Untersuchungen nahe bei Null, d.h. dass die Entscheidung des Landwirtes zur ersten Besamung unabhängig von der 60-Tage Leistung der Tiere gefällt wurde. Hansen u. a. (1983) konnten in ihren Untersuchungen ebenfalls deutlich höhere genetische als phänotypische Korrelationen finden. Die phänotypischen Korrelationen bei verschiedenen Abschnittsleistungen bis zum 180. Laktationstag lagen hier in einem relativ niedrigen Wertebereich von 0.05 bis 0.12, während die genetischen Korrelationen bis zu 0.31 betragen. Im Gegensatz dazu waren die phänotypischen Korrelationen der Laktationsleistung von Holsteins zur Zwischenkalbezeit bei den Untersuchungen von Dong und Van Vleck (1989) mit 0.23 bis 0.28 in zwei verschiedenen Datensätzen höher als die gefundenen genetischen Korrelationen (0.08 bis 0.10).

Weller (1989) konnte in seinen Analysen bei israelischen Holsteins eine genetische Korrelation von 0.27

zwischen der Rastzeit und der Erstlaktationsleistung finden. Aufgrund der hier geschätzten genetischen Trends wird von Weller (1989) jedoch ein Zusammenhang zwischen Fruchtbarkeits- und Milchleistungsmerkmalen als nicht bewiesen bezeichnet. In den Untersuchungen von Roman und Wilcox (2000) und Raheja u. a. (1989) wird ebenfalls die Hypothese unterstützt, dass keine oder nur sehr kleine antagonistische Effekte von der Milchleistung auf Reproduktionsmerkmale ausgehen. Bei den Analysen von Roman und Wilcox (2000) an erstlaktierenden Jerseys betrug die phänotypische Korrelation der Rastzeit zur Laktationsleistung in den Merkmalen Milch-, Fett- und Proteinmenge zwischen -0.03 und -0.05, die genetische Korrelation lag bei 0.03 bis -0.13.

Auswirkungen von Güt- und Zwischenkalbezeit auf die Leistungsabschnitte einer Laktation

Zur Entwicklung von Faktoren zur Korrektur des Trächtigkeitseinflusses bei Laktationsleistungen mit Hilfe der Variable Gützeit wurden in verschiedenen Arbeiten fixe Auswertungsmodelle angewendet. In einigen dieser Untersuchungen wurde der Zusammenhang zwischen der Milchleistung und der Länge der Gützeit durch die Aufnahme von Variablen, die das Leistungsniveau der Kühe beschreiben, berücksichtigt. Nach der Gruppierung der Kühe anhand des Herdenniveaus in zwei Leistungsgruppen in der Untersuchung von Oltenacu u. a. (1980), konnte kein signifikanter Einfluss der Gützeit auf die kumulierte 210-Tageleistung von Jungkühen mehr nachgewiesen werden. Der Zusammenhang zwischen dem Herdenleistungsniveau und dem Zeitpunkt der Besamung der Kühe wurde ebenfalls von Bar-Anan und Genizi (1981) beschrieben. Von Marti und Funk (1994) wurde der Zusammenhang zwischen Höhe der Milchleistung und Gützeitlänge auch innerhalb von Herden festgestellt. Lee u. a. (1997) konnten bei ihren Untersuchungen einen Zusammenhang zwischen kumulierten Leistungsabschnitten am Anfang der Laktation und der Gützeitlänge aufzeigen. Der Effekt der Gützeit auf die 305-Tage Leistung wurde in diesen Untersuchungen durch die Berücksichtigung der bis zum 80., 100., 120. und 140. Laktationstag erbrachten Leistung im Modell um 22 bis 30 bzw. 31 bis 41 Prozent in der ersten bzw. zweiten Laktation reduziert. Bei den Fett- und Proteinerträgen konnten sehr ähnliche Effekte beobachtet werden. Auch bei Thompson u. a. (1982) reduzierte sich der Effekt einer Verlängerung der Gützeitperiode von 20 auf 305 Tage auf die Milchleistung um 21 bis 27 Prozent in der 1. bis 3. Laktation nach der Einbeziehung des Leistungsniveaus der Kuh vom Laktationsanfang.

Im Gegensatz dazu stehen die Ergebnisse der Untersuchungen von Wiggans und Ernst (1986), bei denen keine signifikanten Interaktionen zwischen der durchschnittlichen 100-Tage Herdenleistung und der Gützeitlänge auf kumulierte Leistungsabschnitte festgestellt wurden. Weller u. a. (1985) konnten in ihren Untersuchungen auch keine Interaktion zwischen dem Effekt der Gützeitlänge und dem mittleren Herdenleistungsniveau nachweisen. Ein Zusammenhang zwischen der Milchleistung der Kuh relativ zum Herdenmittel und der Länge der Gützeit war hier ebenfalls nicht nachzuweisen. In Untersuchungen zur Vorhersage von kumulierten Teilleistungen von Congleton Jr. und Everett (1980), in denen das Herdenniveau mit einbezogen wurde, konnte nur ein geringer Einfluss der Gützeit auf den Verlauf der Milchleistung in der Laktation festgestellt werden, der am Laktationsanfang und -ende nicht unterschiedlich war. Der nicht vorhandene Einfluss der Gützeit auf die Milchleistung am Laktationsende

wurde von Congleton Jr. und Everett (1980) auf die fehlende Anpassungsfähigkeit der angewendeten Regressionsfunktionen zurückgeführt.

Der Effekt eines zusätzlichen Tages Gützeit auf die Laktationsleistung unterscheidet sich in den verschiedenen Untersuchungen je nach Länge der untersuchten Gützeiten. In Untersuchungen von Funk u. a. (1987), Sadek und Freeman (1992) und Lee u. a. (1997) beträgt der Zuwachs an 305-Tage Milch- und Fettmenge im Durchschnitt zwischen 3.6 und 4.8 bzw. 0.11 und 0.16 kg bei einer ähnlichen Zunahme der Gützeit von etwa 20 bis zu 305 Tage. Dies stimmt mit den Ergebnissen von Weller u. a. (1985) bei Erstkalbenden mit 4.0 kg Milch und 0.23 kg Fett bei einer untersuchten Gützeitperiode von 30 bis 90 Tagen überein. In dieser Untersuchung kam es jedoch bei einer Zunahme der Gützeit auf 120 bis 150 Tage zu einer negativen Wirkung auf die 305-Tage Milchleistung. Bei den Kühen der höheren Parität wurde vergleichbares schon ab dem neunzigsten Gützeittag beobachtet. Auch bei den Untersuchungen von Lee u. a. (1997) ist die Zunahme der Laktationsmilchleistung aufgrund einer Steigerung der Gützeit bis zu 100 Tage größer als bei einem weiteren Anstieg der Gützeitlänge. Einen stärkeren Anstieg der 305-Tage Leistung von Erstlaktierenden wurde von Auran (1974) mit 5.9 kg und von Oltenacu u. a. (1980) mit 7.4 kg je zusätzlichem Tag Zwischenkalbezeit festgestellt. Makuza und McDaniel (1996) zeigten in ihren Untersuchungen unterschiedliche Effekte der Gützeit bei Holsteins in North-Carolina und Simbabwe auf, die zum Teil auf die verschiedenen Managementgegebenheiten zurückzuführen waren.

Von einem stärkeren Einfluss der Gützeitlänge auf die 305-Tage Leistung von Mehrkalbskühen im Vergleich zu Erstkalbenden wird in einigen Untersuchungen berichtet (Oltenacu u. a., 1980; Marti und Funk, 1994; Lee u. a., 1997). Thompson u. a. (1982) konnten im Gegensatz dazu nur geringe Differenzen des Gützeiteinflusses auf die 305-Tage Leistungen der ersten bis dritten Laktation bei Kühen mit einer Gützeit von weniger als 150 Tagen nachweisen. Für Laktationsleistungen von Kühen mit mehr als 150 Tagen Gützeit konnte jedoch bei den Erstlaktierenden ein kleinerer Anstieg der Leistungen im Vergleich zu Kühen höherer Parität mit steigender Gützeit beobachtet werden. Sadek und Freeman (1992) sprachen sich in ihren Untersuchungen für einheitliche Faktoren zur Korrektur des Einflusses der Gützeit auf die Laktationsleistung bei Erstkalbenden und Mehrkalbskühen aus.

Die Variablen Zwischenkalbezeit und Gützeit nehmen einen konstanten Trächtigkeitseinfluss über die Trächtigkeit an, was in zahlreichen Untersuchungen (z.B. Auran, 1974; Danell, 1982; Coulon u. a., 1995) als nicht zutreffend festgestellt wurde. Die Berücksichtigung dieser Einflussfaktoren bei der Zuchtwertschätzung mit aggregierten Laktationsleistungen korrigieren einen globalen Einfluss der Trächtigkeit auf die Laktationsleistung, was nur bei einer Zuchtwertschätzung mit Laktationsdaten von Nutzen ist (Olori u. a., 1997).

2.2.4.3 Trächtigkeitstag

Die Korrektur des Trächtigkeitstages ist nur im Testtagsmodell oder im 2-Stufen-Modell möglich. Sie berücksichtigt direkt den Einfluss der Trächtigkeit zum Zeitpunkt der Leistungserbringung. Es erfolgt

keine Korrektur der Laktationsleistung auf eine mittlere Zwischenkalbezeit, stattdessen wird jede Beobachtung in der Weise korrigiert, dass der Beobachtungswert unabhängig von der Trächtigkeit wird. Durch die Korrektur dieser sich kurzzeitig verändernden Effekte kann die Genauigkeit der Zuchtwertschätzung gesteigert werden (Olori u. a., 1997).

Der Beginn des Trächtigkeitseinflusses wird in zahlreichen Arbeiten unterschiedlich beschrieben (Auran, 1974; Bar-Anan und Genizi, 1981; Danell, 1982; Sharma u. a., 1990; Genizi u. a., 1992; Coulon u. a., 1995; Olori, 1997). Übereinstimmend wurde in den verschiedenen Untersuchungen ein stärkerer Einfluss der Trächtigkeit nach dem fünften Trächtigkeitsmonat gegenüber den ersten Monaten der Trächtigkeit festgestellt. Der Beginn des Rückganges der Milchleistung wurde als unabhängig von der Rasse, Günstzeit und dem Leistungsniveau der untersuchten Tiere angegeben (Genizi u. a., 1992; Coulon u. a., 1995).

In verschiedenen Untersuchungen wird ein negativer Effekt der Trächtigkeit schon in den ersten Monaten nach der Konzeption beschrieben, dessen Absolutwert jedoch meist als klein bezeichnet wird (Erb u. a., 1952; Bar-Anan und Genizi, 1981; Olori u. a., 1997). Sharma u. a. (1990) berichtet von einem Anstieg der Milchmenge in den ersten Trächtigkeitsmonaten, welcher nach Berücksichtigung der Interaktion zwischen Trächtigkeits- und Laktationsstadium nicht mehr nachzuweisen war. Die Unterschiede in den verschiedenen Arbeiten sind auf verschiedene Datengrundlagen (wöchentliche Daten aus Versuchen oder monatliche Daten der Milchleistungsverfahren), auf verschiedene Bezugsleistungen (Laktationsleistung oder Leistung in Trächtigkeitswoche) und auf die mehr oder weniger genau erhobenen Einflussfaktoren, die neben der Trächtigkeit auf die Milchleistungsmerkmale wirken, zurückzuführen (Coulon u. a., 1995).

Die Höhe der Reduktion der Milchleistung nach dem fünften Trächtigkeitsmonat war in den Untersuchungen von Coulon u. a. (1995) von der Parität und dem Produktionsniveau abhängig. Bei Mehrkalbskühen und Kühen mit höherer Leistung zeigte sich ein stärkerer Einfluss der Trächtigkeit, der hier zum Teil auf das höhere Geburtsgewicht und auf Zwillingsgeburten zurückzuführen war. Bar-Anan und Genizi (1981) wiesen dagegen in ihren Untersuchungen einen vom Leistungslevel der Kuh unabhängigen Rückgang der täglichen Milchleistung um 3 bis 4 kg Milch im siebten Trächtigkeitsmonat nach, was den Beobachtungen von Olori u. a. (1997) im achten Laktationsmonat entspricht. Die Höhe der Reduktion der Milchleistung lag in verschiedenen Untersuchungen nach der 25. Trächtigkeitswoche bei über einem Kilogramm Milch je Laktationstag (Olori, 1997; Genizi u. a., 1992; Coulon u. a., 1995). Auran (1974) gibt einen großen Zeitraum von Tag 60 bis 150 der Trächtigkeit in Abhängigkeit von der Parität der Kuh und dem Laktationsstadium der Konzeption an, ab dem es zu einem negativen Einfluss auf die Milchleistung kommt. Untersuchungen von Danell (1982) zeigten den Beginn des Einflusses im oberen Drittel dieses Zeitraumes, ab dem 130. bis 140. Trächtigkeitstag auf, während Strandberg und Lundberg (1991) mit Tag 160 ein noch späteres Trächtigkeitsstadium für den Beginn des Einflusses angeben.

Die Fett- und Proteinleistung nahm in Untersuchungen von Sharma u. a. (1990) zu Beginn der Trächtigkeit zu, nachdem das Laktationsstadium korrigiert wurde. Die Gehaltswerte zeigten in dieser Untersuchung eine stetige Zunahme ab dem Trächtigkeitsbeginn. Sharma u. a. (1990) konnten auch zwischen den untersuchten Rassen Holstein und Jersey Unterschiede nachweisen. Olori (1997) konnte dagegen bei seinen Untersuchungen bezüglich des Fett-, Protein- und Lactosegehaltes nur eine signifikante Zunahme des

Fettgehaltes ab dem sechsten Trächtigtkeitsmonat nachweisen.

Die Gesamtreduktion der Milchleistung im Laufe einer Trächtigkeit lag in der Untersuchung von Coulon u. a. (1995) bei 90 kg für Erstlinge und 200 kg für hochleistende Mehrkalbskühe, was zum Teil deutlich unter den Ergebnissen aus anderen Untersuchungen (Schaeffer und Henderson, 1972; Oltenacu u. a., 1980) liegt und nach Coulon u. a. (1995) auf die genauere Datenerhebung zurückzuführen ist. Bei den Untersuchungen von Olori u. a. (1997) lag der geschätzte Verlust einer 305-Tage Laktationsleistung, in der acht Monate unter dem Einfluss einer Trächtigkeit erbracht wurden, bei 207 kg Milch, 8.1 kg Fett und 8.7 kg Protein. War eine Trächtigtkeitsperiode von drei Monaten in die 305-Tage Leistung eingeschlossen, betrug der durchschnittliche Verlust 21 kg Milch, 1.5 kg Fett und 0.9 kg Protein. Bei Danell (1982) betrug die Differenz zwischen der kumulierten Laktationsleistung einschließlich einer vollständigen Trächtigtkeitsperiode und der kumulierten Laktationsleistung mit einer fünfmonatigen Trächtigtkeitsperiode 258 kg Milch.

2.2.4.4 Zusammenhang Trächtigtkeitsstadium und Laktationsstadium

Eine vorhandene Interaktion zwischen dem Laktations- und dem Trächtigtkeitsstadium wurde in einigen Untersuchungen signifikant nachgewiesen (Auran, 1974; Danell, 1982; Sharma u. a., 1990; Olori u. a., 1997). Von Auran (1974) wird diese Interaktion als nicht praxisrelevant bezeichnet, da nur sehr geringe Varianzanteile dadurch erklärt wurden. Der Effekt der Trächtigkeit auf die Milchleistung ist nach Olori u. a. (1997) im mittleren Teil der Laktation höher als in den letzten acht Wochen der Laktation. Der fünfte Trächtigtkeitsmonat führte in diesen Untersuchungen bei Erstkalbskühen in der 24. Laktationswoche zu einer Reduktion der täglichen Milchmenge um 2.6 kg und in der 40. Woche um 1.0 kg, welche nicht durch einen Skaleneffekt aufgrund der höheren Milchleistung in der Mitte der Laktation erklärt werden konnte. Hillerton u. a. (1990) nennen als Hintergrund dafür die weniger für Einflüsse empfänglichen Drüsenzellen gegen Ende der Laktation, während Olori u. a. (1997) eine erhöhte Stresssituation der Kuh in der Laktationsmitte anführen, im Vergleich zu den letzten Laktationsmonaten.

In Untersuchungen von Sharma u. a. (1990) war bei den Milchinhaltsstoffen die Interaktion zwischen dem Laktations- und Trächtigtkeitsstadium signifikant. Olori u. a. (1997) nennen als Grund für unterschiedliche Einflüsse auf die Milch- und Gehaltsleistungen verschiedene Mechanismen für die Sekretion von flüssigen und festen Bestandteilen der Milch, welche im Laufe Trächtigkeit nicht gleich betroffen sind. Zu Trächtigtkeitsbeginn kommt es zu einem größeren Effekt auf die Milchinhaltsstoffe, welche hier zunehmen und gegen Ende der Trächtigkeit kommt es zu einer stärkeren Reduktion der Milchmenge im Vergleich zu den Milchinhaltsstoffen.

Aufgrund der signifikanten Interaktion zwischen dem Trächtigtkeitsstadium und der Länge der Günstzeit, welche als Interaktion zwischen Trächtigtkeits- und Laktationsstadium betrachtet werden kann, empfehlen Olori u. a. (1997) die Einbeziehung dieser Interaktion in ein Modell zur Zuchtwertschätzung.

Kapitel 3

Datenmaterial

3.1 Ausgangsdaten

Milchkuhbestand Bayern Allgemein

Vor der Beschreibung der Kontrolltagsdaten soll der Milchkuhbestand in Bayern im Jahr 1999 näher charakterisiert werden. Die Anzahl der Kühe zur Milchgewinnung beträgt in Bayern 1 459 765 im Jahr 1999, was 30.7 Prozent der in Deutschland gehaltenen Milchkühe entspricht. Der Anteil an Kühen unter Milchleistungsprüfung (MLP), liegt in Bayern bei 71.1 Prozent. Es stehen somit insgesamt 1 038 253 Kühe in 37 275 Betrieben unter MLP, was durchschnittlich 27.9 Kühen je Betrieb entspricht. Die durchschnittliche Anzahl von Kühen im MLP-Betrieb beträgt im Vergleich dazu in ganz Deutschland 42.2 Kühe. Der Anteil von MLP-Betrieben in Bayern mit weniger als 21 Kühen liegt bei 30.8 Prozent und 4.8 Prozent der Betriebe halten weniger als 11 Kühe (LKV Bayern Jahresbericht 1999).

Der Anteil der Rasse Fleckvieh an den Kühen unter MLP beträgt in Bayern 77.2 Prozent, gefolgt von 15.9 Prozent der Rasse Braunvieh, 5.9 Prozent der Rasse Schwarz- bzw. Rotbunt und 0.9 Prozent Gelbvieh und 0.1 Prozent sonstige Rassen (LKV Bayern Jahresbericht 1999). Der Anteil der Rasse Fleckvieh an den MLP-Kühen mit Kalbungen aus der künstlichen Besamung liegt bei 79.2 Prozent, für die Rasse Braunvieh liegt dieser Anteil bei 14 Prozent (ABB und LBR Jahresbericht 1999).

Kontrolltagsdaten

Für die Untersuchungen zu den Umwelteffekten in einem Testtagsmodell standen die vom Landeskuratorium der Erzeugerringe für tierische Veredelung in Bayern e.V. (LKV) im Rahmen der MLP erfassten Kontrolltagsbeobachtungen der ersten bis dritten Laktation zur Verfügung. Hieraus wurden die Kontrolltagsbeobachtungen der Rassen Braunvieh und Fleckvieh aus Laktationen mit einem Kalbedatum innerhalb der Jahre 1990 bis 1997 ausgewählt. In den Datensätzen der beiden Rassen sind aufgrund des

Datenauszug vom Oktober 1997 (Braunvieh) und Dezember 1997 (Fleckvieh) auch Kontrolltagsbeobachtungen aus nicht abgeschlossenen Laktationen enthalten.

Der Datenumfang beträgt vor den Plausibilitätsprüfungen 7 071 642 bzw. 37 610 811 Kontrolltagsdaten von 401 219 Braunvieh- und 2 387 790 Fleckviehkühen. Für die einzelnen Kontrolltage liegt die Tagesmilchmenge mit den Fett- und Proteingehalten vor. Die Fett- und Proteinmenge wurde aus der Milchmenge und den Gehaltswerten berechnet. Da das alternierende Kontrollverfahren in Bayern erst Ende 1997 zur Milchleistungsprüfung zugelassen wurde (LKV Bayern Jahresbericht 1997), liegen im Datenmaterial nur MLP-Daten vom sogenannten Standardverfahren, der A4-Methode, vor. In diesem Verfahren wird die Leistungsprüfung von einem Probenehmer des LKV bei einem Abend- und Morgengemelk mit gleichzeitiger Probenehmung für den Fett- und Proteingehalt durchgeführt. Die Tagesmilchmenge wird dann bei der Verarbeitung der Daten vom LKV aus den beiden Gemelken berechnet.

3.2 Plausibilitätsprüfungen

Die vorliegenden Kontrolltagsdaten wurden einer Plausibilitätsprüfung unterzogen, bei der tierspezifische (z.B. Tieridentifikation), laktationsspezifische (z.B. Kalbealter, Zwischenkalbezeit) und kontrolltagsspezifische Variablen auf Plausibilität geprüft wurden.

Kühe ohne eindeutige Identifikation und Kühe, für die mehrere voneinander abweichende Leistungssätze im Datensatz enthalten waren, wurden aus dem Datenmaterial ausgeschlossen.

Das Braunviehmaterial wurde auf die Herden der bei Würfl u. a. (1984) eingeteilten landwirtschaftlichen Erzeugungsgebiete mit den Überbegriffen "Alpen und Alpenvorland", "Schotterriedel- und Moränen-Hügelland", "Schotter- und Moorgebiete" und "Tertiär-Hügelland, Gäu und Donautal" beschränkt. In den weiter nördlich gelegenen Gebieten Bayerns gibt es nur vereinzelt Herden mit Braunviehkühen. Diese Gebiete wurden aus dem Datenmaterial ausgeschlossen. Der Anteil der verworfenen Leistungsbeobachtungen von Tieren innerhalb dieser Gebiete liegt bei unter 0.05 Prozent.

Für das Kalbealter der Kühe wurden bei den beiden untersuchten Rassen unterschiedliche Ausschlussgrenzen angewendet. Bei der Rasse Braunvieh wurden die Beobachtungen verwendet, bei denen das Kalbealter der vorausgehenden Kalbung bei 20-40, 30-60 bzw. 40-77 Monaten innerhalb der drei Laktationen lag. Da das Erstkalbealter der Fleckviehkühe unter dem der Braunviehkühe liegt, wurden die Obergrenzen für den Ausschluss bei den Fleckviehdaten auf 38, 58 und 74 Monate festgelegt. Die Begrenzung des Kalbealters bei der Datenaufbereitung führte zu einer Datenreduktion um 1.2 bzw. 1.0 Prozent bei den Braunvieh- und Fleckviehdaten.

In den Rohdaten ist die Zwischenkalbezeit für die einzelnen Laktationen angegeben. Dabei handelt es sich um die Zwischenkalbezeit der laufenden Laktation. Bei der Prüfung auf Plausibilität wurden die Leistungsbeobachtungen aus Laktationen mit einer angegebenen Zwischenkalbezeit von unter 300 Tagen aus den Daten ausgeschlossen. Der Anteil dieser Daten betrug bei beiden Rassen unter 0.2 Prozent.

Für die Laktationen mit einer Zwischenkalbezeitangabe wurde unter der Annahme einer fixen Trächtigkeitsdauer von 289 Tagen ein approximatives Konzeptionsdatum berechnet, mit dessen Hilfe der spezifische Trächtigkeitstag für die einzelnen Kontrolltagsbeobachtungen berechnet wurde. Die einzelnen Laktationen wurden danach auf Leistungsbeobachtungen geprüft, für die ein Trächtigkeitstag von größer 270 Tagen berechnet wurde. Da es sich hierbei um Laktationen mit einer nicht erfassten Kalbung oder Fehlgeburt handeln könnte, wurden die Beobachtungen dieser Laktationen ebenfalls aus dem Datenmaterial entfernt. Der Umfang der dadurch bewirkten Datenreduktion lag bei unter 0.15 Prozent in den beiden Datensätzen.

Die unteren Ausschlussgrenzen für die Leistungsbeobachtungen wurden bei der Milchmenge mit 1.5 kg und bei den Fett- und Proteingehaltswerten mit 1.5 Prozent festgelegt. Kontrolltagsbeobachtungen mit Milchmengen über 65 kg Milch oder mehr als 8.5 Prozent an Inhaltsstoffen wurden ebenfalls aus den Daten ausgeschlossen. Diese Begrenzungen führten nur in sehr wenigen Fällen (<0.05 Prozent) zu einem Datenausschluss. Für alle Kontrolltagsbeobachtungen sind die drei Leistungswerte Milch-, Fett- und Proteinmenge vollständig vorhanden.

In den Rohdaten sind Kontrolltagsbeobachtungen ohne Einschränkung des Laktationstages, an dem sie erbracht wurden, enthalten. Aufgrund der sehr heterogenen Umwelteinflüsse, die in den ersten Laktationstagen vorherrschen, wurden die Kontrolltagsbeobachtungen vor dem fünften Laktationstag für die Untersuchungen ausgeschlossen. Zur Begrenzung der Laktationslänge wurde der 325. Laktationstag angewendet, da bei späteren Kontrolltagsbeobachtungen ausgeprägtere Umwelteinflüsse vorliegen. Die Einschränkung der Beobachtungswerte auf die Laktationsperiode vom 5. bis zum 325. Laktationstag führte zu der stärksten Einschränkung des Datenmaterials. Beim Braunviehmaterial betrug die Reduktion der Leistungsbeobachtungen durch diese Begrenzung 6.9 Prozent, bei den Fleckviehdaten wurden 5.0 Prozent der Beobachtungswerte verworfen.

Durch die angewendeten Prüfungen auf Plausibilität und die eingeführten Datenbegrenzungen wurden die Braunvieh- und Fleckviehgesamtdaten um 9.1 bzw. 7.5 Prozent reduziert. Es verbleiben nach der Plausibilitätsprüfung 6 430 805 bzw. 34 789 159 Kontrolltagsbeobachtungen von 396 045 Braunvieh- und 2 246 997 Fleckviehkühen zu den Untersuchungen der Umwelteffekte. Die Anzahl der Herden, in denen die Leistungen erbracht wurden, beträgt 9 175 bzw. 43 723.

3.3 Kennzahlen zum Datenmaterial

In diesem Abschnitt wird ein Überblick über das gesamte aufbereitete Datenmaterial gegeben. Aus diesem Gesamtmaterial wurden einzelne Teildatensätze für die durchgeführten Untersuchungen herausgezogen. Auf diese Teildatensätze wird in diesem Abschnitt nicht näher eingegangen. Ein Überblick über die Teildatensätze wird zu Beginn von Kapitel 5 gegeben.

Die durchschnittlichen täglichen Leistungsdaten innerhalb der einzelnen Laktationen sind in Tabelle 3.1 dargelegt. Die Anzahl der Kontrolltagsbeobachtungen je Laktation liegt im Mittel bei 8.3 bzw. 8.0 in den

Braunvieh- und Fleckviehdaten. Dabei liegen bei 80.2 bzw. 75.6 Prozent der Laktationen in den beiden Datensätzen zwischen 8 und 10 Beobachtungen vor.

Tabelle 3.1: Durchschnittliche tägliche Leistungen in den Gesamtdaten der Rassen Braunvieh und Fleckvieh innerhalb der drei Laktationen.

	Braunvieh			Fleckvieh		
	1. Lakt.	2. Lakt.	3. Lakt.	1. Lakt.	2. Lakt.	3. Lakt.
Anteil an gesamten KTB	40.9	32.9	26.2	43.1	32.8	24.2
Milchmenge (kg)	16.7	18.5	19.6	16.2	18.0	18.9
Fettmenge (kg)	0.69	0.76	0.80	0.67	0.74	0.78
Proteinmenge (kg)	0.58	0.65	0.68	0.56	0.63	0.65

In den beiden Datensätzen liegt außer der Variation der Informationsmenge in den einzelnen Laktationen auch eine Variation der Anzahl Laktationen je Kuh vor, für die Leistungsbeobachtungen in den Datensätzen enthalten sind. Für einen Anteil von 27.1 (29.5) Prozent der Braunviehkühe (Fleckviehkühe) liegen Beobachtungen ausschließlich aus der ersten Laktation vor. Der Anteil von Kühen mit Beobachtungen aus der ersten und zweiten Laktation liegt bei 18.7 (20.5) Prozent, während für 34.1 (33.1) Prozent der Kühe Beobachtungen aus allen drei Laktationen im Datenmaterial enthalten sind. Die restlichen Kühe weisen Beobachtungen aus anderen Laktationskombinationen auf.

3.3.1 Landwirtschaftliche Erzeugungsgebiete

Die Produktionsbedingungen in der Milchviehhaltung sind in Bayern relativ heterogen, was auf klimatologische, phänologische, geologische und bodenkundliche Unterschiede zurückzuführen ist. Um die Einflüsse der unterschiedlichen Produktionsbedingungen untersuchen zu können, wurde auf die bei Würfl u. a. (1984) beschriebene Einteilung Bayerns in "Landwirtschaftliche Erzeugungsgebiete" zurückgegriffen.

Die Einteilung der Erzeugungsgebiete basiert auf Einzelmerkmalen, wie beispielsweise der Jahrestemperatur, den Jahresniederschlägen und der Höhe der Lößbeteiligung im Boden. Die Zuordnung der Herden zu den Gebieten erfolgt anhand des Gemeindegeschlüssels der Herden. Die Homogenität der Erzeugungsgebiete wird durch kleine räumliche Gebiete innerhalb von Gemeinden beeinträchtigt, die auf Gemeindeebene nicht zutreffend dargestellt werden können (z.B. Flußtäler). Der Anteil dieser eingeschlossenen Standorteinheiten ist jedoch relativ klein, sodass diese die Brauchbarkeit der auf großräumige Unterschiede abgestellten Untergliederung Bayerns nur geringfügig beeinflusst (Würfl u. a., 1984). Eine Übersicht über die 48 landwirtschaftlichen Erzeugungsgebiete ist in Abbildung 3.1 gegeben. Die einzelnen Erzeugungsgebiete können in neun Obereinheiten eingeteilt werden. Bei der Bezeichnung der Erzeugungsgebiete lässt die erste Stelle die Obereinheit erkennen, die zweite Stelle entspricht einer fortlaufenden Nummer innerhalb der Obereinheit.

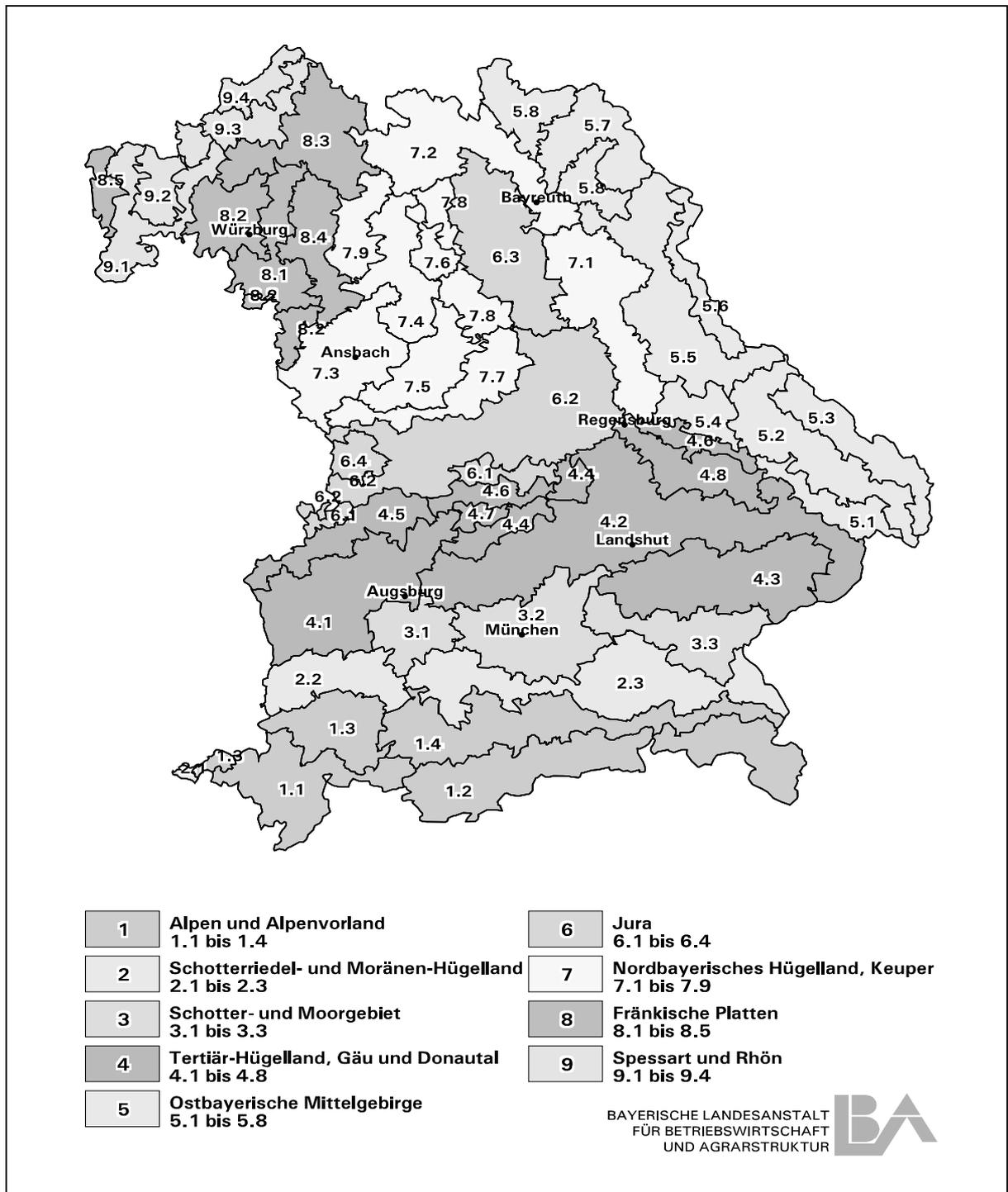


Abbildung 3.1: Die 48 landwirtschaftlichen Erzeugungsgebiete in Bayern nach Würfl u. a. (1984), dargestellt innerhalb der neun Obereinheiten.

In Tabelle 3.2 ist die Verteilung der Herden und Kontrolltagsbeobachtungen auf die in Obereinheiten zusammengefassten Erzeugungsgebiete für die beiden Datensätze zu ersehen. Auf die Darstellung der Anzahl Kühe in den Regionen wird hier verzichtet, da Betriebswechsler in mehreren Regionen Leistungen vorweisen können.

Tabelle 3.2: Verteilung der Herden und Beobachtungen aus dem Braunvieh- und Fleckviehdatsatz auf die neun Obereinheiten der landwirtschaftlichen Erzeugungsgebiete.

ldw. Erzeugungsgebiete		Braunvieh		Fleckvieh	
Obereinheit	(eingeschl. Erzeugungsgebiete)	n Herden	n KTB	n Herden	n KTB
1. Alpen und Alpenvorland	(1.1-1.4)	5 715	3 902 117	5 959	3 068 138
2. Schotterriedel- und Moränen-Hügelland	(2.1-2.3)	2 138	1 720 651	5 034	4 168 393
3. Schotter- und Moorgebiete	(3.1-3.3)	195	94 569	2 753	2 752 401
4. Tertiär-Hügelland, Gäu und Donautal	(4.1-4.8)	1 127	713 468	9 726	7 948 854
5. Ostbayerische Mittelgebirge	(5.1-5.8)	-	-	6 375	6 185 015
6. Jura	(6.1-6.4)	-	-	4 338	3 603 672
7. Nordbayerisches Hügelland und Keuper	(7.1-7.9)	-	-	7 182	5 820 137
8. Fränkische Platten	(8.1-8.5)	-	-	2 024	1 044 698
9. Spessart und Rhön	(9.1-9.4)	-	-	332	197 851

Im Braunviehdatsatz liegen jeweils über 20 Prozent der Herden in den Erzeugungsgebieten 1.1 (Allgäuer Alpen) und 2.2 (Schwäbisches Schotterriedel-Hügelland). Weitere 30 Prozent der Herden liegen im Erzeugungsgebiet 1.3 (Allgäuer Alpenvorland), während über 12 Prozent im weiter nördlich gelegenen Gebiet 1.4 (Schwäbisches Tertiär-Hügelland) liegen. Die starke regionale Konzentration auf diese vier Regionen deutet auf die Beschränkung der Braunviehrasse auf den Südwesten Bayerns hin. Im Gegensatz dazu ist die Rasse Fleckvieh über ganz Bayern verteilt.

3.3.2 Herdenstruktur

Die Berücksichtigung der Herde in der Form des Effektes Herdenkontrolltag in einem Testtagsmodell macht die Betrachtung der Struktur der Herdenkontrolltage notwendig. Die Leistungsbeobachtungen an einem Herdenkontrolltag können unabhängig von der Parität der Kuh oder separat innerhalb der Laktationsnummern betrachtet werden.

Insgesamt beträgt die Anzahl der Herdenkontrolltage im Braunvieh- und Fleckviehdatsatz 644 782 bzw. 3 067 202. Die durchschnittliche Belegung der Herdenkontrolltage über alle Laktationsnummern liegt bei 10.0 bzw. 11.3 Beobachtungen. Nimmt man unterschiedliche Einflüsse der Herdenkontrolltage auf die Beobachtungen der verschiedenen Laktationen an, so sinkt die durchschnittliche Anzahl an Beobachtungen in den laktationsspezifischen Herdenkontrolltagen auf 3.8 bzw. 4.2 ab. In Tabelle 3.3 ist der prozentuale Anteil an Herdenkontrolltagen mit verschieden hoher Anzahl an Beobachtungswerten für die Gesamtdatsätze der Rassen Braunvieh und Fleckvieh aufgeführt.

Tabelle 3.3: Prozentualer Anteil der Herdenkontrolltage (HKT) mit Anzahl an Beobachtungen im Gesamtmaterial der Rassen Braunvieh und Fleckvieh im Falle von laktationsunabhängigen (HKT 1+2+3L.) und laktationsabhängigen (HKT 1L., 2L., 3L.) Herdenkontrolltagen.

Anzahl Beob. je HKT	Braunvieh HKT		Fleckvieh HKT	
	1+2+3L.	1L., 2L., 3L.	1+2+3L.	1L., 2L., 3L.
1	5.8	19.3	5.1	16.2
2	5.0	19.2	4.1	16.8
3	5.3	17.1	4.1	16.0
4	5.7	13.8	4.4	13.8
5-9	31.5	27.1	26.6	31.9
10-14	24.9	3.2	26.3	4.7
15-19	13.3	0.3	17.1	0.6
> 19	8.5	0.0	12.4	0.1

Die durchschnittliche Anzahl der Beobachtungen je Herdenkontrolltag variiert relativ stark zwischen den einzelnen Erzeugungsgebieten. Bei den Braunviehdaten liegt sie in den Allgäuer und Oberbayerischen Alpen (Gebiet 1.1 bzw. 1.2) bei 7.6 bzw. 7.3, während die Herdenkontrolltage in den nördlicheren Erzeugungsgebieten Allgäuer Alpenvorland (1.3) und dem Schwäbischen Schotterriedel-Hügelland (2.2) mit durchschnittlich 10.8 bzw. 11.8 Beobachtungen deutlich besser besetzt sind. Die durchschnittliche Besetzung der Herdenkontrolltage im Fleckviehdatensatz ist für die Obereinheiten in Tabelle 3.4 zu ersehen. Die Erzeugungsgebiete mit den niedrigsten und höchsten durchschnittlichen Belegungen der Herdenkontrolltage sind dabei für die einzelnen Obereinheiten zusätzlich angegeben. Es bestehen demnach auch

Tabelle 3.4: Durchschnittliche Anzahl an Leistungsbeobachtungen (unabhängig von der Parität) je Herdenkontrolltag in den neun Obereinheiten der landwirtschaftlichen Erzeugungsgebiete im Fleckviehdatensatz, mit Angabe der extremen Erzeugungsgebiete innerhalb der Obereinheiten.

Obereinheit (eingeschl. Erzeugungsgebiete)	Obereinheit Ø KTB je HKT	Ø KTB je HKT	
		min* (EG)	max (EG)
1. Alpen und Alpenvorland (1.1-1.4)	8.0	2.2 (1.1)	9.7 (1.4)
2. Schotterriedel- und Moränen-Hügelland (2.1-2.3)	12.0	5.0 (2.2)	13.7 (2.3)
3. Schotter- und Mooregebiete (3.1-3.3)	13.8	12.6 (3.1)	14.2 (3.3)
4. Tertiär-Hügelland, Gäu und Donautal (4.1-4.8)	11.7	9.5 (4.8)	12.7 (4.3)
5. Ostbayerische Mittelgebirge (5.1-5.8)	12.9	10.4 (5.3)	14.3 (5.6)
6. Jura (6.1-6.4)	11.5	10.9 (6.4)	12.0 (6.2)
7. Nordbayerisches Hügelland und Keuper (7.1-7.9)	11.3	8.2 (7.9)	13.6 (7.1)
8. Fränkische Platten (8.1-8.5)	8.1	8.0 (8.4)	12.1 (8.5)
9. Spessart und Rhön (9.1-9.4)	9.3	7.9 (9.3)	11.0 (9.1)

* Erzeugungsgebiet 2.1 und 9.2 mit nur 293 bzw. 535 HKT und Ø 2.2 bzw. 5.9 KTB je HKT nicht berücksichtigt.

bei der Rasse Fleckvieh starke Unterschiede in der Herdenstruktur zwischen den Obereinheiten und auch innerhalb der Obereinheiten zwischen den Erzeugungsgebieten. Sehr kleine Herdenstrukturen sind vor allem im Süd- und Nordwesten Bayerns zu finden.

3.3.3 Kennzahlen im Zusammenhang mit der Kalbung

Die Kennzahlen im Zusammenhang mit der Kalbung umfassen den Zeitpunkt der Kalbung (z.B. Jahr, Monat), das Alter der Kuh bei der Abkalbung und den Zeitraum zwischen zwei folgenden Kalbungen, der im folgenden als Zwischenkalbezeit bezeichnet wird. Diese Kennzahlen sind für alle Leistungsbeobachtungen einer Laktation gleich. Für die Trächtigkeit, die mit der Zwischenkalbezeit im Testtagsmodell in Kombination mit dem Laktationsstadium berücksichtigt werden kann, erfolgt in diesem Abschnitt zusätzlich die Beschreibung der sich im zeitlichen Verlauf der Laktation ändernden Variable Trächtigkeitstag.

3.3.3.1 Trächtigkeit

In den vom LKV zur Verfügung gestellten Leistungsdaten war die Zwischenkalbezeit für die einzelnen Laktationen als Kennzahl für die Trächtigkeit angegeben. Dabei sind drei verschiedene Zustände der angegebenen Zwischenkalbezeit möglich:

- Die angegebene Zwischenkalbezeit entspricht der tatsächlichen Zwischenkalbezeit, wenn für eine Laktation das darauffolgende Kalbedatum bekannt war.
- Die angegebene Zwischenkalbezeit entspricht einer geschätzten Zwischenkalbezeit für die Laktationen, für die kein Datum einer folgenden Kalbung vorgelegen hat. Voraussetzung hierfür ist mindestens ein bekanntes Besamungsdatum innerhalb der betroffenen Laktation. Für die Berechnung der geschätzten Zwischenkalbezeit wurde eine fixe Trächtigkeitsdauer von 289 Tagen angenommen.
- Wenn für eine Laktation keine folgende Kalbung und kein Besamungsdatum vorgelegen hat, wurde vom LKV keine Angabe zu der Zwischenkalbezeit einer Laktation gemacht.

Für die vom LKV gelieferten Zwischenkalbezeitangaben konnte keine Unterscheidung zwischen einer tatsächlichen und einer geschätzten Zwischenkalbezeit gemacht werden. Es kann daher in den Untersuchungen kein Unterschied zwischen den beiden Zwischenkalbezeit-Variablen gemacht werden. Von den 775 999 (4 356 365) Laktationen von Braunviehkühen (Fleckviehkühen) waren 26.4 (27.6) Prozent ohne eine Angabe der Zwischenkalbezeit. Das Gesamtmittel der Zwischenkalbezeit der Laktationen mit vorhandener Zwischenkalbezeit liegt bei 406.3 bzw. 388.2 Tage im Braun- und Fleckviehdatensatz. Im Braunviehmaterial liegt die durchschnittliche Zwischenkalbezeit in der ersten Laktation bei 411.5 Tagen

und in der zweiten und dritten Laktation bei 402.7 Tagen. Die mittlere Zwischenkalbezeit im Fleckviehdatensatz liegt innerhalb der ersten, zweiten und dritten Laktation bei 389.8, 386.7 und 387.5 Tagen.

Bei den Untersuchungen bezüglich des Trächtigkeitseinflusses in Abschnitt 5.5 (S. 5.5ff.) werden die Laktationen des Braun- und Fleckviehdatensatzes in 13 bzw. 7 Zwischenkalbezeitklassen eingeteilt. Ein Überblick über den Anteil der Laktationen in den 13 Klassen wird in Tabelle 3.5 gegeben. Für die Einteilung der Zwischenkalbezeit in 7 Klassen werden jeweils 2 aufeinander folgende Klassen (300-350, 351-380, ..., 441-470, >470) mit bekannter Zwischenkalbezeit zusammengefasst.

Tabelle 3.5: Prozentuale Verteilung der Laktationen im Braun- und Fleckviehdatenbestand in den für die Untersuchungen gebildeten 13 Zwischenkalbezeitklassen.

ZKZ	ohne	300-325	326-350	351-365	366-380	381-395	396-410	411-425	426-440	441-455	456-470	471-500	> 500
Braunvieh	26.5	1.4	12.9	10.5	9.1	7.4	6.0	4.9	4.0	3.3	2.7	4.1	7.2
Fleckvieh	27.7	2.5	18.0	11.7	9.2	6.9	5.4	4.2	3.3	2.5	2.0	2.7	3.8

Da bei den zur Verfügung stehenden Kontrolltagsdaten keine Angabe über den Trächtigkeitstag vorhanden war, wurde dieser von der Zwischenkalbezeit abgeleitet. Dabei wurde eine durchschnittliche Trächtigkeitsdauer von 289 Tagen angenommen, unter Zuhilfenahme derer der Konzeptionszeitpunkt bzw. Besamungszeitpunkt berechnet wurde. Wenn es sich bei der Zwischenkalbezeit um einen vorausgerechneten Wert gehandelt hat, entspricht der so berechnete Laktationstag der letzten bekannten Besamung des Tieres. Liegt jedoch schon eine folgende Kalbung vor, dann entspricht das berechnete Konzeptionsdatum aufgrund einer Variation der Trächtigkeitsdauer nur im Durchschnitt auch dem tatsächlichen Konzeptionsdatum. Mit Hilfe des Kontrolltags und des berechneten Konzeptions- bzw. Besamungstags kann für jede Kontrolltagsbeobachtung einer Kuh das entsprechende Trächtigkeitsstadium angegeben werden.

In Tabelle 3.6 ist der prozentuale Anteil der Leistungsbeobachtungen innerhalb verschiedener Laktationsstadien in Abhängigkeit vom Trächtigkeitsstadium aufgeführt. Der Anteil von 0.62 Prozent an Beobachtungen, die im letzten Laktationsabschnitt (301.-325. Laktationstag) keine Trächtigkeit aufweisen entspricht 215 210 Kontrolltagsbeobachtungen. Die Laktationen, in denen diese Leistungen erbracht wurden, enthalten keine Trächtigkeitsperiode.

Bei den Zwischenkalbezeiten lassen sich Unterschiede zwischen den verschiedenen Erzeugungsgebieten feststellen. Im Braunviehdatensatz gibt es Unterschiede in den Mittelwerten der sechs Erzeugungsgebiete mit über 10 000 Laktationen, die bei 4.9, 6.6 bzw. 9.7 Tagen für die erste, zweite und dritte Laktation liegen. Die Summe der Laktationen in diesen sechs Erzeugungsgebieten beträgt 97 Prozent der Laktationen in den Gesamtdaten.

Die entsprechende Auswertung des Fleckviehdatensatzes umfasst die Mittelwerte aus 38 Erzeugungsgebieten, die über 98 Prozent der Laktationen des Gesamtmaterials beinhalten. Die Unterschiede in den

Tabelle 3.6: Prozentualer Anteil der Kontrolltagsbeobachtungen im Gesamtfleckviehbestand (34 789 159 Beobachtungen) innerhalb von verschiedenen Laktationsstadien in Abhängigkeit von der Anzahl an Trächtigkeitstagen der Kuh bei der Leistungserbringung.

Trächtigkeitstag	ohne	1-30	31-60	61-90	91-120	121-150	151-180	181-210	211-240	241-270
Laktationstag										
5-30	9.34	0.02								
31-60	10.20	0.92	0.02							
61-90	7.41	2.54	0.92	0.02						
91-120	5.21	1.89	2.53	0.91	0.02					
121-150	3.80	1.13	1.88	2.49	0.89	0.02				
151-180	2.86	0.68	1.12	1.86	2.45	0.88	0.02			
181-210	2.21	0.41	0.68	1.10	1.82	2.41	0.87	0.02		
211-240	1.74	0.24	0.41	0.67	1.08	1.79	2.36	0.84	0.02	
241-270	1.38	0.14	0.24	0.40	0.65	1.06	1.75	2.27	0.72	0.01
271-300	1.04	0.08	0.14	0.23	0.39	0.64	1.03	1.65	1.57	0.14
300-325	0.62	0.04	0.07	0.12	0.20	0.33	0.53	0.82	0.88	0.15

Mittelwerten betragen hier maximal 12.3, 9.9 und 9.2 Tage bei der Zwischenkalbezeit der ersten, zweiten und dritten Laktation.

3.3.3.2 Kalbealter

Das durchschnittliche Kalbealter der Braunvieh- und Fleckviehkühe innerhalb der drei Laktationen ist in Tabelle 3.7 aufgeführt. Das Erstkalbealter ist im Fleckviehdatensatz um 2.5 Monate niedriger als im Braunviehdatensatz. Die Differenz des Kalbealters zwischen den beiden Datensätzen steigt in höheren Laktationen an, was in Zusammenhang mit der höheren Zwischenkalbezeit innerhalb der ersten und zweiten Laktation steht.

Tabelle 3.7: Durchschnittliches Kalbealter (Monate) innerhalb der drei Laktationen für die Kühe des Braunvieh- und Fleckviehdatensatzes.

	Braunvieh			Fleckvieh		
	n	\bar{x}	s	n	\bar{x}	s
1. Laktation	317 951	32.7	3.67	1 873 432	30.2	3.32
2. Laktation	254 580	46.5	4.52	1 424 744	43.1	4.07
3. Laktation	203 468	60.0	5.32	1 058 189	55.8	4.81

Für die Korrektur des Kalbealtereinflusses bei der Modellentwicklung in Kapitel 5 wird das Kalbealter zum Teil als diskrete Variable mit fünf oder 13 Effekstufen innerhalb der Laktationen berücksichtigt. Die Einteilung des fünfstufigen Effektes ist aus Tabelle 3.8 zu ersehen. Beim Fleckvieh wurden die Grenzen der einzelnen Klassen aufgrund des niedrigeren mittleren Kalbealters um einen Monat nach unten gesetzt. Bei der Einteilung in 13 Effekstufen wurden die fünf Klassen in den Randbereichen und innerhalb der mittleren Kalbealtersklassen weiter verfeinert.

Tabelle 3.8: Einteilung der Laktationen im Braun- und Fleckviehdatenbestand in die für die Untersuchungen gebildeten fünf Kalbealtersklassen nach Kalbealter in Monaten.

Klasse		1	2	3	4	5
Braunvieh	1.Laktation	< 28.0	28.0-30.9	31.0-33.9	34.0-36.9	≥37.0
	2.Laktation	< 41.0	41.0-43.9	44.0-46.9	47.0-49.9	≥50.0
	3.Laktation	< 53.0	53.0-55.9	56.0-58.9	59.0-61.9	≥62.0
Fleckvieh	1.Laktation	< 27.0	27.0-29.9	30.0-32.9	33.0-35.9	≥36.0
	2.Laktation	< 40.0	40.0-42.9	43.0-45.9	46.0-48.9	≥49.0
	3.Laktation	< 52.0	52.0-54.9	55.0-57.9	58.0-60.9	≥61.0

Das beobachtete mittlere Kalbealter variiert ebenfalls zwischen verschiedenen Erzeugungsgebieten. Da das Kalbealter der zweiten und dritten Laktation in Zusammenhang mit der regional spezifischen Zwischenkalbezeit steht, soll hier nur das Erstkalbealter näher betrachtet werden.

Im Braunviehdatensatz beträgt die maximale Differenz zwischen dem durchschnittlichen Erstkalbealter der sechs größten Erzeugungsgebiete 2.5 Monate. In den Regionen im Alpengebiet wurde im Allgemeinen ein höheres durchschnittliches Erstkalbealter beobachtet, als in den weiter nördlich gelegenen Erzeugungsgebieten des Braunviehmaterials.

Bei den Fleckviehdaten beträgt die maximale Differenz zwischen Erzeugungsregionen (mit mind. 10 000 Laktationen) 5.6 Monate. Das mittlere Erstkalbealter in den Erzeugungsgebieten im Süden Bayerns liegt etwas höher als in weiter nördlich gelegenen Gebieten. Besonders auffallend sind hier die Erzeugungsgebiete 1.2 (Oberbayerische Alpen) und 1.4 (Oberbayerisches Alpenvorland), die mit 33.0 und 34.0 Monaten durchschnittlichem Erstkalbealter deutlich höher als der Durchschnitt des Gesamtmaterials liegen.

3.3.3.3 Kalbejahr, Kalbemonat

Die Anzahl der jährlichen Abkalbungen aus der ersten bis dritten Laktation liegt in den Datensätzen der Rassen Braunvieh und Fleckvieh zwischen 99 697 und 103 758 bzw. zwischen 507 352 und 584 860. Die durchschnittliche Anzahl an Erstlingsabkalbungen liegt zwischen 39 512 und 44 512 bzw. zwischen 223 862 und 245 320 je Beobachtungsjahr.

In der Verteilung der Abkalbungen innerhalb der Jahre und über die Jahre hinweg wurden bei den beiden Datensätzen Unterschiede festgestellt. Die Kalbungen im Braunviehmaterial waren innerhalb der Jahre relativ unbalanciert verteilt. In Abbildung 3.2 ist ein Überblick über die Erst-, Zweit- und Dritt-Abkalbung innerhalb der Braunviehdaten dargestellt. Die Anzahl der Kalbungen ist relativ zum Mittelwert des Gesamtdatenmaterials dargestellt, der auf den Wert 100 gesetzt wurde.

In den Monaten August bis Oktober können dabei bis über 175 Prozent der mittleren Anzahl an Erst-Abkalbungen in einem Kalbe-Jahr-Monat beobachtet werden. In den Monaten März bis Juni wurden im Gegensatz dazu bis zu 47 Prozent weniger als die mittlere Anzahl an Kalbungen erreicht. Bei der Betrachtung von zwei Erzeugungsgebieten mit grossen Unterschieden in der Produktionstechnik und im Betriebsmanagement lassen sich auch Unterschiede zwischen Erzeugungsgebieten innerhalb der Rasse Braunvieh erkennen. Im Erzeugungsgebiet Allgäuer Alpen ist eine starke Saisonalität der Abkalbungen zu beobachten. Im Monat Oktober treten bis zu 2.4 mal soviel Erst-Abkalbungen als im Durchschnitt aller Jahr-Monate auf. Die Saisonalität ist am stärksten in der ersten Laktation ausgeprägt, in den späteren Laktationen ist sie ebenfalls abgeschwächt zu beobachten. Im weiter nördlich gelegenen Erzeugungsgebiet 2.2 ist die Saisonalität der Abkalbungen nur sehr viel schwächer vorhanden, was auf den geringeren Anteil an Betrieben mit Weidegang und der nur im Alpengebiet durchgeführten Alpung von tragenden Jungrindern zurückzuführen ist.

In dem in Abbildung 3.3 gegebenen Überblick über die Verteilung der Fleckviehabkalbungen (Gesamt-bayern) über den achtjährigen Beobachtungszeitraum lässt sich nur eine relativ schwache Saisonalität der Abkalbung feststellen. Betrachtet man jedoch die Erzeugungsgebiete in den Alpen und im Alpenvorland, so lässt sich auch hier eine Häufung der Abkalbungen in den Monaten August bis Dezember erkennen. In den Monaten März bis Juni kommt es zu wesentlich weniger Abkalbungen in diesen Erzeugungsgebieten als im Mittel aller Jahr-Monate. Innerhalb der Erzeugungsgebiete des Nordbayerischen Hügellandes und Keupers lässt sich nur eine relativ schwach ausgeprägte Saisonalität beobachten. Zum Winterausgang können hier nur kleinere Einbrüche in der Zahl der Abkalbungen beobachtet werden.

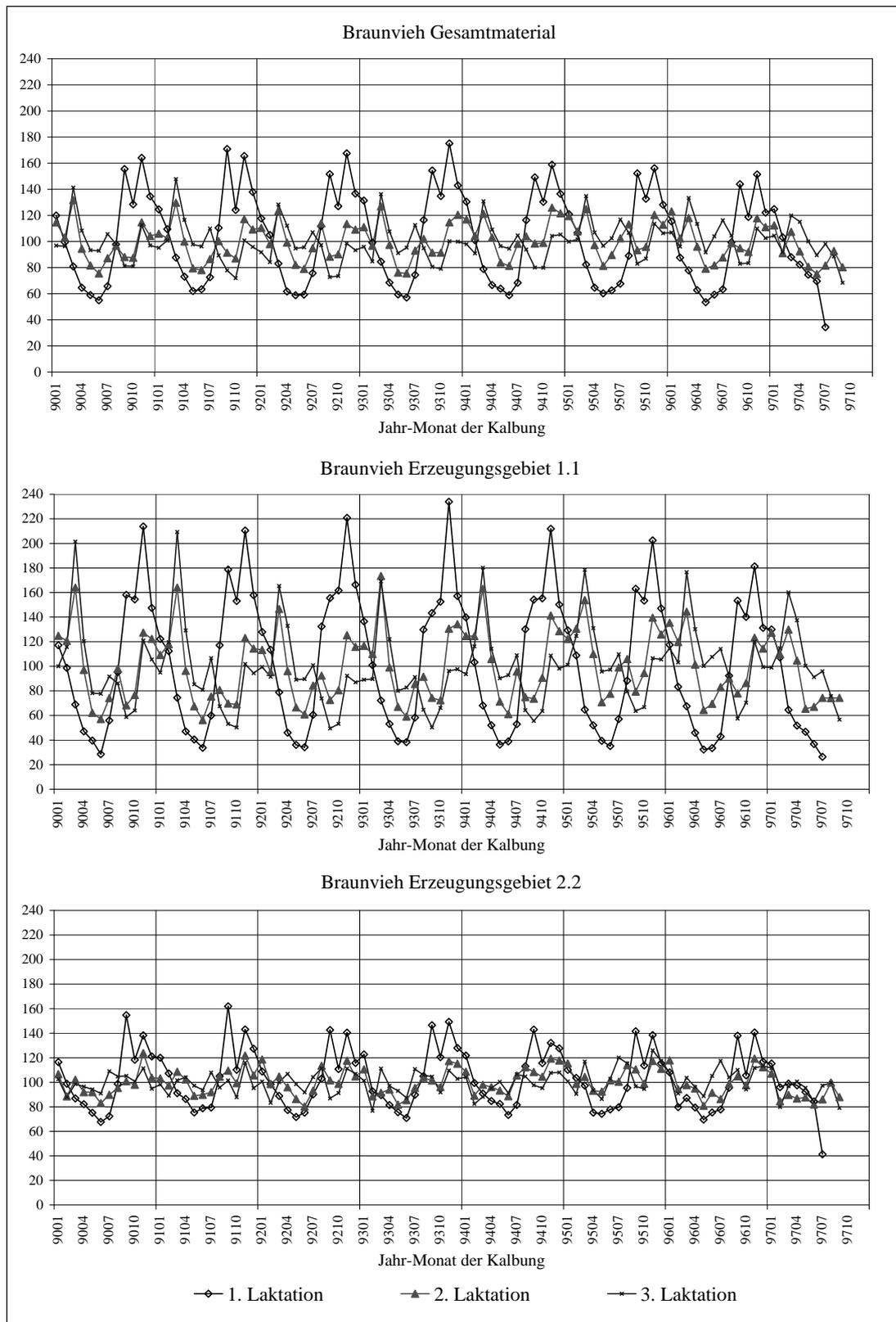


Abbildung 3.2: Verteilung der Abkalbungen über dem Beobachtungszeitraum im gesamten Braunviehdatsatz und in den Erzeugungsgebieten 1.1 (Allgäuer Alpen) und 2.2 (Schwäb. Schotterriedel-Hügelland) als prozentuale Abweichung vom Mittelwert aller Jahr-Monate, der auf den Wert 100 gesetzt wurde.

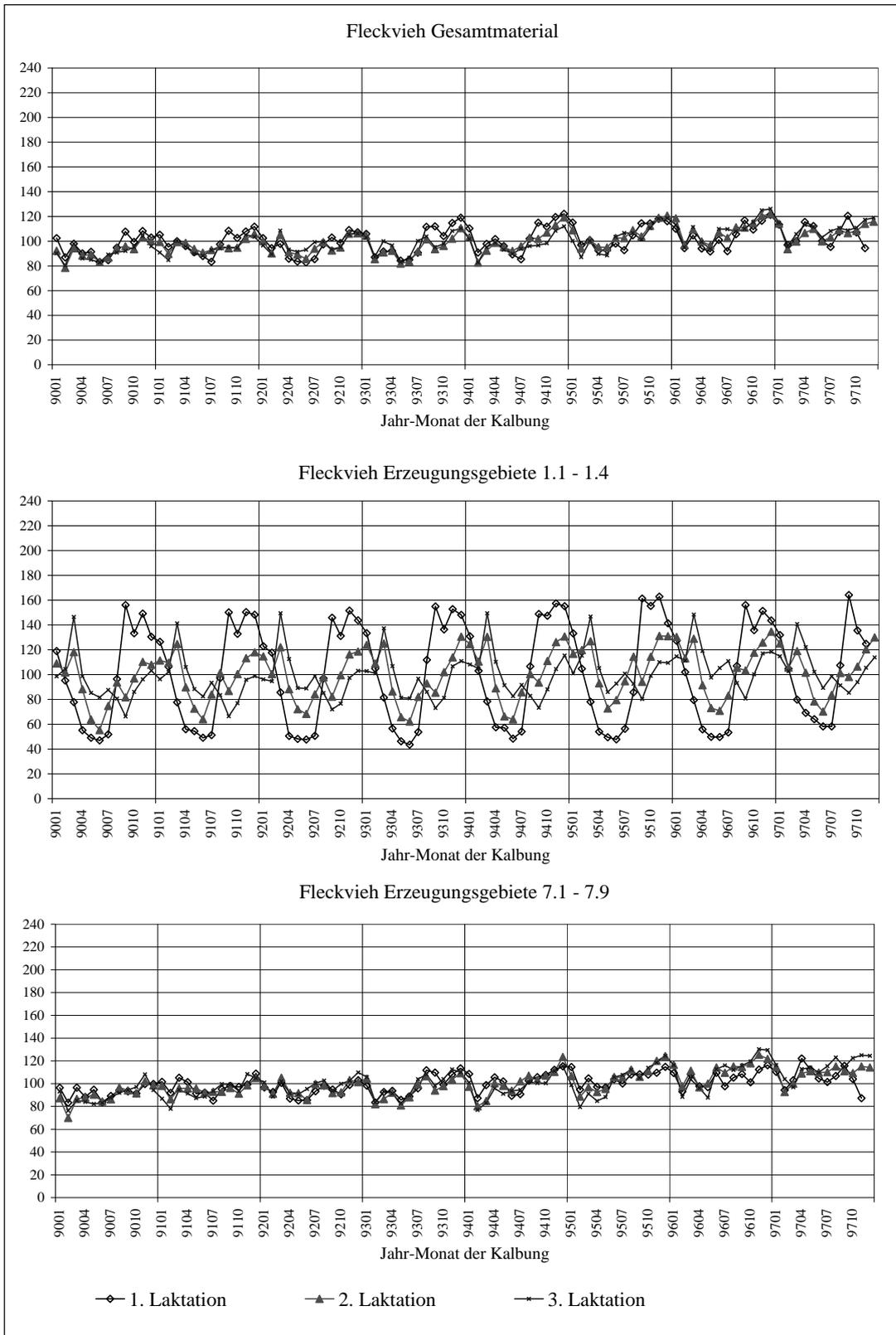


Abbildung 3.3: Verteilung der Abkalbungen über dem Beobachtungszeitraum im gesamten Fleckvieh-datensatz und in der Obereinheit "Alpen und Alpenvorland" der Erzeugungsgebiete 1.1-1.4 und in der Obereinheit "Nordbayerisches Hügelland und Keuper" der Erzeugungsgebiete 7.1-7.9 als prozentuale Abweichung vom Mittelwert aller Jahr-Monate, der auf den Wert 100 gesetzt wurde.

Kapitel 4

Methodik

4.1 Äquivalente Modelle

Die Modelle zur Auswertung von Kontrolltagsleistungen können Haupteffekte, Interaktionseffekte und genestete Effekte zur Korrektur von Umwelteinflüssen umfassen. Die linearen Modelle beschreiben dabei den Erwartungswert und die Varianz-Kovarianzmatrix der Beobachtungswerte y . Es lassen sich verschiedene Modelle formulieren, die zu identischen ersten und zweiten Momenten führen. Diese Modelle werden als lineare äquivalente Modelle bezeichnet (Henderson, 1984, S. 6). Bei den vorliegenden Untersuchungen werden komplexe Effekte bzw. Effektkombinationen in den Modellen angewendet, bei denen auf den ersten Blick nicht klar ersichtlich ist, welche Einflüsse damit berücksichtigt werden. Aus diesem Grund soll hier kurz auf äquivalente Modelle in Bezug auf Mehrfachinteraktionseffekte und genestete Effekte eingegangen werden.

4.1.1 Mehrfachinteraktionen

Die Wechselwirkungen zwischen Einflüssen von Umweltfaktoren auf Leistungsbeobachtungen können mit Hilfe von Mehrfachinteraktionen im Auswertungsmodell berücksichtigt werden. Ausgehend von einem Modell mit drei fixen Faktoren α , β und γ mit jeweils i , j bzw. k Stufen lässt sich das Auswertungsmodell für die Beobachtungswerte y mit dem Restfehler e ohne Berücksichtigung von Interaktionen schreiben als

$$y_{ijkl} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + e_{ijkl} . \quad (4.1)$$

Werden alle Interaktionen zwischen den drei Effekten berücksichtigt, so kann dieses Modell zu dem "vollständigen" Modell

$$y_{ijkl} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + \alpha\beta_{ij} + \alpha\gamma_{ik} + \beta\gamma_{jk} + \alpha\beta\gamma_{ijk} + e_{ijkl} \quad (4.2)$$

kann.

Searle (1971, 1987, S. 286 bzw. S. 326) hat für den Fall eines Zweifachinteraktionseffektes gezeigt, dass die Reduktion der Abweichungsquadrate durch die Haupteffekte, bei gleichzeitiger Berücksichtigung des Interaktionseffektes, gleich Null ist. Dies kann auf den Dreifachinteraktionseffekt übertragen werden, sodass gilt

$$R(\mu, \alpha, \beta, \gamma, \alpha\beta, \alpha\gamma, \beta\gamma | \alpha\beta\gamma) \equiv 0.$$

Die Erwartungswerte und Varianzen des vollständigen Modells 4.2 stimmen mit denen des auf den Dreifachinteraktionseffekt vereinfachten Modells überein, es handelt sich bei den beiden Modellen um äquivalente Modelle, bei denen gilt:

$$\mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + \alpha\beta_{ij} + \alpha\gamma_{ik} + \beta\gamma_{jk} + \alpha\beta\gamma_{ijk} \equiv \alpha^\circ \beta^\circ \gamma^\circ_{ijk}.$$

Bei der Zuchtwertschätzung steht die Schätzung der genetischen Werte im Vordergrund, die Schätzwerte für fixe Einzeleffekte bzw. Interaktionen zwischen fixen Effekten werden in der Regel nicht weiterverwendet. Die vereinfachte Form der äquivalenten Modelle ist damit ausreichend für die Anwendung in der Zuchtwertschätzung.

Aus Gründen der Übersichtlichkeit wird bei den in Kapitel 5 gezeigten Auswertungsmodellen nur das jeweilige Modell mit der Mehrfachinteraktion dargestellt und nicht explizit alle damit berücksichtigten Haupteffekte bzw. Interaktionen aufgeführt.

4.1.2 Genestete Effekte

In komplexen Auswertungsmodellen können die Hauptfaktoren mit zahlreichen anderen Faktoren in Wechselwirkung stehen. Ein Hauptfaktor kann demnach an mehreren Interaktionen beteiligt sein. In den verschiedenen Interaktionen muss der Hauptfaktor jedoch nicht mit der gleichen Einteilung der Stufen berücksichtigt sein. Es ist möglich, dass in der einen Interaktion der Einfluss in einer übergeordneten Effektstufeneinteilung berücksichtigt wird, während in einer zweiten Interaktion der Effekt in einer stärker aufgliederten Effektstufeneinteilung berücksichtigt wird.

Beispiele für Effekte, bei denen diese Konstellationen zutreffen können, sind die Saison- bzw. Monateffekte oder die Regions- bzw. Herdeneffekte. Wenn die Interaktion eines Effektes (genesteter oder übergeordneter) aus dem Modell eliminiert wird, dann ist in manchen Fällen nicht sofort ersichtlich, welche Einflussfaktoren im Modell noch berücksichtigt wurden.

Die Auswirkungen der Reduktion einer Interaktion auf die berücksichtigten Einflussfaktoren im Modell wird an einem Beispiel mit den vier fixen Effekten Laktation L , Kalbealterklasse A , Herde H und Region R in Modell 4.3 aufgezeigt. In diesem Modell werden die Interaktionen zwischen Laktation i und Herde k bzw. Laktation i , Kalbealter j und Region l berücksichtigt:

$$y_{ijklm} = LH_{ik} + LAR_{ijl} + e_{ijklm}. \quad (4.3)$$

Es kann die Frage gestellt werden, welche Einflussfaktoren nach dem Herausnehmen der Region aus dem Interaktionseffekt LAR nicht mehr im Modell berücksichtigt werden?

Da die Herden innerhalb der Regionen genestet sind, ist das Modell 4.3 äquivalent zu dem Modell 4.4, in dem die Region zusätzlich in den Effekt LH_{ik} aufgenommen wurde. Wird die Designmatrix für den Effekt LRH aufgestellt, so ist der Rang dieser Matrix gleich dem Rang der Designmatrix des Effektes LH . In Modell 4.5 sind die Effekte aus dem Modell 4.4 in einer ausführlicheren Form dargestellt:

$$y_{ijklm} = LRH_{ilk} + LAR_{ijl} + e_{ijklm} \quad (4.4)$$

$$\equiv [LH_{ik} + R_l + LRH_{ilk}] + [LA_{ij} + R_l + LAR_{ijl}] + e_{ijklm} \quad (4.5)$$

$$\begin{aligned} &\equiv [L_i + H_k + R_l + LH_{ik} + LR_{il} + LRH_{ilk}] \\ &\quad + [L_i + A_j + R_l + LA_{ij} + LR_{il} + AR_{jl} + LAR_{ijl}] + e_{ijklm} \end{aligned} \quad (4.6)$$

In der Schreibweise des Modells 4.5 ist nun klarer ersichtlich, welche Einflüsse nach der Herausnahme der Region aus dem Interaktionseffektes LAR von Modell 4.3 nicht mehr im Modell berücksichtigt werden. Im reduzierten Modell

$$y_{ijklm} = [LH_{ik} + R_l + LRH_{ilk}] + LA_{ij} + e_{ijklm},$$

das äquivalent zu dem Modell $y_{ijkm} = LH_{ik} + LA_{ij} + e_{ijkm}$ ist, wird der Einfluss der Region weiterhin im Modell durch den Effekt LH berücksichtigt. Das Modell ist lediglich um die Interaktion des Effektes Region mit der Zweifachinteraktion Laktation \times Kalbealter reduziert.

Für die Untersuchung von verschiedenen Modellvarianten gibt dieses Beispiel einen Hinweis darauf, dass die Reduktion eines Effektes an einer Stelle des Auswertungsmodells nicht gleichzusetzen ist mit einer Nichtberücksichtigung des Effektes im gesamten Modell. In komplexen Auswertungsmodellen ist es deshalb erforderlich, genestete Effekte und ihre Interaktionen genau zu betrachten.

4.2 Methode der kleinsten Quadrate bei fixen Modellen

Zur Beurteilung der Anpassung verschiedener fixer Modelle an die vorliegenden Kontrolltagsdaten wurde die Summe der mittleren quadrierten Abweichungen mit der Methode der kleinsten Quadrate unter Anwendung der Prozedur GLM des Statistikprogrammpaketes SAS (SAS Institute Inc., 1996) berechnet.

Geht man von dem Modell

$$y = X\beta + e \quad (4.7)$$

aus, so stellt y den Vektor mit den Beobachtungswerten, X die Designmatrix oder Inzidenzmatrix, β den Vektor mit den fixen Effekten und e den Vektor mit den zufälligen Restabweichungen dar. Der Erwartungswert der Beobachtungswerte ist $E(y) = X\beta$, wenn $E(e) = 0$. Die Normalgleichungen für das fixe Modell lauten in Matrixschreibweise $X'X\hat{\beta} = X'y$ und die Schätzwerte der Effekte in Vektor $\hat{\beta}$

können bei vorliegendem vollen Rang der Matrix X durch die Gleichung $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y$ ('Ordinary Least Squares') ermittelt werden.

Wenn die Designmatrix X keinen vollen Rang hat, wie das bei den vorliegenden Auswertungen der Fall ist, wird zur Lösung des Gleichungssystems eine generalisierte Inverse von $(X'X)$ herangezogen, die als $(X'X)^-$ bezeichnet werden kann. Bei dem Lösungsvektor des Gleichungssystems handelt es sich nur um *eine* Lösung, die mit Hilfe der spezifischen generalisierten Inversen berechnet wurde und nicht um Schätzwerte der Parameter in β (Searle, 1971, S. 169).

Mit Hilfe des Lösungsvektors, der aufgrund der Tatsache, dass es sich nur um eine mögliche Lösung von unendlich vielen handelt, im Folgenden als β° bezeichnet wird, kann der Vektor der geschätzten Erwartungswerte als $\widehat{E}(y) \equiv \hat{y} = X\beta^\circ = X(X'X)^-X'y$ dargestellt werden. Der Vektor der Abweichungen der geschätzten Erwartungswerte von den Beobachtungswerten ist demnach $y - \hat{y} = y - X\beta^\circ = [I - X(X'X)^-X']y$. Die quadrierte Abweichung ist definiert als $SSE = y'[I - X(X'X)^-X']y$ und kann auch in der Form $SSE = y'y - \beta^{\circ\prime}X'y$ dargestellt werden.

Die mittlere quadrierte Abweichung wird im Folgenden mit MSE ('Mean Squared Error') bezeichnet und stellt unter der Bedingung $Var(e) \sim I\sigma_e^2$ den unverzerrten Schätzwert für die Varianz des Restfehlers dar. Dieser ist unabhängig von der Lösung β° und kann mit Hilfe der Anzahl der Beobachtungen N und dem Rang $r(X)$ der Matrix X berechnet werden (Searle, 1971, S. 170):

$$MSE = \hat{\sigma}^2 = \frac{y'y - \beta^{\circ\prime}X'y}{N - r(X)} = \frac{SSE}{N - r(X)}.$$

Der *MSE* wurde für die Beurteilung der Anpassung von Auswertungsmodellen an die Kontrolltagsbeobachtungen herangezogen. Dabei bleibt unberücksichtigt, dass es sich bei den Kontrolltagsleistungen einer Kuh innerhalb von Laktationen um wiederholte Leistungen handelt und dass die Laktationen miteinander korreliert sind. In Abschnitt 4.3.1.3 (S. 63) werden die einzelnen Varianzkomponenten, die hierbei vernachlässigt werden, näher betrachtet.

Für die Beurteilung von zusätzlich in das Modell aufgenommenen Parametern β_1 wird in der Varianzanalyse der Quotient zwischen den durch diese Parameter erklärten mittleren quadrierten Abweichungen $(R(\beta_1 | \beta) / FG_{\beta_1})$, wobei FG_{β_1} = Freiheitsgrade der Parameter β_1) und der mittleren quadrierten Restabweichung (MSE) berechnet. Die so erhaltene Größe (F-Wert) folgt einer F-Verteilung und ein Vergleich mit dem Quantil der entsprechenden F-Statistik bei dem gewünschten Signifikanzniveau führt zu einer Ablehnung bzw. Annahme der Nullhypothese (H_0 : Effekt hat keinen Einfluss). Dieses Vorgehen kann zur Prüfung von Einzeleffekten innerhalb von Modellen angewendet werden.

In bestimmten Fällen ist es leichter, die Veränderung der Modellanpassung mit Hilfe des MSE am Gesamtmodell zu beurteilen. Hierzu werden jeweils zwei separate Varianzanalysen durchgeführt, in denen das vollständige bzw. reduzierte Modell angewendet wird. Ein vorteilhafter Nebeneffekt dieses Vorgehens ist, dass der MSE für alle untersuchten Modelle vorliegt, sodass auch die absoluten Veränderungen ohne zusätzlichen Aufwand berechnet werden können. Voraussetzung für das gegen-

seitige Testen der MSE aus verschiedenen Modellen mit einem F-Test, der dem in der Varianzanalyse entspricht, ist das Vorliegen einer genesteten Modellstruktur mit einer vollständigen und einer reduzierten Modellvariante. Es können demnach nur MSEs zwischen Modellen getestet werden, wenn im vollständigen Modell

- eine Erweiterung des reduzierten Modells um zusätzliche Effekte bzw. Interaktionen vorliegt,
- eine Verfeinerung der Effektklassen in Einzeleffekten bzw. Interaktionseffekten des reduzierten Modells im Sinne einer genesteten Effektstruktur vorliegt oder
- die Subgruppen, in denen partielle Regressionskoeffizienten im reduzierten Modell geschätzt werden, (im Sinne einer Nestung) verfeinert werden.

Die Auswertung von MSE-Veränderungen mit getrennten Varianzanalysen ist auch dann angebracht, wenn der Einfluss mehrerer gleichzeitiger Effektänderungen auf ihren MSE-Einfluss hin untersucht werden soll.

Der F-Test zwischen vollständigen und reduzierten Modellen zur Prüfung auf Veränderung des MSE, der dem F-Test in der Varianzanalyse entspricht, lautet:

$$F_{\Delta FG, FG_{voll}} = \frac{\frac{MSE_{red} \cdot FG_{red} - MSE_{voll} \cdot FG_{voll}}{\Delta FG}}{MSE_{voll}}, \quad (4.8)$$

wobei

- $F_{\Delta FG, FG_{voll}}$: F-Wert des Tests auf MSE-Reduktion zwischen reduziertem und vollständigem Modell;
 ΔFG : Differenz der Freiheitsgrade des Restfehlers zwischen reduziertem und vollständigem Modell;
 FG_{red}, FG_{voll} : Freiheitsgrade des Restfehlers des reduzierten bzw. vollständigen Modells;
 MSE_{red}, MSE_{voll} : MSE des reduzierten bzw. vollständigen Modells.

4.3 Analysen mit gemischten Modellen

Gemischte Modelle Allgemein

Erweitert man das fixe Modell 4.7 aus dem vorhergehenden Abschnitt um den Vektor der zufälligen Effekte u mit der Designmatrix Z und trifft man die Annahme $Cov(u, e) = 0$, so führt das zu folgendem allgemeinen gemischten Modell

$$y = X\beta + Zu + e,$$

mit den Erwartungswerten $E(y) = X\beta$ und $E \begin{bmatrix} u \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}$ und der Varianz $V \begin{bmatrix} u \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} G & 0 \\ 0 & R \end{bmatrix}$.

Ziel der Analysen mit gemischten Modellen ist es, für eine Linearkombination von fixen und/oder zufälligen Effekten ($K'\beta + M'u$) unverzerrte Schätzwerte zu erhalten. Henderson konnte in den 50er und 60er Jahren (Übersicht in Henderson, 1975a) zeigen, dass der beste lineare unverzerrte Schätzer (BLUP) von ($K'\beta + M'u$) gleich

$$K'\hat{\beta} + M'GZ'V^{-1}(y - X\hat{\beta})$$

ist, wobei $\hat{\beta}$ eine Lösung aus den Gleichungen $X'V^{-1}X\hat{\beta} = X'V^{-1}y$ der verallgemeinerten Methode der kleinsten Quadrate (GLS, Generalized Least Squares) ist. Dempfle (1982) führte verschiedene Beweisführungen zur Herleitung der BLUP-Methodik durch. Die Lösung von größeren Gleichungssystemen wurde erst durch die Einführung der Mischmodellgleichungen (MME)

$$\begin{bmatrix} X'R^{-1}X & X'R^{-1}Z \\ Z'R^{-1}X & Z'R^{-1}Z + G^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{u} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'R^{-1}y \\ Z'R^{-1}y \end{bmatrix} \quad (4.9)$$

von Henderson (1963) möglich. Der Schätzwert $\hat{\beta}$ der MME entspricht dabei einer Lösung der GLS-Gleichungen und \hat{u} ist gleichzusetzen mit $GZ'V^{-1}(y - X\hat{\beta})$, dem linearen unverzerrten Schätzer des realisierten u .

Wiederholbarkeits-Testtags-Tiermodell

Bei der Modellierung der fixen Effekte soll neben der Anpassung des Auswertungsmodells in fixen Modellvarianten auch die Veränderung der Genauigkeit der Zuchtwerte betrachtet werden. Zur Auswertung der Kontrolltagsdaten mit gemischten Modellen wird das von Ptak und Schaeffer (1993) für Leistungsdaten der Erstlaktation eingeführte und von Reents u. a. (1995a,b) auf ein Mehrlaktationsmodell erweiterte so genannte "Fixed Regression Model" verwendet. Das FRM ist ein Mehrmerkmals-Wiederholbarkeitsmodell, bei dem die Kontrolltagsbeobachtungen einer Kuh als wiederholte Leistungen innerhalb von Laktationen betrachtet werden. Die Laktationen sind dabei als verschiedene Merkmale definiert. Die verschiedenen Leistungsmerkmale Milch-, Fett- und Proteinmenge werden unabhängig voneinander in separaten Rechengängen ausgewertet.

In Matrixschreibweise kann das Modell in der Form

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

geschrieben werden, wobei a der Vektor der additiv genetischen Tiereffekte und p der Vektor der permanenten Umwelteinflüsse innerhalb der Laktationen ist. Z_1 und Z_2 stehen für die Inzidenzmatrizen der

Vektoren a und p . Die Beobachtungswerte sind in Vektor y nach zeitlichem Anfall der Laktationen innerhalb der Tiere angeordnet. Diese Anordnung gilt auch für die Vektoren a , p und e . Die Erwartungswerte und (Ko-)Varianzmatrizen der zufälligen Vektoren sind

$$E \begin{bmatrix} y \\ a \\ p \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Xb \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad \text{und} \quad V \begin{bmatrix} a \\ p \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} G & 0 & 0 \\ 0 & PE & 0 \\ 0 & 0 & R \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A \otimes G_0 & 0 & 0 \\ 0 & I \otimes PE_0 & 0 \\ 0 & 0 & I \otimes R_0 \end{bmatrix},$$

wobei $A \otimes G_0$ für das Kroneckerprodukt zwischen der Verwandtschaftsmatrix A (Dimension= Anzahl Tiere) und der 3×3 Kovarianzmatrix des additiv genetischen Effektes (Zuchtwert) eines Tieres, $I \otimes PE_0$ für das Kroneckerprodukt zwischen der Einheitsmatrix I (Dimension= Anzahl Tiere) und der 3×3 Kovarianzmatrix des permanenten Umwelteffektes und $I \otimes R_0$ für das Kroneckerprodukt zwischen der Einheitsmatrix I (Dimension = Anzahl Tiere) und der Diagonalmatrix R_0 des zufälligen Resteffektes (Dimension= Anzahl Beobachtungen je Tier) steht.

Die Varianz der Beobachtungswerte lässt sich dann schreiben als

$$V(y) = Z_1 (A \otimes G_0) Z_1' + Z_2 (I \otimes PE_0) Z_2' + I \otimes R_0.$$

Die Varianzkomponenten für die vorliegenden Untersuchungen mit gemischten Modellen wurden aus der Arbeit von Reents u. a. (1995a) übernommen. Diese am Datenmaterial kanadischer Holsteins geschätzten Varianzkomponenten werden in der Routinezuchtwertschätzung für Milchleistungsmerkmale bei den Rassen Schwarzbunt, Rotbunt und Rotvieh in Deutschland angewendet (Reents u. a., 1998).

4.3.1 Korrelation zwischen wahren und geschätztem Zuchtwert

Die Korrelation zwischen wahren und geschätztem Zuchtwert wird auch als Genauigkeit der Zuchtwertschätzung bezeichnet und kann mit der folgenden Gleichung für einen Zuchtwert i berechnet werden:

$$r_{HI} = \frac{Cov(\hat{u}_i, u_i)}{\sqrt{Var(u_i) Var(\hat{u}_i)}}, \quad (4.10)$$

wobei u_i den wahren und \hat{u}_i den geschätzten Zuchtwert darstellt. Die zur Berechnung der Korrelation r_{HI} notwendigen (Ko-)Varianzen können von den Eigenschaften der BLUP-Methodik abgeleitet werden, sodass eine Berechnung der Korrelation ohne die unbekanntenen wahren Zuchtwerte möglich ist.

4.3.1.1 Ermittlung der Korrelation bei verschiedenen Modellvarianten

Ausgehend von einer möglichen symmetrischen generalisierten Inversen der Koeffizientenmatrix der MME aus Gleichung 4.9

$$\begin{bmatrix} X'R^{-1}X & X'R^{-1}Z \\ Z'R^{-1}X & Z'R^{-1}Z + G^{-1} \end{bmatrix}^{-} = \begin{bmatrix} C_{11} & C_{12} \\ C'_{12} & C_{22} \end{bmatrix} \quad (4.11)$$

sind die Eigenschaften der Lösungen nach Henderson (1973):

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{u}) &= G - C_{22} \quad , \\ \text{Cov}(\hat{u}, u') &= \text{Var}(\hat{u}) \quad , \\ \text{und } \text{Var}(\hat{u} - u) &= C_{22} \quad . \end{aligned}$$

Die Teilmatrix C_{22} ist eindeutig und nicht abhängig von der verwendeten generalisierten Inversen. Die Varianz der Abweichung der geschätzten Zuchtwerte von den wahren Zuchtwerten ($\text{Var}(\hat{u} - u)$) wird im Folgenden auch als PEV bezeichnet.

Die PEV ist abhängig vom angewendeten Auswertungsmodell und der Datenstruktur, die wiederum vom gewählten Auswertungsmodell abhängt. Eine Bedingung zur Berechnung der PEV ist, dass das Auswertungsmodell dem wahren Modell entspricht. Zur Ermittlung der PEV ist nur die Koeffizientenmatrix der MME erforderlich; die PEV ist demnach unabhängig von den Beobachtungswerten (Tosh und Wilton, 1994).

Die Ermittlung der Genauigkeit der Zuchtwerte mit Hilfe der Teilmatrix C_{22} aus Gleichung 4.11 setzt die Inversion der Koeffizientenmatrix voraus. Die Berechnung der invertierten Koeffizientenmatrix ist sehr rechen- und speicherintensiv. In Abhängigkeit vom Umfang des Designs, dem Modell und der Hardwareumgebung können mit modernen Sparse-Matrix-Techniken Gleichungssysteme mit über 100 000 Unbekannten invertiert werden. Die Genauigkeiten für Zuchtwerte aus Zuchtwertschätzmodellen mit weit mehr als 100 000 Gleichungen können jedoch nicht mehr durch die direkte Inversion der Koeffizientenmatrix ermittelt werden. Verschiedene Ansätze zur Approximation der Genauigkeit von Zuchtwerten aus Tiermodellen werden in der Literatur vorgeschlagen (Meyer, 1987a; Misztal u. a., 1991; Van Raden und Wiggans, 1991; Boichard und Lee, 1992; Harris und Johnson, 1998). Da der Vergleich verschiedener Modellvarianten in der vorliegenden Untersuchung auf der Differenz in der geschätzten Korrelation r_{HI} basiert und Wechselwirkungen zwischen einer Approximationsmethode und den zu untersuchenden Modellvarianten vermieden werden sollen, wird die PEV durch die direkte Inversion der Koeffizientenmatrix an Teildatensätzen ermittelt. Das Aufstellen der Koeffizientenmatrix wird mit einem in Fortran 90 entwickelten Programm durchgeführt; zur anschließenden Inversion wurde das Programm FSPAK (Perez-Enciso u. a., 1994) und die Fortran 90 Schnittstelle FSPAK90 (Misztal und Perez-Enciso, 1998) herangezogen.

Bei dem in dieser Untersuchung angewendeten Mehrmerkmals-Tiermodell wird für die ersten drei Laktationen jeweils ein Zuchtwert berechnet. Für diese insgesamt drei Zuchtwerte kann mit Hilfe der Diagonalelemente der genetischen Kovarianzmatrix G und der Diagonalelemente des Blockes C_{22} aus Gleichung 4.11 jeweils eine separate Genauigkeit berechnet werden. Zur übersichtlichen Darstellung der Auswirkungen von Modelländerungen auf die Genauigkeit der Zuchtwerte wird aus den drei Einzelzuchtwerten ein Gesamtzuchtwert mit gleicher Gewichtung der drei Einzelzuchtwerte gebildet, für den die Korrelation r_{HI} berechnet wird. Zur Berechnung der Genauigkeit des Gesamtzuchtwertes eines Tieres i ist die Matrix $G_i = a_{ii}G_0$ und der jeweilige tierspezifische 3×3 Diagonalkblock C_{22i} aus der Teilmatrix C_{22} der invertierten Koeffizientenmatrix 4.11 notwendig. Die $Var(u)_i$ und $Var(\hat{u})_i$ für den zusammengefassten Zuchtwert u kann durch Vor- und Nachmultiplizieren mit dem Vektor s für ein Tier i ermittelt werden, wobei $s' = \begin{bmatrix} \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \end{bmatrix}$. Damit ergibt sich für die Korrelation r_{HI} der zusammengefassten drei Zuchtwerte eines Tieres i :

$$r_{HIi} = \frac{s' [G_i - C_{22i}] s}{\sqrt{(s' G_i s) (s' [G_i - C_{22i}] s)}} = \sqrt{\frac{s' [G_i - C_{22i}] s}{s' G_i s}}, \quad (4.12)$$

wobei $G_i = a_{ii}G_0$ und a_{ii} das Diagonalelement des Tieres i aus der Verwandtschaftsmatrix darstellt.

Die mit Gleichung 4.12 ermittelte durchschnittliche Genauigkeit der drei Zuchtwerte eines Tieres kann zum Vergleich verschiedener Modellvarianten, bei gleicher Datengrundlage, verwendet werden. Die berechnete Korrelation ist dabei abhängig von den Diagonalkblöcken der invertierten Koeffizientenmatrix und damit von den im Modell berücksichtigten Effekten. Je stärker ein Effekt die Subzellenstruktur in der Koeffizientenmatrix beeinflusst, desto grösser ist der zu erwartende Einfluss auf die Genauigkeit der Zuchtwerte.

Der Vergleich der Genauigkeit der Zuchtwerte aus Modellen mit verschiedenen berücksichtigten Einflussfaktoren erfordert jedoch die Berechnung der modellspezifischen Restvarianz für jedes Modell. Werden die gleichen Varianzkomponenten beim Vergleich von Modellen mit unterschiedlichen fixen Einflussfaktoren verwendet, so kommt es zu einer Verzerrung der berechneten Differenzen der Zuchtwertgenauigkeiten zwischen den Modellen. Wird die Reduktion der Restvarianz, die durch ein vollständigeres Auswertungsmodell bewirkt wird, nicht berücksichtigt, so kommt es zu einer Unterschätzung der Genauigkeit der Zuchtwerte aus dem vollständigeren Modell.

4.3.1.2 Validierung des Einflusses von Interaktionseffekten

Ein grosser Teil der Umwelteinflüsse auf die Leistungsbeobachtungen wird durch einzelne Haupteffekte im Auswertungsmodell berücksichtigt. Über diese Einzeleffekte hinaus werden teilweise Wechselwirkungen zwischen den Effekten angenommen und mit Hilfe von Interaktionen im Auswertungsmodell berücksichtigt. Der Einfluss der Interaktionen ist in der Regel im Vergleich zum Haupteffekt wesentlich schwächer. Ein Nebeneffekt, der durch die Einführung von Interaktionseffekten auftritt, ist die Veränderung der Subzellenbesetzung zur Schätzung der einzelnen Effekte im Auswertungsmodell. Die

Anzahl der Vergleichsbeobachtungen in den einzelnen Subzellen kann in ungünstigen Fällen sehr stark zurückgehen, was insbesondere für Effekte mit unbalancierter Verteilung der Beobachtungen zutrifft. Die für solche schlecht besetzten Subzellen ermittelten Schätzwerte sind mit einem größeren Schätzfehler behaftet und können über die Verknüpfung in den Mischmodellgleichungen auch einen mehr oder weniger großen Einfluss auf die Schätzung der Zuchtwerte der Tiere und deren Genauigkeit haben. Neben diesem indirekten Einfluss der schlecht besetzten Subzellen kann ein direkter Einfluss durch die Abnahme von effektiven Vergleichsbeobachtungen innerhalb dieser Subzellen auf die Genauigkeit der geschätzten Zuchtwerte vorhanden sein.

Zur Validierung dieser Einflüsse wird die Veränderung der Genauigkeit der Zuchtwerte, ausgedrückt als Korrelation zwischen wahren und geschätzten Zuchtwerten, herangezogen. Die Auswirkung der Berücksichtigung eines zusätzlichen Interaktionseffektes im Auswertungsmodell unter einer gegebenen Datenstruktur ist abhängig vom

- *wahren Einfluss der Interaktion auf die Leistungsbeobachtung, so wie er in der Population vorliegt, und*
- *von den im Auswertungsmodell gemachten Annahmen bezüglich der Interaktion.*

Dabei ist zu berücksichtigen, dass die wahren Effekte von Einflussfaktoren auf die Beobachtungswerte nie vollständig bekannt sind und mit verschiedenen Methoden nur geschätzt werden können. Die im Auswertungsmodell gemachten Annahmen beziehen sich auf die Art der Berücksichtigung im Auswertungsmodell (fix oder zufällig) bzw. auf die eingesetzten operationellen Werte im Falle eines zufälligen Effektes.

Die im vorhergehenden Abschnitt mit der Gleichung 4.12 berechnete Genauigkeit der Zuchtwerte ist abhängig von den im Auswertungsmodell gemachten Annahmen für die dort enthaltenen Effekte. Dabei wird davon ausgegangen, dass diese Annahmen den wahren Zuständen in der Population entsprechen.

Mit der im Folgenden abgeleiteten Methode, die von Dempfle (pers. Mitteilungen) vorgeschlagen wurde, wird die Korrelation r_{HI} in Abhängigkeit von den im Auswertungsmodell getroffenen Annahmen und von verschiedenen möglichen wahren Zuständen in der Population berechnet. Es können so die Auswirkungen auf die Genauigkeit der Zuchtwerte abgeschätzt werden, wenn der Effekt mit bestimmten Annahmen, die mehr oder weniger vom wahren Zustand des Effektes in der Population abweichen können, in ein Auswertungsmodell aufgenommen wird.

Die entwickelte Methode ist nicht auf die Untersuchung von Interaktionseffekten beschränkt und kann unter bestimmten Voraussetzungen auch für Haupteffekte herangezogen werden. Da die Methode auf der Aufnahme des zu untersuchenden Effektes in das Auswertungsmodell in Form eines zufälligen Effektes basiert, kann es bei einem vorhandenen Zusammenhang zu anderen zufälligen Effekten des Modells zu einem Einfluss auf die Schätzung der Zuchtwerte kommen (Henderson, 1973). Dies kann zu einer Veränderung der Rangierung der Tiere führen und sich auf die Effektivität der Selektion auswirken. Die

Wahrscheinlichkeit eines Zusammenhanges zwischen dem zu untersuchenden Effekt und den übrigen zufälligen Effekten im Modell ist für bedeutende Haupteffekte grösser als für unbedeutendere Interaktionseffekte. Die Methode wird aus diesem Grund in der vorliegenden Arbeit nur bei der Untersuchung von Interaktionseffekten angewendet.

Herleitung der Methode

Die Herleitung der Methode wird mit einem sehr vereinfachten Modell durchgeführt:

$$y = 1\mu + X\alpha + Zu + e, \quad (4.13)$$

wobei y den Vektor mit den Beobachtungswerten, μ den Mittelwert, α den Vektor mit den zu untersuchenden zufälligen Effekten, u den Vektor der zufälligen additiven Tiereffekte und e den Vektor mit den zufälligen Restabweichungen darstellt. Folgende Annahmen werden für die einzelnen Effekte im wahren Modell getroffen:

$$\text{Var}(e) = R = I\sigma_e^2 \quad \text{mit } 0 \leq \sigma_e^2 \leq \infty;$$

$$\text{Var}(u) = G = I\sigma_u^2 \quad \text{mit } 0 \leq \sigma_u^2 \leq \infty;$$

$$\text{Var}(\alpha) = F = I\sigma_\alpha^2 \quad \text{mit } 0 \leq \sigma_\alpha^2 \leq \infty;$$

$$\text{Var}(y) = V = XFX' + ZGZ' + R;$$

$$\text{Cov}(u, y') = GZ' .$$

Zur Berechnung von Schätzwerten für den zu untersuchenden Effekt und den zufälligen Tiereffekt kann die BLUP-Methodik unter der Einbeziehung der (Ko-)Varianzmatrizen R , G und F verwendet werden. Da die wahren (Ko-)Varianzen nicht bekannt sind, werden bei der Schätzprozedur *operationelle Werte* eingesetzt, die im Folgenden mit einer Tilde gekennzeichnet sind. Für die Schätzprozedur ergibt sich dann:

$$\widetilde{\text{Var}}(y) = \tilde{V} = X\tilde{F}X' + Z\tilde{G}Z' + \tilde{R} \text{ und}$$

$$\widetilde{\text{Cov}}(u, y') = \tilde{G}Z' ,$$

was zu folgendem Schätzwert von u führt:

$$\hat{u} = \widetilde{\text{Cov}}(u, y')\tilde{V}^{-1}(y - 1\hat{\mu}) ,$$

$$\hat{u} = \widetilde{\text{Cov}}(u, y')\tilde{V}^{-1}[I - 1(1'\tilde{V}^{-1}1)^{-1}1'\tilde{V}^{-1}]y .$$

Wenn $\tilde{L}' = \widetilde{\text{Cov}}(u, y')\tilde{V}^{-1}[I - 1(1'\tilde{V}^{-1}1)^{-1}1'\tilde{V}^{-1}]$ gesetzt wird, dann gilt

$$\hat{u} = \tilde{L}'y .$$

Daraus folgt:

$$\text{Var}(\hat{u}) = \tilde{L}'V\tilde{L} \text{ und}$$

$$\text{Cov}(\hat{u}, u') = \tilde{L}'ZG ,$$

mit deren Diagonalelementen sich die Korrelation r_{HI} für ein Tier i berechnen lässt:

$$r_{HI,i} = \frac{\{\text{Cov}(\hat{u}, u')\}_{ii}}{\sqrt{\{\text{Var}(u)\}_{ii} \{\text{Var}(\hat{u})\}_{ii}}} \quad (4.14)$$

Die berechnete Korrelation r_{HI} ist demnach abhängig

- von den operationellen Werten der (Ko-)Varianzmatrix \tilde{V} in Matrix \tilde{L} und
- von den wahren (Ko-)Varianzmatrizen V und G .

Nimmt man an, dass es sich bei der angewendeten (Ko-)Varianzmatrix der additiv genetischen Tierfekte (G) und der Restfehler (R) um die wahren Parameter handelt, so kann die Korrelation zwischen wahren und geschätzten Zuchtwerten in Abhängigkeit von

- den operationellen Werten der (Ko-)Varianzmatrix \tilde{F} des untersuchten Effektes und
- verschiedenen möglichen Zuständen der wahren (Ko-)Varianzmatrix F des untersuchten Effektes

berechnet werden.

Beispiel

Die Methode soll an einem Beispiel mit acht Bullen mit je vier Töchtern in insgesamt 16 Herden-Jahr-Saisons (HJS) verdeutlicht werden. Der Effekt der HJS stellt den zu untersuchenden Effekt in diesem Beispiel dar. Das Modell zur Auswertung der Leistungsbeobachtungen y lautet:

$$y = 1\mu + X\alpha + Zu + e ,$$

wobei μ den Gesamtmittelwert, α den Vektor der HJS-Effekte, u den Vektor der Zuchtwerte der Bullen und e den Vektor der zufälligen Resteffekte darstellt. Um den Einfluss der Datenstruktur auf die Korrelation r_{HI} zu zeigen, wurden zwei verschiedene Versuchsdesigns für das Beispiel herangezogen. Die Besetzung der einzelnen HJS-Subzellen mit Beobachtungen der acht Bullen für die beiden Designs ist in Abbildung 4.1 dargestellt.

	Herden															
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
Design 1																
Bulle 1	1	1	1	1												
Bulle 2	1				1			1				1				
Bulle 3		1				1			1				1			
Bulle 4			1				1			1				1		
Bulle 5				1				1			1				1	
Bulle 6					1				1			1				1
Bulle 7						1				1			1		1	
Bulle 8							1				1			1		1
Design 2																
Bulle 1	2	1														1
Bulle 2		1	2	1												
Bulle 3				1	2	1										
Bulle 4						1	2	1								
Bulle 5								1	2	1						
Bulle 6										1	2	1				
Bulle 7												1	2	1		
Bulle 8														1	2	1

Abbildung 4.1: Teilweise balanciertes (Design 1) und unbalanciertes (Design 2) Versuchsdesign zur exemplarischen Anwendung der Methode zur Validierung des Einflusses von zusätzlich ins Modell aufgenommenen Effekten auf die Korrelation zwischen wahrem und geschätztem Zuchtwert.

Sind die HJS-Effekte bekannt und werden die Beobachtungswerte y um diese Effekte vorkorrigiert, kann der Zuchtwert mit Hilfe der Regression auf die Abweichungen des Nachkommendurchschnittes vom Gesamtmittel geschätzt werden. Der Regressionskoeffizient β ist dabei abhängig von der Anzahl der Nachkommen:

$$\beta = \frac{\frac{1}{2}\sigma_A^2}{\frac{1}{4}\sigma_A^2 + \frac{\sigma_p^2 - \frac{1}{4}\sigma_A^2}{n}}$$

Da der Regressionskoeffizient und das Gesamtmittel für alle Bullen gleich ist, kann der Nachkommendurchschnitt anstelle des geschätzten Zuchtwertes zur Berechnung der Korrelation r_{HI} verwendet werden. Die Korrelation für den Bullen i ist in diesem Fall abhängig von der Heritabilität des betrachteten Merkmals und von der Anzahl Nachkommen der Bullen:

$$r_{HI_i} = \frac{Cov(u_i, \bar{y}_i)}{\sqrt{Var(u_i)Var(\bar{y}_i)}} = \frac{\frac{1}{2}\sigma_A^2}{\sqrt{\sigma_A^2 \left(\frac{1}{4}\sigma_A^2 + \frac{\sigma_p^2 - \frac{1}{4}\sigma_A^2}{n} \right)}} = \sqrt{\frac{n}{n + \frac{1 - \frac{1}{4}h^2}{\frac{1}{4}h^2}}}$$

Die so ermittelte Korrelation r_{HI} stellt die Genauigkeit der Zuchtwerte dar, wenn die fixen Effekte μ_{ij} bekannt sind. Sie ist eine Obergrenze für die Genauigkeit der Zuchtwerte aus der BLUP-Methodik. Diese Obergrenze kann von den BLUP-Schätzern nicht erreicht werden, da hier zumindest der Mittelwert parallel zu den Zuchtwerten geschätzt wird.

Für die Berechnung der Korrelation r_{HI} wird in diesem Beispiel eine Restvarianz σ_e^2 von 600 000 kg^2 , die hier der Varianz innerhalb Halbgeschwistergruppen entspricht, und eine additiv genetische Varianz σ_A^2 von 160 000 kg^2 ($\sigma_u^2 = \frac{1}{4}\sigma_A^2$) angenommen, woraus sich eine Heritabilität von $h^2 = 0.25$ ergibt. Bei einer Nachkommenschaftsgröße je Bulle von vier Töchtern ergibt sich eine Obergrenze von 0.4588 für die Korrelation zwischen wahren Zuchtwert und Nachkommendurchschnitt. Geht die Anzahl der Töchter gegen unendlich, dann konvergiert die Korrelation r_{HI} gegen den Wert 1; hat ein Bulle nur eine Tochter, dann ist die Korrelation gleich 0.25, was $\frac{1}{2}h$ entspricht.

Durch unterschiedliche Annahmen bezüglich des zu untersuchenden Effekts HJS und dessen wahrer Varianz, bzw. den bei der Schätzprozedur verwendeten operationellen Werten ergeben sich vier verschiedene Szenarien:

1. *Szenario: Effekt HJS bekannt*

Wenn der Gesamtmittelwert und der Effekt HJS bekannt ist, können die Beobachtungswerte darauf korrigiert werden und das Ausgangsmodell 4.13 dieses Beispiels reduziert sich zu dem Modell $y = Zu + e$. Die Gleichung für die Matrix \tilde{L}' reduziert sich dadurch auf $\tilde{L}' = \widetilde{Cov}(u, y')\tilde{V}^{-1}$ und die operationellen Werte der (Ko-)Varianz der Beobachtungswerte sind $\tilde{V} = Z\tilde{G}Z' + \tilde{R}$. Die mit der Formel 4.14 berechneten Korrelationen sind unabhängig von der wahren Varianz des Effektes HJS und stimmen mit der oben berechneten Obergrenze von 0.4588 überein.

2. *Szenario: Effekt HJS unbekannt, Annahme HJS ist ein fixer Einflussfaktor*

Wenn der Effekt HJS unbekannt ist und als fixer Effekt in der Schätzprozedur definiert wird, dann trägt er nicht zu den operationellen Werten der Variation der Beobachtungswerte bei und $\tilde{V} = Z\tilde{G}Z' + \tilde{R}$. Die Gleichung zur Ermittlung der Matrix \tilde{L}' ist unter Berücksichtigung der Designmatrix X des fixen Effektes HJS gleich $\tilde{L}' = \widetilde{Cov}(u, y')\tilde{V}^{-1}[I - X(X'\tilde{V}^{-1}X)^{-1}X'\tilde{V}^{-1}]$. Der wahre Wert der Varianz σ_α^2 trägt zur (Ko-)Varianzmatrix V der Beobachtungswerte bei.

Die berechnete $Var(\hat{u})$ und $Cov(\hat{u}, u')$ haben den gleichen Wert für die verschiedenen möglichen Zustände der Varianz σ_α^2 . Die in Tabelle 4.1 aufgeführten Korrelationen r_{HI} liegen demzufolge unabhängig vom Zustand der wahren Varianz konstant bei 0.3383 (Design 1) bzw. 0.2463 (Design 2).

3. *Szenario: Effekt HJS unbekannt, Annahme HJS ist ein zufälliger Einflussfaktor der im Modell nicht berücksichtigt wird*

In diesem Szenario wird kein operationeller Wert für die Varianz des Effektes HJS in der Matrix \tilde{V} berücksichtigt. Der wahre Wert der Varianz trägt auch hier zur (Ko-)Varianzmatrix V der Beobachtungswerte bei. Der Unterschied zu Szenario 2 liegt in der Berechnung der Matrix \tilde{L}' , bei der

hier keine Designmatrix für die HJS-Effekte berücksichtigt werden muss. Die Korrelation r_{HI} ist in diesem Fall abhängig von der wahren Varianz des Effektes HJS (Tabelle 4.1).

4. *Szenario: Effekt HJS unbekannt, Annahme HJS ist ein zufälliger Einflussfaktor der auch im Modell als zufälliger Effekt berücksichtigt wird*

Die Korrelation r_{HI} ist in diesem Fall abhängig vom operationellen Wert $\tilde{\sigma}_\alpha^2$ des zufälligen Effektes HJS im Schätzmodell und von der wahren Varianz σ_α^2 , die in der (Ko-)Varianzmatrix V der Beobachtungswerte berücksichtigt wird. Der operationelle Wert $\tilde{\sigma}_\alpha^2$ kann zwischen Null und unendlich in separaten Schätzprozeduren angenommen werden. Geht er gegen Null, so konvergieren die Schätzwerte der Effekte gegen die Lösungen aus einem Modell, in dem der Effekt HJS nicht berücksichtigt wird (\cong Szenario 3). Geht der operationelle Wert gegen unendlich, so konvergieren die Schätzwerte gegen die Lösungen aus einem Modell, in dem der HJS-Effekt als fixer Effekt berücksichtigt wird (\cong Szenario 2).

In Tabelle 4.1 sind die durchschnittlichen Korrelationen zwischen wahren und geschätzten Zuchtwerten der Bullen für die vier Szenarien, bei verschiedenen Zuständen der wahren Varianz σ_α^2 , zu ersehen.

Für das vierte Szenario sind in Tabelle 4.1 die Ergebnisse aus fünf verschiedenen Auswertungsmodellen, mit variierenden operationellen Werten für den zufälligen HJS-Effekt zwischen $\tilde{\sigma}_\alpha^2 = 10^{-12}$ und $\tilde{\sigma}_\alpha^2 = 10^{12}$ dargestellt. Die Ergebnisse aus der Variante mit dem operationellen Wert $\tilde{\sigma}_\alpha^2 = 10^{12}$ bestätigen, dass es sich hier um ein Modell mit quasi fixem HJS-Effekt handelt, in dem die wahre Varianz des Effektes HJS keinen Einfluss auf die Korrelation r_{HI} hat. Betrachtet man den anderen Extremfall $\tilde{\sigma}_\alpha^2 = 10^{-12}$, so entsprechen die geschätzten Korrelationen für verschiedene Zustände der wahren Varianz den berechneten Korrelationen aus dem Szenario drei mit ignoriertem HJS-Effekt. Die höchsten Korrelationen innerhalb der fünf Varianten des vierten Szenarios werden dann erreicht, wenn der operationelle Wert $\tilde{\sigma}_\alpha^2$ in der Schätzprozedur gleich der wahren Varianz σ_α^2 ist.

In Abbildung 4.2 sind die Ergebnisse aus Tabelle 4.1 zur besseren Übersicht graphisch dargestellt. Folgende Beobachtungen können in Abbildung 4.2 gemacht werden:

- Das Ignorieren des HJS-Effektes bei der Schätzprozedur (\cong Szenario 4a und Szenario 3) führt zu den höchsten durchschnittlichen Genauigkeiten der Zuchtwerte, wenn der wahre Wert der Varianz σ_α^2 des HJS-Effektes kleiner als etwa 10^5 ($\cong 0.167\tilde{\sigma}_e^2$) ist, in beiden Versuchsdesigns.
- Die Behandlung des HJS-Effektes als fixen Effekt in der Schätzprozedur (\cong Szenario 4e \cong Szenario 2) hingegen würde bei niedrigen Werten der wahren Varianz zu einer Verminderung der Genauigkeit der Zuchtwerte führen. Diese Reduktion ist bei einer stark unbalancierten Datenstruktur größer.
- Wird in der Schätzprozedur ein im Vergleich zum operationellen Wert des Resteffektes kleiner operationeller Wert von 10^3 ($\cong 1.67 * 10^{-3}\tilde{\sigma}_e^2$) für den HJS-Effekt eingesetzt (\cong Szenario 4b), unterscheidet sich die Korrelation r_{HI} kaum von den Korrelationen r_{HI} aus dem Modell mit ignoriertem HJS-Effekt, unabhängig von dem wahren Wert der Varianz σ_α^2 .

Tabelle 4.1: Durchschnittliche Korrelationen zwischen wahren und geschätzten Zuchtwerten der acht Bullen für vier verschiedene Szenarien (S1 bis S4, siehe Text) der Berücksichtigung des HJS-Effektes in der Schätzprozedur, in Abhängigkeit vom wahren Zustand der Varianz des Effektes (σ_α^2) in der Population bei den betrachteten Designs.

operationelle Werte in Schätzprozedur	wahre Varianz σ_α^2				
	0	10^3	10^6	10^9	10^{12}
Versuchsdesign 1 (teilweise balanciert):					
S1: μ und α bekannt	0.4588	0.4588	0.4588	0.4588	0.4588
S2: μ und α unbekannt, fix	0.3383	0.3383	0.3383	0.3383	0.3383
S3: α unbekannt, ignoriert	0.4292	0.4290	0.2942	0.0128	0.0004
S4: α unbekannt, zufällig					
S4a: $\tilde{\sigma}_\alpha^2 = 10^{-12}$	0.4292	0.4290	0.2942	0.0128	0.0004
S4b: $\tilde{\sigma}_\alpha^2 = 10^3$	0.4292	0.4290	0.2945	0.0128	0.0004
S4c: $\tilde{\sigma}_\alpha^2 = 10^6$	0.3829	0.3828	0.3633	0.0363	0.0012
S4d: $\tilde{\sigma}_\alpha^2 = 10^9$	0.3384	0.3384	0.3384	0.3384	0.3083
S4e: $\tilde{\sigma}_\alpha^2 = 10^{12}$	0.3383	0.3383	0.3383	0.3383	0.3383
Versuchsdesign 2 (unbalanciert):					
S1: μ und α bekannt	0.4588	0.4588	0.4588	0.4588	0.4588
S2: μ und α unbekannt, fix	0.2463	0.2463	0.2463	0.2463	0.2463
S3: α unbekannt, ignoriert	0.4292	0.4288	0.2529	0.0099	0.0003
S4: α unbekannt, zufällig					
S4a: $\tilde{\sigma}_\alpha^2 = 10^{-12}$	0.4292	0.4288	0.2529	0.0099	0.0003
S4b: $\tilde{\sigma}_\alpha^2 = 10^3$	0.4292	0.4288	0.2531	0.0099	0.0003
S4c: $\tilde{\sigma}_\alpha^2 = 10^6$	0.3541	0.3541	0.3053	0.0190	0.0006
S4d: $\tilde{\sigma}_\alpha^2 = 10^9$	0.2465	0.2465	0.2465	0.2464	0.1875
S4e: $\tilde{\sigma}_\alpha^2 = 10^{12}$	0.2463	0.2463	0.2463	0.2463	0.2463

- Nimmt man den HJS-Effekt als zufälligen Effekt mit einem operationellen Wert von 10^6 ($\cong 1.67\tilde{\sigma}_\epsilon^2$) in das Schätzmodell auf (\cong Szenario 4c) und entspricht dies dem wahren Wert σ_α^2 der Varianz, dann ist die durchschnittliche Genauigkeit der Zuchtwerte am höchsten. Liegt der wahre Wert der Varianz jedoch im Bereich bis zu 10^5 , dann ist die durchschnittliche Genauigkeit der Zuchtwerte niedriger als wenn man den HJS-Effekt im Schätzmodell ignorieren würde.

Aus den dargestellten Ergebnissen des Beispiels kann gefolgert werden, dass eine Steigerung der Genauigkeit von Zuchtwerten durch die Variation des Auswertungsmodells, ohne Veränderung der einbezogenen Datenmenge, erreicht werden kann. Durch die Berücksichtigung von allen denkbaren Effekten bzw. Effektkombinationen in der Form von fixen Effekten im Auswertungsmodell kann es zu einer Beeinflussung der Genauigkeit der Zuchtwerte kommen, deren Ausmaß von der Datenstruktur und vom

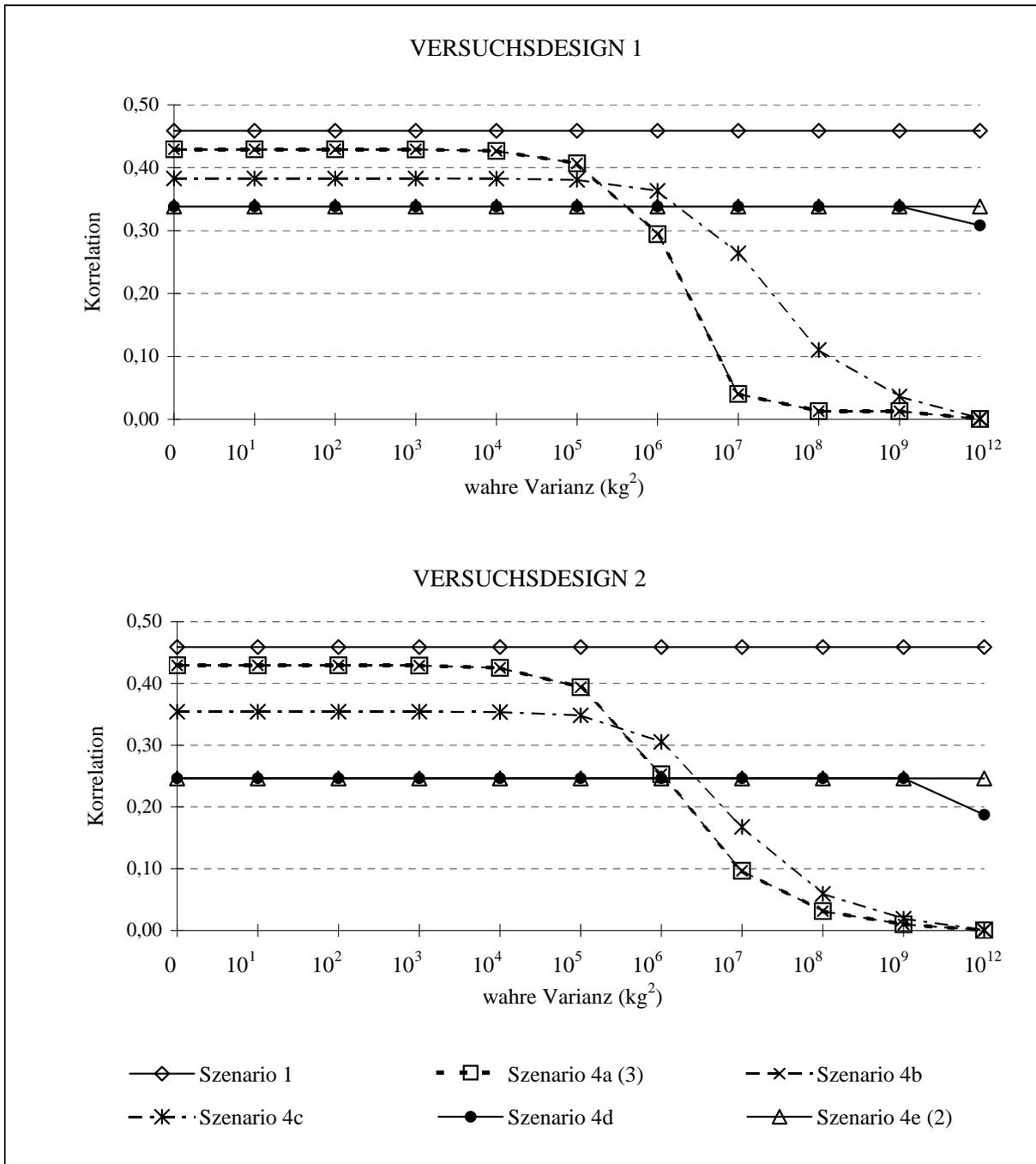


Abbildung 4.2: Darstellung der Korrelationen zwischen wahren und geschätzten Zuchtwerten für vier verschiedene Szenarien (in Bezug auf Tabelle 4.1) zur Berücksichtigung des Herden-Jahr-Saisoneffektes in der Schätzprozedur in Abhängigkeit von der wahren Varianz des Effektes (σ_{α}^2) in der Population.

Wert der wahren Varianz der untersuchten Effekte bzw. Effektkombinationen abhängig ist.

Zusammenfassend bleibt festzuhalten, dass mit der Methode die Auswirkungen von verschiedenen Effektdefinitionen eines Effektes (fix oder zufällig mit verschiedenen operationellen Werten) auf die Ge-

nauigkeit der Zuchtwerte in Abhängigkeit von der wahren Varianz des Effektes ermittelt werden können. Zur Interpretation der Ergebnisse und für die Schlussfolgerung aus den Ergebnissen bedarf es einer groben Abschätzung der vorliegenden wahren Varianz des untersuchten Effektes.

Berechnung der Korrelation r_{HI} mit Hilfe der Mischmodellgleichungen

Die dargestellte Berechnung der Korrelation r_{HI} mit Hilfe der invertierten (Ko-)Varianzmatrix \tilde{V}^{-1} der Beobachtungswerte kann nur für einen sehr beschränkten Datenumfang durchgeführt werden, da die Dimension der Matrix \tilde{V} gleich der Anzahl der Beobachtungen ist. Zur Anwendung auf größere Datensätze wurde eine alternative Berechnung unter Verwendung der MME hergeleitet. Ausgangspunkt ist das in Gleichung 4.13 (S. 50) dargestellte wahre Modell.

Die MME zur Schätzung der Effekte dieses Modells lauten:

$$\begin{bmatrix} 1'\tilde{R}^{-1}1 & 1'\tilde{R}^{-1}X & 1'\tilde{R}^{-1}Z \\ X'\tilde{R}^{-1}1 & X'\tilde{R}^{-1}X + \tilde{F}^{-1} & X'\tilde{R}^{-1}Z \\ Z'\tilde{R}^{-1}1 & Z'\tilde{R}^{-1}X & Z'\tilde{R}^{-1}Z + \tilde{G}^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\mu} \\ \hat{\alpha} \\ \hat{u} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1'\tilde{R}^{-1}y \\ X'\tilde{R}^{-1}y \\ Z'\tilde{R}^{-1}y \end{bmatrix},$$

wobei die gesamte Designmatrix $\begin{bmatrix} 1 & X & Z \end{bmatrix}$ als W bezeichnet werden kann.

Wenn die Inverse der Koeffizientenmatrix als

$$\begin{bmatrix} 1'\tilde{R}^{-1}1 & 1'\tilde{R}^{-1}X & 1'\tilde{R}^{-1}Z \\ X'\tilde{R}^{-1}1 & X'\tilde{R}^{-1}X + \tilde{F}^{-1} & X'\tilde{R}^{-1}Z \\ Z'\tilde{R}^{-1}1 & Z'\tilde{R}^{-1}X & Z'\tilde{R}^{-1}Z + \tilde{G}^{-1} \end{bmatrix}^{-1} = \begin{bmatrix} \tilde{T}_{00} & \tilde{T}_{01} & \tilde{T}_{02} \\ \tilde{T}_{10} & \tilde{T}_{11} & \tilde{T}_{12} \\ \tilde{T}_{20} & \tilde{T}_{21} & \tilde{T}_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tilde{T}_{0\cdot} \\ \tilde{T}_{1\cdot} \\ \tilde{T}_{2\cdot} \end{bmatrix} = \tilde{T}$$

bezeichnet wird und die Matrix \tilde{P}^{-1} als

$$\tilde{P}^{-1} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & \tilde{F}^{-1} & 0 \\ 0 & 0 & \tilde{G}^{-1} \end{bmatrix}, \text{ sowie der Vektor } \hat{t} = \begin{bmatrix} \hat{\mu} \\ \hat{\alpha} \\ \hat{u} \end{bmatrix}$$

definiert wird, dann lassen sich die Mischmodellgleichungen und Lösungen schreiben als

$$[W'\tilde{R}^{-1}W + \tilde{P}^{-1}] \hat{t} = W'\tilde{R}^{-1}y \text{ bzw.}$$

$$\hat{t} = \tilde{T}W'\tilde{R}^{-1}y.$$

Per Definition ist dann

$$\tilde{T} [W'\tilde{R}^{-1}W + \tilde{P}^{-1}] = I$$

und es folgt

$$\tilde{T} [W' \tilde{R}^{-1} W] = \tilde{T} [(W' \tilde{R}^{-1} W + \tilde{P}^{-1}) - \tilde{P}^{-1}] = I - \tilde{T} \tilde{P}^{-1},$$

was auch in der folgenden Form geschrieben werden kann:

$$\tilde{T} [W' \tilde{R}^{-1} W] = \begin{bmatrix} I & -\tilde{T}_{01} \tilde{F}^{-1} & -\tilde{T}_{02} \tilde{G}^{-1} \\ 0 & I - \tilde{T}_{11} \tilde{F}^{-1} & -\tilde{T}_{12} \tilde{G}^{-1} \\ 0 & -\tilde{T}_{21} \tilde{F}^{-1} & I - \tilde{T}_{22} \tilde{G}^{-1} \end{bmatrix}.$$

Demnach folgt

$$\tilde{T}_{2_} W' \tilde{R}^{-1} X = -\tilde{T}_{21} \tilde{F}^{-1} \quad (4.15)$$

$$\text{und } \tilde{T}_{2_} W' \tilde{R}^{-1} Z = I - \tilde{T}_{22} \tilde{G}^{-1} \quad (4.16)$$

Berechnung der Kovarianz zwischen wahren und geschätzten Zuchtwerten:

Da $\hat{u} = \tilde{T}_{2_} W' \tilde{R}^{-1} y$, folgt

$$\text{Cov}(\hat{u}, u') = \tilde{T}_{2_} W' \tilde{R}^{-1} Z G = (I - \tilde{T}_{22} \tilde{G}^{-1}) G.$$

Unter der Bedingung, dass $G = \tilde{G}$ und unter Einbeziehung der Gleichung 4.16 folgt

$$\text{Cov}(\hat{u}, u') = G - \tilde{T}_{22}. \quad (4.17)$$

Berechnung der Varianz der geschätzten Zuchtwerte:

$$\text{Var}(\hat{u}) = \tilde{T}_{2_} W' \tilde{R}^{-1} [X F X' + Z G Z' + R] \tilde{R}^{-1} W \tilde{T}_{2_}$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{u}) &= \tilde{T}_{2_} W' \tilde{R}^{-1} X F X' \tilde{R}^{-1} W \tilde{T}_{2_} \\ &+ \tilde{T}_{2_} W' \tilde{R}^{-1} Z G Z' \tilde{R}^{-1} W \tilde{T}_{2_} \\ &+ \tilde{T}_{2_} W' \tilde{R}^{-1} R \tilde{R}^{-1} W \tilde{T}_{2_}. \end{aligned}$$

Unter der Bedingung, dass $G = \tilde{G}$ und $R = \tilde{R}$ und

$$F = \tilde{F} + \Delta F$$

und unter Einbeziehung der Gleichungen 4.15 und 4.16 folgt:

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{u}) &= \tilde{T}_{21} \tilde{F}^{-1} \tilde{T}_{12} + \tilde{T}_{21} \tilde{F}^{-1} \Delta F \tilde{F}^{-1} \tilde{T}_{12} \\ &+ G - \tilde{T}_{22} - \tilde{T}_{22} + \tilde{T}_{22} \tilde{G}^{-1} \tilde{T}_{22} \\ &- \tilde{T}_{21} \tilde{F}^{-1} \tilde{T}_{12} + \tilde{T}_{22} - \tilde{T}_{22} \tilde{G}^{-1} \tilde{T}_{22}, \end{aligned}$$

was sich vereinfachen lässt zu

$$\text{Var}(\hat{u}) = G - \tilde{T}_{22} + \tilde{T}_{21}\tilde{F}^{-1}\Delta F\tilde{F}^{-1}\tilde{T}_{12}. \quad (4.18)$$

Die Korrelation r_{HI} für ein Tier i kann dann mit Hilfe der Gleichungen 4.17 und 4.18 berechnet werden:

$$r_{HI,i} = \frac{\{G - \tilde{T}_{22}\}_{ii}}{\sqrt{\{G\}_{ii} \{G - \tilde{T}_{22} + \tilde{T}_{21}\tilde{F}^{-1}\Delta F\tilde{F}^{-1}\tilde{T}_{12}\}_{ii}}}. \quad (4.19)$$

Wird die Berechnung der Korrelation r_{HI} für Einzelmerkmale bzw. voneinander unabhängige Merkmale durchgeführt, dann sind nur die Diagonalelemente der Matrizen G und T_{22} notwendig. Bei einem Mehrmerkmalsmodell mit n Merkmalen hat die Matrix $a_{ii}G_0$ die Dimension $n \times n$ und aus der Teilmatrix \tilde{T}_{22} der invertierten Koeffizientenmatrix sind die Diagonalblöcke mit der Dimension $n \times n$ der einzelnen Tiere notwendig. Die Anzahl der Elemente des Offdiagonalblocks \tilde{T}_{12} der invertierten Koeffizientenmatrix \tilde{T} ist abhängig von der Anzahl der Effektstufen des zu untersuchenden Effekts, der Anzahl der Tiere und der Anzahl der Merkmale.

Für die bei einem Mehrmerkmalsmodell mit drei Merkmalen (Laktationen) ermittelten drei Zuchtwerte je Tier wird aus Gründen der Überschaubarkeit der Ergebnisse, entsprechend dem Vorgehen in Abschnitt 4.3.1.1 (S. 4.3.1.1), ein Gesamtzuchtwert mit gleicher Wichtung der einzelnen Zuchtwerte gebildet. Für diesen Gesamtzuchtwert kann die Korrelation r_{HI} durch Vor- und Nachmultiplizieren der $\text{Var}(u)_i$, $\text{Var}(\hat{u})_i$ und $\text{Cov}(\hat{u}, u')_i$ mit dem Vektor s für jedes Tier i ermittelt werden, wobei $s' = \left[\frac{1}{3} \quad \frac{1}{3} \quad \frac{1}{3} \right]$. Die Korrelation des Gesamtzuchtwertes kann für ein Tier i mit der Gleichung

$$r_{HI,i} = \frac{s' [G_i - \tilde{T}_{22i}] s}{\sqrt{(s' G_i s) (s' [G_i - \tilde{T}_{22i} + \tilde{T}_{21i}\tilde{F}^{-1}\Delta F\tilde{F}^{-1}\tilde{T}_{12i}] s)}} \quad (4.20)$$

berechnet werden.

Die Berechnung der Korrelation r_{HI} über die MME hat dabei folgende Eigenschaften:

- Die Koeffizientenmatrix der MME muss für jeden angenommenen operationellen Wert separat aufgestellt und invertiert werden, dabei werden die Matrizen \tilde{T}_{12} ($= \tilde{T}'_{21}$) und \tilde{T}_{22} ermittelt.
- Die Dimension der Matrix \tilde{T}_{12} ist $(k * n) \times (i * n)$, wobei n gleich der Anzahl Merkmale, k gleich der Anzahl an Effektstufen des untersuchten Effekts und i gleich der Anzahl Tiere ist.
- Liegen die Matrixblöcke \tilde{T}_{22} und \tilde{T}_{12} aus der invertierten Matrix vor, dann kann die Korrelation r_{HI} für verschiedene Werte der wahren Varianz berechnet werden.

Zusammenfassend steht nach der Herleitung der $\text{Var}(\hat{u})$ und $\text{Cov}(\hat{u}, u')$ über die Mischmodellgleichungen eine Methode zur Verfügung, welche die Berechnung der Korrelation zwischen wahren und geschätzten

Zuchtwerten für ein größeres Datenmaterial ermöglicht. Die Berechnung der Korrelation r_{HI} erfolgt dabei in Abhängigkeit von den im Schätzmodell verwendeten operationellen Werten für einen zu untersuchenden Effekt und verschiedenen möglichen Werten der wahren Varianz dieses Effektes.

4.3.1.3 Ermittlung der Korrelation r_{HI} nach dem Selektionsindex-Verfahren

Zur Diskussion der Ergebnisse aus den Untersuchungen des Modelleinflusses auf die Genauigkeit von Zuchtwerten, die mit den Methoden der vorhergehenden Abschnitte berechnet werden, soll der Einfluss der in einen Selektionsindexwert einbezogenen Informationsmenge auf dessen Genauigkeit ermittelt werden. Das bedeutet, dass einer Veränderung der Korrelation r_{HI} , welche durch eine Änderung des Auswertungsmodells (z.B. mit/ohne Interaktionseffekt) verursacht wird, die Informationsmenge gegenübergestellt werden kann, die zu den entsprechenden Korrelationsänderungen beim Selektionsindexverfahren führen würde.

Die Menge an Leistungsinformationen eines Tieres bzw. die Anzahl von verwandten Tieren mit Leistungsinformationen kann bei der Berechnung des Selektionsindexwerts variiert werden. Es kann so die Veränderung der berechneten Korrelation r_{HI} einer klar definierten Änderung der einbezogenen Informationsmenge zugeordnet werden. Diese Änderung der einbezogenen Informationsmenge wird im Folgenden auch als *Referenzinformationsmenge (RIM)* bezeichnet, die für verschiedene Ausgangssituationen variiert werden kann. Die für verschiedene RIMs berechneten Veränderungen der Korrelation r_{HI} sollen zur besseren Einschätzung der Genauigkeitsveränderungen, die mit anderen Methoden (S. 47 bzw. S. 50) für verschiedene Modellvarianten berechnet werden, herangezogen werden.

Das Selektionsindex-Verfahren soll auch dazu verwendet werden, die Varianz der Beobachtungswerte in einem Testtagsmodell aufgegliedert für die verschiedenen Varianzherkünfte darzustellen. Dies soll zur Diskussion von möglichen Auswirkungen der Vernachlässigung von bestimmten Varianzkomponenten bei den MSE-Auswertungen mit fixen Modellen herangezogen werden.

Allgemeine Darstellung des Selektionsindex-Verfahrens

Neben der Schätzung von Zuchtwerten mit der BLUP-Methodik können Selektionsindexwerte nach dem Selektionsindexverfahren (Hazel und Lush, 1942) zur Selektion von Tieren verwendet werden. Der Selektionsindex ist ein bester linearer Schätzer (BLP) für den genetischen Wert der Tiere. Er beruht auf der Annahme, dass die ersten und zweiten Momente der Beobachtungswerte und der genetischen Werte bekannt sind. Da die wahren Mittelwerte im Selektionsindex-Verfahren nicht mehr geschätzt werden müssen, ist die Genauigkeit des Selektionsindexwerts höher als die Genauigkeiten der nach der BLUP-Methodik geschätzten Zuchtwerte. Der Selektionsindex führt in sehr einfachen Situationen zu den gleichen Selektionsentscheidungen und folglich auch zu dem gleichen Selektionsfortschritt wie die BLUP-Methodik. Liegen jedoch Felddaten aus heterogenen Umwelten vor, sind verschiedene Annahmen, die zur Berechnung der Selektionsindexwerte getroffen werden, nicht mehr gegeben.

Die Zielfunktion, die mit dem Selektionsindex beschrieben wird, ist für ein Tier und drei Merkmale als $H_i = a_1g_{1i} + a_2g_{2i} + a_3g_{3i} = a'g_i$ definiert, wobei H_i den Gesamtzuchtwert, a den Vektor der ökonomischen Gewichte für die drei Einzelzuchtwerte und g_i den Vektor mit den wahren Zuchtwerten des Tieres i darstellen. Unter der Annahme einer zugrundeliegenden multivariaten Normalverteilung der einbezogenen Merkmale gelten für den Selektionsindex, der einen Schätzwert für die Zielfunktion darstellt, die folgenden Eigenschaften:

$$\hat{H} = E(H | Y) = E(H) + V_{HY}V_{YY}^{-1}(Y - EY)$$

und $V(H | Y) = V(H) - V_{HY}V_{YY}^{-1}V_{YH}$.

Die Indexgleichung für den Selektionsindexwert I eines Tieres i , der auf den Abweichungen der Beobachtungswerte Y_i vom Durchschnitt μ_y , der Beobachtungswerte des jeweiligen Merkmals basiert, lautet:

$$I_i = \hat{H}_i = a' \hat{g} = a' V_{gY} V_{YY}^{-1} (Y_i - \mu_y) = b' (Y_i - \mu_y),$$

mit $b' = a' V_{gY} V_{YY}^{-1}$. Dabei ist b der Vektor der Indexgewichte, V_{gY} die genetische Kovarianzmatrix zwischen g und Y und V_{YY} die phänotypische Kovarianzmatrix der Beobachtungswerte. Der Erwartungswert und die Varianz des Gesamtzuchtwertes und der Beobachtungswerte ist dabei:

$$E \begin{bmatrix} H \\ Y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ \mu_Y \end{bmatrix} \quad \text{bzw.} \quad \text{Var} \begin{bmatrix} H \\ Y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a' V_{gg} a & a' V_{gY} \\ V_{Yg} a & V_{YY} \end{bmatrix},$$

wobei V_{gg} die genetische (Ko-)Varianzmatrix der Einzelzuchtwerte ist. Für die Varianz der Indexwerte gilt

$$\text{Var}(I) = b' V_{YY} b = b' V_{Yg} a,$$

was der $\text{Cov}(I, H)$ entspricht. Die Korrelation zwischen dem wahren Zuchtwert und dem Index kann dann als

$$r_{HI} = \frac{\text{Cov}(I, H)}{\sqrt{\text{Var}(I)\text{Var}(H)}} = \sqrt{\frac{b' V_{Yg} a}{a' V_{gg} a}} = \sqrt{\frac{a' V_{gY} V_{YY}^{-1} V_{Yg} a}{a' V_{gg} a}}$$

formuliert werden.

Zur Berechnung der Informationsäquivalente wird die Korrelation r_{HI} für einen Selektionsindex berechnet, der auf den Leistungsinformationen aus drei Laktationen basiert. Die ökonomischen Gewichte der als drei Merkmale betrachteten Laktationen werden dabei mit $a' = \left[\frac{1}{3} \quad \frac{1}{3} \quad \frac{1}{3} \right]$ beschrieben.

In den Selektionsindex eingehende Leistungsinformationen

Die Informationsäquivalente werden für verschiedene Kombinationen von Leistungsinformationen, die aus verschiedenen Verwandtschaftsverhältnissen stammen, ermittelt. Dabei werden die in Abbildung 4.3 dargestellten Informationsquellen zur Berechnung des Selektionsindexwerts bzw. der Korrelation r_{HI}

einbezogen.

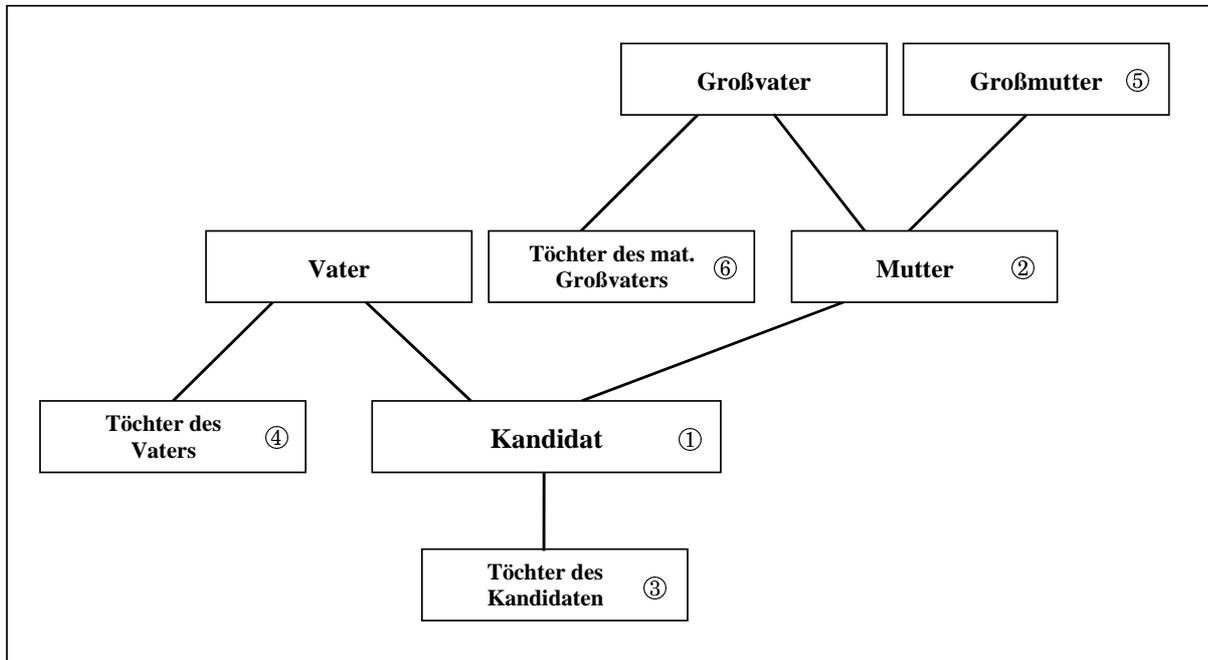


Abbildung 4.3: Einbezogene Leistungsinformationen (mit Kennzeichnung der Informationsquelle) zur Berechnung der Selektionsindexwerte (SI=Selektionsindex).

Die Verwandtschaftsbeziehungen zwischen den in Abbildung 4.3 aufgeführten Tiergruppen, dargestellt in der Form einer Verwandtschaftsmatrix, sind:

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
1	0.5	0.5	0.25	0.25	0.125	(1) Kandidat mit SI
0.5	1	0.25	0	0.5	0.25	(2) Mutter
0.5	0.25	1	0.125	0.125	0.0625	(3) NK des Kandidaten
0.25	0	0.125	1	0	0	(4) väterliche Halbgeschwister
0.25	0.5	0.125	0	1	0	(5) Großmutter
0.125	0.25	0.0625	0	0	1	(6) NK des mat. Großvaters

Unter der Annahme, dass jeweils ein Tier mit drei Laktationen und 10 wiederholten Leistungen je Laktation aus jeder Informationsquelle zur Schätzung des Selektionsindexwerts herangezogen wird, ist die Dimension der Matrizen V_{gY} und V_{YY} gleich 3×180 bzw. 180×180 . Geht man von wiederholten Leistungen und einer konstanten Restvarianz innerhalb der Laktationen aus, entsprechend dem FRM in Abschnitt 4.3 (S. 45), so kann die Matrix der phänotypischen (Ko-)Varianzen V_{YY} für die Eigenleistungen

(Dimension 30×30) als

$$V_{YY_{Eigendl.}} = \begin{bmatrix} J(\sigma_{gg11}^2 + \sigma_{pe11}^2) + I\sigma_{e1}^2 & J(\sigma_{gg12} + \sigma_{pe12}) & J(\sigma_{gg13} + \sigma_{pe13}) \\ J(\sigma_{gg21} + \sigma_{pe21}) & J(\sigma_{gg22}^2 + \sigma_{pe22}^2) + I\sigma_{e2}^2 & J(\sigma_{gg23} + \sigma_{pe23}) \\ J(\sigma_{gg31} + \sigma_{pe31}) & J(\sigma_{gg32} + \sigma_{pe32}) & J(\sigma_{gg33}^2 + \sigma_{pe33}^2) + I\sigma_{e3}^2 \end{bmatrix}$$

exemplarisch dargestellt werden. Dabei bezeichnet J eine Matrix der Dimension 10×10 mit den Elementen $\{j_{kl}\} = 1$ (wobei $k = l = 1, \dots, 10$), I eine Einheitsmatrix mit dem Rang 10 und σ_{gg}^2 und σ_{pe}^2 die entsprechenden Elemente der genetischen Kovarianzmatrix bzw. der Kovarianzmatrix der permanenten Umwelteffekte.

Zur Einbeziehung von Verwandtschaftsleistungen müssen die Elemente der oben gezeigten Verwandtschaftsmatrix beim Aufstellen der Matrix V_{YY} und V_{gY} berücksichtigt werden. Für jedes verwandte Tier, das mit seiner Leistung zum Selektionsindex des Kandidaten beiträgt, wächst die Varianz-Kovarianzmatrix der Beobachtungswerte V_{YY} um je 30 Zeilen und Spalten. Es können jedoch auch Durchschnittsleistungen von mehreren Tieren (n), die aus einer Informationsquelle der Abbildung 4.3 stammen, in die (Ko-)Varianzmatrix der Beobachtungswerte einbezogen werden. Es kommt dann zu einer Änderung

- der Diagonalelemente innerhalb der Laktation i zu $\left[\frac{1}{4}\sigma_{ggi}^2 + \frac{\frac{3}{4}\sigma_{ggi}^2 + \sigma_{peii}^2 + \sigma_{ei}^2}{n} \right]$,
- der Offdiagonalelemente innerhalb der Laktation i zu $\left[\frac{1}{4}\sigma_{ggi}^2 + \frac{\frac{3}{4}\sigma_{ggi}^2 + \sigma_{peii}^2}{n} \right]$ und
- der Offdiagonalelemente zwischen den Laktationen i und j einer Tiergruppe mit gleichem Verwandtschaftsgrad zum Kandidaten zu $\left[\frac{1}{4}\sigma_{gij} + \frac{\frac{3}{4}\sigma_{gij} + \sigma_{peij}}{n} \right]$.

Mit Hilfe des Selektionsindexverfahrens und den aufgezeigten Formeln kann somit für einen Kandidaten mit unterschiedlichem Umfang an eingehenden Leistungsinformationen (Eigen- bzw. Verwandtenleistungen) die Genauigkeit des geschätzten Selektionsindexwerts berechnet werden. Durch die Zuordnung der Genauigkeitsänderung zu der Änderung der einbezogenen Leistungsinformation können die Informationsäquivalente aufgestellt werden. Von Interesse sind hier folgende Konstellationen:

- Veränderung der Genauigkeit des Selektionsindexwerts für einen Bullen mit verschiedener Pedigreeinformation und steigender Anzahl an Töchtern mit Leistungsinformation;
- Veränderung der Genauigkeit des Selektionsindexwerts für eine Kuh mit Eigenleistung und steigender Menge an Leistungsinformationen von verwandten Tieren.

Die ermittelten Informationsäquivalente werden dann zur Diskussion der Ergebnisse aus den Untersuchungen zum Einfluss von Modelländerungen auf die Genauigkeit der Zuchtwerte verwendet.

4.3.2 Darstellung von Erwartungswerten

Die in verschiedenen Modellvarianten des Testtagsmodells verwendeten Effekte bzw. Effektgruppen sind sehr komplex. Der Vergleich einzelner Schätzwerte aus verschiedenen Modellvarianten ist dabei in der Regel nicht sinnvoll, da zwischen Effekten bzw. Effektgruppen innerhalb von Modellen Beziehungen bestehen, die dabei nicht berücksichtigt werden können. Auch ist die Darstellung und der Vergleich von einzelnen Regressionskoeffizienten verschiedener Modellvarianten wenig anschaulich. Für verschiedene untersuchte Modellvarianten werden deshalb die Erwartungswerte im Laktations- bzw. Trächtigkeitsverlauf berechnet und graphisch dargestellt.

Die zur Berechnung der Erwartungswerte verwendeten "Fixed Regression"-Modelle stellen eine Ausweitung der rein fixen Modelle aus den MSE-Untersuchungen dar. Zusätzlich zu den fixen Effekten wird zur Ermittlung der Erwartungswerte der additiv genetische Tierereffekt und der permanente Umwelteffekt zur Berücksichtigung der Wiederholbarkeit innerhalb der Laktationen und der Korrelationen zwischen den Laktationen mit in das Modell aufgenommen. Da hier in erster Linie auf die Darstellung der Erwartungswerte und nicht auf die Genauigkeit der Zuchtwerte abgezielt wird, wurden in den Pedigreedateien die Verwandtschaftsbeziehungen nur bis zur dritten Vorfahrgeneration berücksichtigt. Aus Vereinfachungsgründen wurden keine genetischen Gruppen gebildet und auch keine Inzucht in den ausgewerteten Datensätzen berücksichtigt. Als Varianzkomponenten wurden die in der Routinezuchtwertschätzung für Milchleistungsmerkmale bei den Rassen Schwarzbunt, Rotbunt und Rotvieh in Deutschland eingesetzten Komponenten (Reents u. a., 1998) verwendet. Die ermittelten Erwartungswerte entsprechen damit nur approximativ den tatsächlichen Erwartungswerten der vorliegenden Fleckvieh und Braunviehdaten.

Zur Lösung der gemischten Modelle wurde das Programmpaket MiX99 (Vers.XI/99; Lidauer u. a., 1999a) angewendet. Der in diesem Programm angewendete Lösungsalgorithmus basiert auf der preconditionierten konjugierten Gradientenmethode (PCG), die eine sehr effiziente Lösung von großen Gleichungssystemen erlaubt (Strandén und Lidauer, 1999). Ein Vergleich von verschiedenen Methoden bzw. Softwarepaketen zur Lösung von großen Gleichungssystemen mit einer ausführlichen Darstellung der PCG-Methode findet man bei Strandén und Lidauer (1999) und Lidauer u. a. (1999b).

Kapitel 5

Modellentwicklung und Ergebnisse

Die Definition der Effekte des Ausgangsmodells wird in diesem Kapitel schrittweise geprüft und zum Teil erweitert. Jeder Untersuchungsschritt wird mit einem aufgrund der Auswertungsergebnisse gewählten Modell, das als Ausgangspunkt der weiteren Untersuchungen dient, abgeschlossen. Das vorliegende Kapitels schließt eine Darstellung und zum Teil auch die Diskussion der Ergebnisse aus den einzelnen Entwicklungsschritten ein. Die zusammenfassende Diskussion der Ergebnisse erfolgt in Kapitel 6.

Die Auswertungen werden für die Milchleistungsmerkmale Milchmenge (kg), Fettmenge (kg) und Proteinmenge (kg) für Teildatensätze des Gesamtdatenbestands der Rassen Braunvieh und Fleckvieh durchgeführt.

5.1 Auswahl von Datensätzen für die Modellentwicklung

Der Ausgangspunkt für die Auswahl von Teildatensätzen sind die aufbereiteten Gesamtdaten der Rassen Braunvieh und Fleckvieh, die in Kapitel 3 beschrieben sind. In Abhängigkeit von der verwendeten Methode bei den einzelnen Untersuchungsschritten wurden Datensätze mit verschiedenem Datenumfang gebildet.

5.1.1 Datensätze zur Auswertung mit der Methode der kleinsten Quadrate

Zu den Untersuchungen mit der Methode der kleinsten Quadrate wurden für das Fleckvieh und Braunvieh je ein Teildatensatz gebildet, der im Folgenden mit FV01 bzw. BV01 bezeichnet wird. Zur Auswahl der Daten wurden zunächst bestimmte Regionen anhand von landwirtschaftlichen Erzeugungsgebieten (Würfl u. a., 1984) aus dem Gesamtdatenmaterial ausgewählt, die sich in den Produktionsbedingungen zur Milcherzeugung relativ stark unterscheiden. Aus diesen ausgewählten Erzeugungsgebieten wurden dann kleine Herden, mit einer schlechten Besetzung der Herdenkontrolltage, entfernt. Hierzu wurde die maximale Besetzung der Kontrolltage im Monat Januar innerhalb der Herden herangezogen. Hatte

eine Herde in den 8 Jahren des Beobachtungszeitraumes keinen Kontrolltag im Monat Januar, bei dem die spezifisch für die einzelnen Regionen festgelegten Mindestgrenzen an Beobachtungen überschritten wurden, wurden die gesamten Leistungsdaten dieser Herde aus dem Datenmaterial entfernt. Durch den Ausschluss sehr kleiner Herden aus den Datensätzen werden wenig informative Beobachtungen in den Untersuchungen mit der Methode der kleinsten Quadrate nicht berücksichtigt.

Die Verbreitung des Fleckviehs ist nicht auf bestimmte Gebiete in Bayern begrenzt, der prozentuale Anteil der Herden in den einzelnen Erzeugungsgebieten ist deshalb relativ niedrig. Es wurden die Herden aus fünf Erzeugungsgebieten, von denen zwei im Süden und drei im Norden von Bayern aneinandergrenzen, für die Untersuchungen mit der Methode der kleinsten Quadrate ausgewählt. In Tabelle 5.1 sind die gewählten Erzeugungsgebiete aufgeführt.

Tabelle 5.1: Einbezogene Erzeugungsgebiete des Teildatensatzes FV01 aus dem Fleckviehdatenmaterial für die Untersuchungen mit der Methode der kleinsten Quadrate mit der Angabe des prozentualen Anteils der Herden am Gesamtmaterial.

Region	landwirtschaftliches Erzeugungsgebiet		proz. Anteil
	Code	Beschreibung	
Teile der Alpen und des Alpenvorlandes			
1	1.2	Oberbayerische Alpen	2.4
1	1.4	Oberbayerisches Alpenvorland	5.9
Teile des Nordbayerischen Hügellandes und Keupers			
2	7.3	Westliches Tonkeupergebiet	4.0
2	7.4	Nördliches Tonkeupergebiet	1.5
2	7.5	Sandkeupergebiet	1.2

Die aneinandergrenzenden Erzeugungsgebiete werden im Folgenden zu zwei Gebieten zusammengefaßt, die als Regionen bezeichnet werden. Da die Herdenstruktur in den beiden Regionen unterschiedlich ist, wurden zwei verschiedene Mindestgrenzen beim Ausschluss von kleinen Herden angewendet. In der Alpen- bzw. Voralpenregion wurde eine Mindestanzahl von 8 und in der nordbayerischen Region von 10 Leistungsbeobachtungen eines Herdenkontrolltages im Januar festgelegt.

Im Falle der Braunviehdaten wurde das Erzeugungsgebiet 1.1 (Allgäuer Alpen) und 2.2 (Schwäbisches Schotterriedel-Hügelland) aus dem Gesamtdatenmaterial ausgewählt. In den beiden Gebieten sind 20.8 bzw. 20.1 Prozent der Herden des Gesamtmaterials enthalten. Die beiden Erzeugungsgebiete werden im Folgenden auch als Regionen bezeichnet. Sie unterscheiden sich stark in ihrer Herdenstruktur, sodass auch hier zwei unterschiedliche Mindestgrenzen bei der Elimination von kleinen Herden angesetzt wurden. Im Gebiet der Allgäuer Alpen wurde eine Mindestanzahl von 7 und im Gebiet des schwäbischen Schotterriedel-Hügellandes von 10 Leistungsbeobachtungen eines Herdenkontrolltages im Januar festgelegt. In Tabelle 5.2 sind einige Kennzahlen zum Umfang des Fleckvieh- und Braunviehdatensatzes aufgezeigt.

Tabelle 5.2: Datenumfang in den gebildeten Regionen des Braunvieh- und Fleckviehdatensatzes für die Untersuchungen mit der Methode der kleinsten Quadrate.

	KTB	Laktationen	Kühe	Herden
Datensatz Braunvieh BV01	2 378 503	288 672	148 011	2 580
davon Region 1	974 174	119 197	61 659	1 390
davon Region 2	1 404 329	169 475	86 352	1 190
Datensatz Fleckvieh FV01	4 549 101	571 511	294 882	4 530
davon Region 1	2 521 652	316 126	162 947	2 720
davon Region 2	2 027 449	255 385	131 935	1 810

5.1.2 Datensätze zur Untersuchung von Interaktionseffekten

Zur Anwendung der in Abschnitt 4.3.1.2 (S. 50) vorgestellten Methode müssen erheblich kleinere Teildatensätze im Vergleich zu den Datensätzen BV01 und FV01 gebildet werden. Der Umfang des Teildatenmaterials wird von der Dimension der Koeffizientenmatrix und von der Anzahl benötigter Elemente aus der invertierten Koeffizientenmatrix bestimmt. Für die Untersuchung von Interaktionen in Zusammenhang mit der Herde bzw. dem Herdenkontrolltag wurden die Leistungsdaten von Kühen aus 40 zufällig ausgewählten Herden verwendet.

Da die Struktur der vorliegenden Felddaten in den zufällig ausgewählten Herden erhalten bleiben soll, wurde ein allgemeiner Ausschluss von kleinen Herden aus dem Datenmaterial für diese Untersuchungen nicht durchgeführt. Herden, von denen nur für einen Teil des Beobachtungszeitraumes Beobachtungen im Datenmaterial vorlagen, wurden jedoch aus dem Datenmaterial entfernt. Aus dem Gesamtdatensatz wurden somit in einem ersten Schritt die Herden entfernt, aus denen nicht in mindestens 6 Kontrolljahren Leistungsdaten vorlagen. Um die kleinsten Herden aus dem Datenmaterial zu entfernen, wurde zusätzlich eine Mindestanzahl von 100 Leistungsbeobachtungen je Herde gefordert. In einem zweiten Schritt wurden bestimmte Regionen ausgewählt, in denen die Herden zufällig gezogen wurden.

Die zur Aufstellung der Verwandtschaftsmatrix notwendigen Vorfahreninformationen stammen aus den Pedigreedateien der Zuchtwertschätzung für Fleckvieh und Braunvieh, die an der Bayerischen Landesanstalt für Tierzucht durchgeführt wird. Um die Anzahl der Tiere bzw. die Dimension der zu invertierenden Koeffizientenmatrizen zu begrenzen, wurden nur die Pedigreetiere der ersten zwei Vorfahrgenerationen in der Verwandtschaftsmatrix berücksichtigt.

Interaktionen in Zusammenhang mit der Herde

Bei der Untersuchung der Auswirkung von Interaktionen auf die Genauigkeit der Zuchtwerte wird ein Einfluss der Datenstruktur erwartet. Aus diesem Grund werden für die zufällige Auswahl der Herden jeweils zwei zusammenhängende Gebiete mit unterschiedlicher Herdengröße für das Fleckvieh und Braunvieh herangezogen:

- Beim Fleckvieh setzen sich diese zwei Gebiete aus mehreren Erzeugungsgebieten zusammen; ein Gebiet ($\cong 4.3$ Prozent der gesamten Herden) umfasst die zwei Erzeugungsgebiete der Allgäuer und Oberbayerischen Alpen und das zweite Gebiet ($\cong 16.7$ Prozent) umfasst die 11 Erzeugungsgebiete des Agrargebietes “Nordbayerisches Hügelland und Keuper” .
- Beim Braunvieh wurden die beiden Regionen aus dem Datensatz BV01 zur zufälligen Auswahl der Herden herangezogen. Da in diesen Regionen über 40 Prozent der Herden aus den Gesamtdaten enthalten sind, wurde keine Ausweitung auf benachbarte Regionen vorgenommen.

Aus den zwei Gebieten der beiden Rassen wurden die Leistungsdaten aus jeweils 40 zufällig ausgewählten Herden für die Auswertungen zur Untersuchung der Interaktionen im Zusammenhang mit dem Herdenkontrolltag ausgewählt. In Tabelle 5.3 sind einige Kennzahlen zu den vier Datensätzen, die als FV02a und FV02b bzw. BV02a und BV02b bezeichnet werden, zusammengefasst.

Tabelle 5.3: Zusammensetzung der aus 40 zufällig gewählten Herden bestehenden Datensätze zur Untersuchung von Interaktionen in Zusammenhang mit der Herde.

Datensatz (Region)	KTB	Lakt.	Kühe mit Leistung	Pedigreetiere	
				weibl.	männl.
Braunvieh					
BV02a (Allgäuer Alpen)	27 971	3 418	1 782	1 747	616
BV02b (Schwäb. Schotterriedel-Hügelland)	39 853	4 842	2 477	2 301	867
Fleckvieh					
FV02a (Alpengebiet)	26 217	3 323	1 708	1 617	914
FV02b (Nordbay. Hügelland und Keuper)	41 256	5 238	2 697	2 089	877

Die in den Datensätzen FV02a und BV02a der Alpengebiete enthaltenen Herden unterscheiden sich in ihrer Größe erheblich von denen der Datensätze FV02b bzw. BV02b. Zum Überblick über die Besetzung der Herdenkontrolltage mit Leistungsbeobachtungen sind in Tabelle 5.4 die Anzahl der Kontrolltage und die durchschnittliche Anzahl an Beobachtungen je Herdenkontrolltag aufgeführt. Zu der Angabe der durchschnittlichen Anzahl an Beobachtungen je Herdenkontrolltag ist anzumerken, dass es einzelne Herdenkontrolltage gibt, die Beobachtungen aus nicht allen Laktationen enthalten. Die separaten Angaben für die Herdenkontrolltage mit Beobachtungen aus der ersten, zweiten und dritten Laktation summieren sich deswegen nicht auf zu der Angabe für den Herdenkontrolltag mit Beobachtungen der ersten bis dritten Laktation.

In Abbildung 5.1 ist die Besetzung der Herdenkontrolltage für die vier Datensätze etwas ausführlicher dargestellt. Betrachtet man die zwei Graphen im oberen Teil der Abbildung, bei denen die Beobachtungen der drei Laktationen an einem Herdenkontrolltag zusammengefasst sind, dann fallen die höheren Anteile an Herdenkontrolltagen mit mehr als 10 Beobachtungen bei den Datensätzen BV02b und FV02b auf. Der Anteil an Herdenkontrolltagen mit weniger als 5 Beobachtungen ist bei den Datensätzen BV02a

Tabelle 5.4: Durchschnittliche Anzahl an Leistungsbeobachtungen an den Herdenkontrolltagen der Braunvieh- und Fleckviehdatensätze, dargestellt unabhängig von der Parität der Kühe (1L.+2L.+3L.) und separat für die drei Laktationen.

Datensatz	Anzahl HKT gesamt	Ø Anzahl Beobachtungen je HKT			
		1L.+2L.+3L.	1.Laktation	2.Laktation	3. Laktation
Braunvieh BV02a	3 360	8.3	3.6	3.0	2.7
BV02b	3 349	11.9	5.6	4.2	3.3
Fleckvieh FV02a	3 472	7.6	3.4	2.8	2.4
FV02b	3 415	12.1	5.5	4.3	3.3

und FV02a mit 19.0 bzw. 25.4 Prozent höher, als bei den beiden anderen Datensätzen mit 13.0 (BV02b) bzw. 15.1 (FV02b) Prozent. Der Anteil der Beobachtungen, die an diesen Kontrolltagen erbracht wurden, beträgt 6.4 bzw. 9.1 (BV02a bzw. FV02a) und 3.1 bzw. 3.2 (BV02b bzw. FV02b) Prozent.

Werden für die einzelnen Laktationen separate Herdenkontrolltage gebildet, dann steigt der Anteil an Subzellen mit nur einer Beobachtung auf 20.4 bzw. 24.8 (BV02a bzw. FV02a) und 14.9 bzw. 15.5 (BV02b bzw. FV02b) Prozent. Bei 80.4 bzw. 83.6 Prozent der laktationsspezifischen Herdenkontrolltage aus den Datensätzen BV02a und FV02a liegen weniger als 5 Beobachtungen vor, während der Anteil bei den Datensätzen BV02b und FV02b bei 63.4 bzw. 61.3 Prozent liegt. Die Aufspaltung des Umwelteinflusses eines Herdenkontrolltages in drei laktationsspezifische Einflussfaktoren führt demnach zu einer starken Veränderung der Datenstruktur.

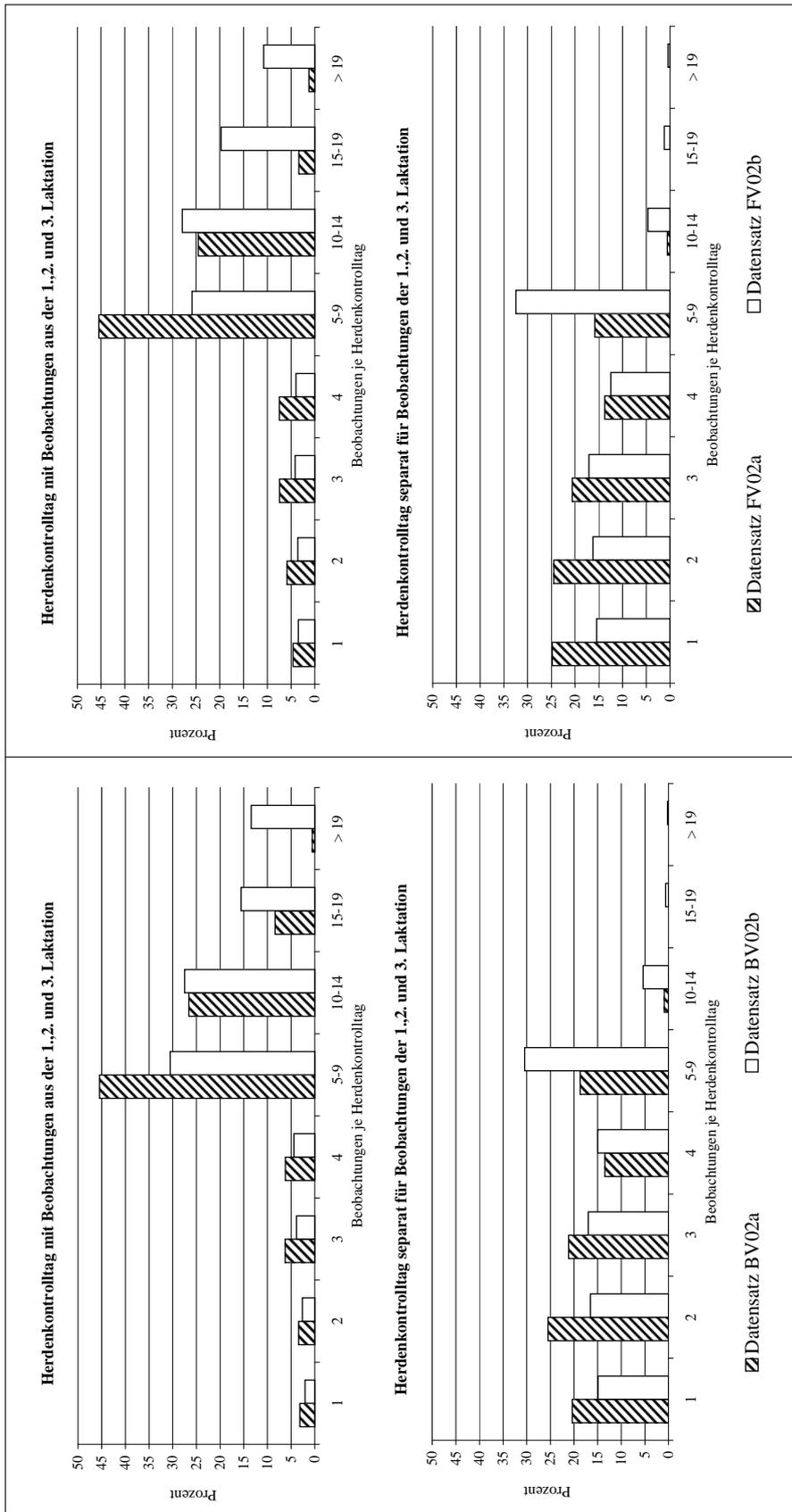


Abbildung 5.1: Prozentualer Anteil der Herdenkontrolltage (HKT) mit der Anzahl an Beobachtungen in den vier Datensätzen BV02a, BV02b, FV02a und FV02b für den Fall, dass alle Beobachtungen einer Laktation in einem HKT zusammengefasst sind und für den Fall, dass separate HKT für die Beobachtungen der einzelnen Laktationen gebildet werden.

5.1.3 Datensätze zur Schätzung von Erwartungswerten

Die Datensätze zur Ermittlung der Erwartungswerte für verschiedene Modellvarianten entsprechen den Datensätzen BV01 bzw. FV01, die zu den Untersuchungen mit der Methode der kleinsten Quadrate verwendet werden. Die fixen Auswertungsmodelle werden zur Berechnung der BLU-Schätzwerte (Best Linear Unbiased Estimators), mit denen die Erwartungswerte berechnet werden, um den additiven Tier-effekt, den permanenten Umwelteffekt und die laktationsspezifische Restvarianz ergänzt.

Durch die Einbeziehung der Pedigreetiere bis zur zweiten Vorfahrengeneration weitet sich das Tiermaterial des Datensatzes BV01 um 135 577 Kühe ohne Leistungsinformation und 15 512 Bullen auf insgesamt 299 101 Tiere aus. Für den Datensatz FV01 ergibt sich ein Zuwachs von 158 804 Kühen ohne Leistungsinformation und 15 217 Bullen, was einen Gesamtumfang von 468 904 Tiere ergibt.

5.2 Ausgangsmodell

Ausgangspunkt für die Untersuchungen ist ein Wiederholbarkeits-Mehrmerkmals-Tiermodell, das in Abschnitt 4.3 (S. 45) allgemein beschrieben wurde. Die in diesem Modell berücksichtigten Effekte umfassen einen großen Teil der möglichen Effekte und Interaktionen, die in einem Testtagsmodell berücksichtigt werden können. Die Definition der einbezogenen fixen Einflussfaktoren erfolgt in Anlehnung an die in der Routinezuchtwertschätzung für Milchleistungsmerkmale der Rassen Schwarzbunt, Rotbunt und Rotvieh beim VIT (Reents u. a., 1998) berücksichtigten Effekte.

Ausgangsmodell in statistischer Schreibweise:

$$\begin{aligned}
 y_{ijklmnopyz} = & LHK_{ijk} + LZASRJ_{ilmnop} \\
 & + b_{1ilmnop}(D_{ijklmnopyz}/\omega) + b_{2ilmnop}(D_{ijklmnopyz}/\omega)^2 \\
 & + b_{3ilmnop}\ln(\omega/D_{ijklmnopyz}) + b_{4ilmnop}[\ln(\omega/D_{ijklmnopyz})]^2 \\
 & + T_{yi} + P_{yi} + e_{ijklmnopyz},
 \end{aligned} \tag{5.1}$$

wobei:

- $y_{ijklmnopyz}$: Beobachtungswert $ijklmnopyz$ in Laktation i ($i=1,2,3$);
- LHK_{ijk} : fixer Effekt der Interaktion zwischen Kontrolltag k , Herde j und Laktation i ;
- $LZASRJ_{ilmnop}$: fixer Effekt der Interaktion zwischen Zwischenkalbezeitklasse l ($l=1,\dots,7$), Kalbealtersklasse m ($m=1,\dots,5$), Kalbesaison n ($n=1,\dots,6$), Region o ($o=1,2$), Kalbejahr p ($p=1,\dots,8$) und Laktation i ;
- $b_{1ilmnop}, b_{2ilmnop}$: fixe Regressionskoeffizienten des lin. und quad. Effektes von (D/ω) (D =Laktationstag, $\omega=381$) innerhalb der Subgruppe $LZASRJ_{ilmnop}$;
- $b_{3ilmnop}, b_{4ilmnop}$: fixe Regressionskoeffizienten des lin. und quad. Effektes von $\ln(\omega/D)$ innerhalb der Subgruppe $LZASRJ_{ilmnop}$;
- T_{yi} : zufälliger additiv genetischer Effekt des Tieres y innerhalb der Laktation i ;

P_{yi} : zufälliger permanenter Umwelteffekt des Tieres y innerhalb der Laktation i ;
 $e_{ijklmnopyz}$: Restfehler des Beobachtungswertes $ijklmnopyz$ in Laktation i .

Modell 5.1 kann in der Schreibweise vereinfacht auch in der Form

$$y_{ijklmnopyz} = LHK_{ijk} + LZASRJ_{ilmnop} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau ilmnop} x_{\tau} + T_{yi} + P_{yi} + e_{ijklmnopyz}$$

dargestellt werden, wobei x_1 bis x_4 die Regressorvariablen $(D_{ijklmnopyz}/\omega)$, $(D_{ijklmnopyz}/\omega)^2$, $\ln(\omega/D_{ijklmnopyz})$ und $[\ln(\omega/D_{ijklmnopyz})]^2$ bezeichnen.

Für die Gliederung der nachfolgenden Auswertungen lassen sich die Einflussfaktoren auf die Milchleistungsmerkmale im Ausgangsmodell in drei Blöcke einteilen:

- *Effektblock 1: Einflussfaktor Herde*

Einflüsse von Herdenumwelt und Zeitpunkt der Leistungserbringung innerhalb der Zeitgefährten-Gruppe Herdenkontrolltag. Im Ausgangsmodell wird dieser Effekt innerhalb von Laktationen geschätzt.

- *Effektblock 2: Einflussfaktoren im Zusammenhang mit der Kalbung*

Dieser Effektblock umfasst Effekte, die für alle Kontrolltagsbeobachtungen einer Laktation als gleich angenommen werden. Die nichtgenetischen Einflüsse Kalbealter, Kalbesaison, Kalbejahr, Trächtigkeit und Region werden hierbei im Ausgangsmodell korrigiert. Der Einfluss der Trächtigkeit wird mit Hilfe der Variable Zwischenkalbezeit der laufenden Laktation berücksichtigt. Zur Bildung des Interaktionseffektes $LZASRJ$ im Ausgangsmodell 5.1 werden die kontinuierlichen Variablen Zwischenkalbezeit und Kalbealter in sieben bzw. fünf diskrete Klassen eingeteilt, die im Kapitel 3 (Datenmaterial) beschrieben sind. Die Kalbesaisons umfassen je zwei Monate, beginnend mit Januar-Februar fortlaufend bis November-Dezember. Die Region wird mit Hilfe der landwirtschaftlichen Erzeugungsgebiete definiert.

- *Effektblock 3: Einfluss des Laktationsstadiums*

Der Einfluss des Laktationsstadiums wird mit vier partiellen Regressionen nach Ali und Schaeffer (1987) modelliert. Im Ausgangsmodell 5.1 werden unterschiedliche Einflüsse des Laktationsstadiums auf die Milchleistungsmerkmale in Abhängigkeit von den Effekten Zwischenkalbezeit, Kalbealter, Kalbesaison, Kalbejahr und Region berücksichtigt. Rechentechnisch wird dies mit der Bildung von *Subgruppen*, die mit Hilfe der genannten Effekte definiert werden und innerhalb derer die partiellen Regressionen geschätzt werden, im Modell berücksichtigt. Im Ausgangsmodell werden die Subgruppen mit den im Mehrfachinteraktionseffekt $LZASRJ$ definierten Effektklassen gebildet. Da die Subgruppen mit Hilfe von Variablen gebildet werden, die spezifisch für eine gesamte Laktation gelten, werden alle Kontrolltagsbeobachtungen einer Laktation in die jeweilige Subgruppe eingeteilt.

Der Mehrfachinteraktionseffekt *LZASRJ* umfasst in Modell 5.1 insgesamt 10 080 Interaktionsklassen, was auch der Anzahl gebildeter Subgruppen zur Schätzung der partiellen Regressionen entspricht. Aufgrund der feinen Einteilung der einzelnen Klassen der beteiligten Effekte kommt es hierbei zu vielen Subzellen, die nicht oder nur mit sehr wenigen Laktationen belegt sind. Die Schätzwerte für diese schlecht besetzten Subzellen im Mehrfachinteraktionseffekt bzw. die für diese Subzellen geschätzten partiellen Regressionen für die Korrektur des Laktationsstadiums wären so mit relativ hohen Schätzfehlern behaftet. Als Ausgangspunkt der Untersuchungen wird deshalb das Ausgangsmodell 5.1 vereinfacht zu dem Modell

$$y_{ijklmnoz} = LHK_{ijk} + LZASR_{ilmno} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau ilmno} x_{\tau} + T_{yi} + P_{yi} + e_{ijklmnoz}, \quad (5.2)$$

bei dem das Kalbejahr nicht zur Bildung des Mehrfachinteraktionseffektes und nicht zur Bildung der Subgruppen, in denen die partiellen Regressionskoeffizienten geschätzt werden, herangezogen wird. Eine Erweiterung des Auswertungsmodells um das Kalbejahr wird im Laufe der Untersuchungen durchgeführt. Insgesamt werden so beim Ausgangsmodell bei den Rassen Braunvieh und Fleckvieh 1 260 Subgruppen gebildet, in denen jeweils vier partielle Regressionskoeffizienten geschätzt werden.

Der dritte Effektblock ist nicht vollständig unabhängig von den übrigen Effekten im Modell. Die geschätzten Regressionskoeffizienten innerhalb der Subgruppen müssen in Zusammenhang mit den Schätzwerten der übrigen fixen Effekte im Modell betrachtet werden. Ein sehr ähnlicher Laktationsverlauf der Erwartungswerte kann mit unterschiedlichen Regressionskoeffizienten und Schätzwerten der übrigen fixen Effekte dargestellt werden. Der Abszissenschnittpunkt der Regressionen stellt dabei den Erwartungswert einer Beobachtung dar, wenn die Regressorvariablen gleich Null gesetzt werden. In komplexen Modellen mit mehreren fixen Effekten und Kovariablen ist der Abszissenschnittpunkt folglich eine Summe mehrerer Komponenten.

Abszissenschnittpunkt und partielle Regressionen

Bei der Modellierung von Regressionen gibt es verschiedene Möglichkeiten der Schätzung von partiellen Regressionskoeffizienten in statistischen Auswertungsmodellen (Searle, 1971, 1987). Im Falle einer Nestung von Kovariablen innerhalb einer Kombination verschiedener Effekte muss nicht die vollständige Interaktion dieser Effekte in das Modell aufgenommen werden. Ein unterschiedlicher Verlauf der Regressionen für verschiedene Subgruppen bei identischem Abszissenschnittpunkt ist möglich. Folgende Beispiele mit zwei fixen Effekten (α, β) mit i bzw. j Effektstufen und der Kovariablen x_{ijk} sollen dies verdeutlichen.

Beispiel vollständiges Modell: $y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + b_{ij}x_{ijk} + e_{ijk}$

Beispiel reduzierte Modellvariante: $y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + b_{ij}x_{ijk} + e_{ijk}$

Im vollständigen Modell können maximal $i * j$ Regressionskoeffizienten geschätzt werden. In der dargestellten reduzierten Modellvariante wird die Interaktion $\alpha\beta_{ij}$ nicht mehr im Modell berücksichtigt. Es wird in diesem Fall angenommen, dass keine Interaktionen zwischen den beiden fixen Effekten bestehen; jedoch werden separate Regressionskoeffizienten und damit separate Verläufe der Regressionskurven für die $i * j$ Subklassen geschätzt. Verallgemeinert man dieses Modell weiter, unter der Annahme eines gleichen Abszissenschnittpunktes für alle geschätzten Regressionen, so kommt man zu dem Modell $y_{ijk} = \mu + b_{ij}x_{ijk} + e_{ijk}$.

Wird angenommen, dass sich die $i * j$ Subklassen des Interaktionseffektes $\alpha\beta_{ij}$ im Abszissenschnittpunkt, aber nicht im Regressionsverlauf unterscheiden, so kann das vollständige Modell zu der Modellvariante $y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + bx_{ijk} + e_{ijk}$ vereinfacht werden.

Für die Auswertungen mit rein fixen Modellen wird das Modell 5.2 um den zufälligen additiv genetischen Effekt T_{yi} und zufälligen Effekt der permanenten Umwelt P_{yi} reduziert zu dem Modell

$$y_{ijklmnoz} = LHK_{ijk} + LZASR_{ilmno} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau ilmno} x_{\tau} + e_{ijklmnoz}. \quad (5.3)$$

5.3 Zeitgefährtengruppe Herdenkontrolltag

Die Anzahl der Beobachtungen an den einzelnen Herdenkontrolltagen ist im fixen Ausgangsmodell 5.3, in dem der Herdenkontrolltag innerhalb der Beobachtungen einer Laktation geschätzt wird, aufgrund der unvorteilhaften Herdenstruktur stark begrenzt. Da die direkte Korrektur des Einflusses der Herdenumwelt am Tag der Leistungserbringung als Hauptvorteil des Testtagsmodells gegenüber den Modellen mit kumulierten Abschnittsleistungen gilt, soll die Auswirkung der schlecht besetzten Subzellen des Herdenkontrolltages untersucht werden.

Um die Anzahl der Vergleichsbeobachtungen je Herdenkontrolltag zu erhöhen, kann dieser Effekt über alle Beobachtungen eines Herdenkontrolltages geschätzt werden. Es wird demnach ein identischer Einfluss der Herdenumwelt auf die Leistungsbeobachtungen aller Kühe einer Herde an einem Kontrolltag angenommen, unabhängig von ihrer Parität.

Die Untersuchungen zur Korrektur der Herdenumwelt mit dem Effekt des Herdenkontrolltages gliedern sich in mehrere Abschnitte. Als erstes wird die Veränderung des MSE bei unterschiedlicher Berücksichtigung der Kreuzklassifizierung zwischen Herdenkontrolltag und Laktation mit Hilfe von fixen Modellen untersucht. An einem Teilmaterial der in diesen Untersuchungen verwendeten Daten wird der Einfluss dieser Kreuzklassifizierung auf die Korrelation zwischen den wahren und geschätzten Zuchtwerten untersucht. Um die Höhe von Veränderungen in der Genauigkeit der Zuchtwerte besser bewerten zu können, werden Berechnungen zur Genauigkeitsveränderung bei steigender Datenmenge je Tier mit dem Selektionsindexverfahren durchgeführt und in einem separaten Abschnitt dargestellt.

5.3.1 Untersuchungen mit der Methode der kleinsten Quadrate

Der Ausgangspunkt für die Untersuchungen dieses Abschnitts ist das fixe Modell 5.3. Die Auswirkungen der Schätzung des Herdeneffektes an einem bestimmten Kontrolltag, unabhängig von der Parität der Kuh, auf den MSE des Gesamtmodells wird mit den reduzierten Modellvarianten 5.4 und 5.5 untersucht. In Modellvariante 5.5 wird keine Differenz zwischen dem Herdenkontrolltagseffekt der ersten bis dritten Laktation angenommen. In Modell 5.4 werden Unterschiede zwischen dem Herdeneinfluss auf die Beobachtungen der ersten Laktation und auf die Beobachtungen höherer Laktationen an einem Kontrolltag angenommen.

Zur Schätzung von unterschiedlichen Herdeneffekten für die Leistungsbeobachtungen von Erstlingen und Kühen höherer Parität wurden zwei Laktationsklassen gebildet. In die erste Klasse werden dabei alle Beobachtungen von Erstlingen und in die zweite Klasse die Beobachtungen aus der zweiten und dritten Laktation eingeteilt. Das statistische Modell zu diesen Auswertungen ist:

$$y_{ijklmnoz} = BHK_{wjk} + LZASR_{ilmno} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau ilmno} x_{\tau} + e_{ijklmnoz}, \quad (5.4)$$

wobei BHK_{wjk} : fixer Effekt des Kontrolltags j in Herde k innerhalb der Laktationsklasse w ($w=1,2$).

Wird bei der Schätzung des Herdenkontrolltages keine Differenzierung nach Laktationen getroffen, gelangt man zu dem Modell:

$$y_{ijklmnoz} = HK_{jk} + LZASR_{ilmno} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau ilmno} x_{\tau} + e_{ijklmnoz}. \quad (5.5)$$

Die Veränderung der Besetzung der Subzellen beim Übergang von Modell 5.2 auf Modell 5.5 ist in Tabelle 5.4 (S. 69) bei der Beschreibung der Datensätze dargestellt.

Die Veränderung des MSE kann mit einem F-Test zwischen der Modellvariante 5.3 und den beiden reduzierten Modellvarianten 5.4 bzw. 5.5 getestet werden. Die in Tabelle 5.5 dargestellten Kennzahlen zu den F-Tests machen deutlich, dass es bei der Einbeziehung der Interaktion zwischen der Laktation und dem Herdenkontrolltag zu einem starken Anstieg der Anzahl Effekte im Modell kommt. Im vollständigen Modell 5.3 ist die Anzahl Freiheitsgrade, die durch das Modell in Anspruch genommen werden, um den Faktor 2.8 bei den Braunvieh- und Fleckviehdaten höher als bei dem um die Interaktion reduzierten Modell 5.5. Die Anzahl der Freiheitsgrade des Restfehlers im vollständigen Modell lag bei 1.79 bzw. 3.46 Millionen bei der Anwendung auf die Datensätze BV01 und FV01. Die Reduktion des MSE durch die Hereinnahme der Interaktion des Herdenkontrolltages mit den Laktationsklassen, als auch mit den einzelnen Laktationen, konnte für beide Rassen und alle Merkmale hochsignifikant abgesichert werden.

Da es durch die Berücksichtigung der Interaktion im Modell zu einer starken Veränderung der Datenstruktur kommt, soll die Auswirkung auf die Genauigkeit der Zuchtwerte mit Hilfe der in Abschnitt 4.3.1.2 (S. 50ff.) beschriebenen Methode untersucht werden.

Tabelle 5.5: Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen dem Modell mit Herdenkontrolltagseffekt innerhalb von Laktationen (LHK_{ijk}) und den Modellvarianten mit Herdenkontrolltagseffekt innerhalb Laktationsklassen (BHK_{wjk}) bzw. ohne Nestung des Herdenkontrolltagseffektes (HK_{jk}); (F – Wert > 1.01 entspricht $\alpha < 0.01$).

	Braunvieh (kg)			Fleckvieh (kg)		
	Milch	Fett	Protein	Milch	Fett	Protein
$MSE_{LHK_{ijk}} (kg^2)$	9.9955	0.02225	0.01146	10.1977	0.02330	0.01108
$MSE_{BHK_{wjk}} (kg^2)$	10.1421	0.02265	0.01160	10.3532	0.02374	0.01123
$MSE_{HK_{jk}} (kg^2)$	10.1993	0.02273	0.01166	10.4611	0.02389	0.01134
$MSE_{LHK_{ijk}} \Leftrightarrow MSE_{BHK_{wjk}}$						
ΔFG_{Rest}	180 389	180 389	180 389	335 016	335 016	335 016
F-Wert	1.14	1.17	1.12	1.16	1.19	1.14
$MSE_{BHK_{wjk}} \Leftrightarrow MSE_{HK_{jk}}$						
ΔFG_{Rest}	197 266	197 266	197 266	363 739	363 739	363 739
F-Wert	1.05	1.04	1.05	1.11	1.07	1.10

5.3.2 Einfluss auf die Genauigkeit der Zuchtwerte

In diesem Abschnitt wird der Einfluss der Interaktionen Laktation×Herdenkontrolltag und Herde×Kontrolltag auf die Genauigkeit der Zuchtwerte untersucht. Der Schwerpunkt der Untersuchungen liegt dabei auf der Interaktion Laktation×Herdenkontrolltag, die innerhalb der vier Datensätze BV02a, BV02b, FV02a und FV02b (Datenmaterial Abschnitt 5.1.2 (S. 67)) ausgewertet wird. Die Interaktion zwischen der Herde und dem Kontrolltag wird anschliessend am Datenmaterial BV02a und FV02a untersucht.

Die Untersuchungen wurden für das Merkmal Milchmenge in allen Datensätzen durchgeführt, für den Datensatz BV02a wurden die Untersuchungen auf die Merkmale Fett- und Proteinmenge ausgeweitet. Einziger Unterschied zwischen den Auswertungen der verschiedenen Merkmale sind die verwendeten Varianzkomponenten für den additiv genetischen Effekt, den permanenten Umwelteffekt und den Restfehler.

Die Anzahl Kontrolltagsbeobachtungen ist in den Datensätzen BV02a, BV02b, FV02a und FV02b im Vergleich zum Gesamtdatensatz stark eingeschränkt. Die Einteilung der Kühe in den Mehrfachinteraktionseffekt $LZASR$, der auch zur Einteilung der Subgruppen zur Schätzung der partiellen Regressionskoeffizienten für die Korrektur des Laktationsstadiums herangezogen wird, wurde aus diesem Grund abgeändert. Für die Zwischenkalbezeit wurden fünf, für die Kalbesaison zwei und für das Kalbealter drei Klassen innerhalb der Laktationen gebildet. Da die Datensätze nur Beobachtungen innerhalb einer Region enthalten, wird die Region bei der Subgruppenbildung nicht berücksichtigt und die Anzahl der gebildeten Subgruppen liegt bei 90.

5.3.2.1 Interaktion zwischen Herdenkontrolltag und Laktation

Zur Untersuchung der Interaktion Laktation×Herdenkontrolltag wird der Effekt LHK aus dem Ausgangsmodell 5.2 in die Effekte L und HK und die Interaktion $L \times HK$ aufgespalten. Der Effekt der Laktation wird bereits durch die andere im Modell enthaltene Mehrfachinteraktion $LZASR$ berücksichtigt (siehe dazu Abschnitt 4.1.1, S. 39) und muss daher nicht separat in das Modell aufgenommen werden. Der Herdenkontrolltag wird dagegen explizit im Modell berücksichtigt und die zu untersuchende Interaktion wird als Interaktion in das Modell aufgenommen, was zu folgendem Modell führt:

$$y_{ijklmnoyz} = HK_{jk} + (L_i \times HK_{jk}) + LZASR_{ilmno} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau ilmno} x_{\tau} + T_{yi} + P_{yi} + e_{ijklmnoyz}, \quad (5.6)$$

wobei $(L_i \times HK_{jk})$ die Interaktion zwischen der Laktation und dem Herdenkontrolltag darstellt.

Zur Berechnung der Genauigkeit der Zuchtwerte aus diesem Modell wird die in Abschnitt 4.3.1.2 (S. 50) hergeleitete Methode angewendet. Als operationelle Werte für die Varianz des zufälligen Interaktionseffektes, die im Folgenden auch als $\tilde{\sigma}_F^2$ bezeichnet wird, werden die Werte 10^{-6} , 1.0 und 10^9 kg^2 in drei separaten Rechengängen verwendet.

In den drei separaten Rechengängen wird die Koeffizientenmatrix für die verschiedenen Datensätze mit den entsprechenden operationellen Werten aufgestellt und anschließend invertiert. In Tabelle 5.6 sind einige Kennzahlen der Koeffizientenmatrix und den Elementen, die zur Berechnung der Korrelation r_{HI} benötigt werden, aufgeführt. Neben den Elementen des Offdiagonalblocks \tilde{T}_{12} werden die 3×3 Diagonalblöcke für jedes Tier aus der inversen Koeffizientenmatrix benötigt (Abschnitt 4.3.1.2, S. 50ff.). Dieser Teil der inversen Koeffizientenmatrix wird in Tabelle 5.6 als \tilde{T}_{22} bezeichnet.

Tabelle 5.6: Kennzahlen zur Koeffizientenmatrix (LHS) und den zur Berechnung der Korrelation r_{HI} notwendigen Elementen der inversen Koeffizientenmatrix (LHS⁻) für die einzelnen Datensätze (NZE=Nicht-Null-Elemente, \tilde{T}_{12} und \tilde{T}_{22} siehe Text).

Datensatz		LHS		Anzahl Elemente aus LHS ⁻		
		Dimension	NZE	je Tier i		gesamt
				\tilde{T}_{22i}	\tilde{T}_{12i}	
Braunvieh	BV02a	31 671	544 420	9	30 240	125 382 105
	BV02b	38 212	739 622	9	30 141	170 196 750
Fleckvieh	FV02a	32 179	509 366	9	31 248	132 498 423
	FV02b	39 190	755 023	9	30 735	174 103 272

Nach der Berechnung der notwendigen inversen Elemente der Koeffizientenmatrix wird die Korrelation r_{HI} unter Verwendung der sechs verschiedenen Werte 0, 1, 5, 10, 50, 100 und 1000 kg^2 für die wahre Varianz σ_F^2 der Interaktion $L \times HK$, berechnet.

In Tabelle 5.7 sind die durchschnittlichen Genauigkeiten der Zuchtwerte aller Tiere aus den einzelnen

Datensätzen für die Rechengänge mit den verschiedenen operationellen Werten $\tilde{\sigma}_F^2$ und den verschiedenen Werten der wahren Varianz σ_F^2 des Interaktionseffektes dargestellt.

Tabelle 5.7: Durchschnittliche Korrelationen zwischen wahren und geschätzten Zuchtwerten (Merkmal Milchmenge) aller Tiere in den einzelnen Datensätzen, unter Verwendung von unterschiedlichen operationellen Werten $\tilde{\sigma}_F^2$ in der Schätzprozedur und unter der Annahme von unterschiedlichen Werten für die wahre Varianz σ_F^2 der Interaktion $L \times HK$.

Datensatz	operat. Wert (kg^2)	wahre Varianz σ_F^2 der Interaktion $L \times HK$ (kg^2)						
		0	1	5	10	50	100	1000
BV02a (n=4 127)	$\tilde{\sigma}_F^2 = 10^{-6}$	0.4834	0.4825	0.4791	0.4750	0.4471	0.4196	0.2440
	$\tilde{\sigma}_F^2 = 1.0$	0.4833	0.4826	0.4800	0.4768	0.4543	0.4312	0.2661
	$\tilde{\sigma}_F^2 = 10^9$	0.4656	0.4656	0.4656	0.4656	0.4656	0.4656	0.4656
BV02b (n=5 629)	$\tilde{\sigma}_F^2 = 10^{-6}$	0.4954	0.4946	0.4915	0.4878	0.4614	0.4349	0.2579
	$\tilde{\sigma}_F^2 = 1.0$	0.4953	0.4947	0.4925	0.4898	0.4701	0.4493	0.2887
	$\tilde{\sigma}_F^2 = 10^9$	0.4834	0.4834	0.4834	0.4834	0.4834	0.4834	0.4834
FV02a (n=4 216)	$\tilde{\sigma}_F^2 = 10^{-6}$	0.4542	0.4533	0.4495	0.4449	0.4138	0.3839	0.2103
	$\tilde{\sigma}_F^2 = 1.0$	0.4542	0.4534	0.4504	0.4467	0.4210	0.3953	0.2291
	$\tilde{\sigma}_F^2 = 10^9$	0.4310	0.4310	0.4310	0.4310	0.4310	0.4310	0.4310
FV02b (n=5 655)	$\tilde{\sigma}_F^2 = 10^{-6}$	0.5077	0.5069	0.5038	0.5000	0.4733	0.4463	0.2645
	$\tilde{\sigma}_F^2 = 1.0$	0.5076	0.5070	0.5049	0.5023	0.4831	0.4626	0.3000
	$\tilde{\sigma}_F^2 = 10^9$	0.4970	0.4970	0.4970	0.4970	0.4970	0.4970	0.4970

Zur Berechnung dieser Durchschnittswerte wurden alle Tiere mit Leistungen und die Pedigreetiere einbezogen. Eine Ausnahme gilt jedoch für Tiere, für die eine Varianz der geschätzten Zuchtwerte von kleiner als 10^{-6} berechnet wurde; die Ergebnisse dieser Tiere werden im Folgenden nicht mit einbezogen. Zu solch niedrigen Werten kann es kommen, wenn beispielsweise für ein Tier sehr wenig Information (z.B. 3 Leistungsbeobachtungen und kein Pedigree) vorliegt, die Leistungsbeobachtungen in einer sehr kleinen Vergleichsgruppe ($L \times HK$) erbracht wurden und der Interaktionseffekt als fixer Effekt im Modell berücksichtigt wird. Aufgrund von Rundungsfehlern kann es bei diesen Tieren zu unplausiblen Ergebnissen kommen, da die $Var(\hat{u})$ und $Cov(\hat{u}, u')$ sehr niedrige Werte aufweisen und sehr kleine Veränderungen zu starken Änderungen der Korrelation r_{HI} führen können. Die Anzahl der Tiere, die aus der Ergebnisdarstellung für die verschiedenen Datensätze bzw. Rechengänge ausgeschlossen wurden, liegt zwischen 3 und 23.

Zu den Ergebnissen aus Tabelle 5.7 können folgende Anmerkungen gemacht werden:

- In Übereinstimmung zu den Ausführungen bei der Herleitung der Auswertungsmethode (Abschnitt 4.3.1.2, S. 50ff.) sind die ermittelten Genauigkeiten der Zuchtwerte unabhängig von der wahren Varianz des Effektes in der Population, wenn die Interaktion $L \times HK$ als quasi fixer Effekt ($\tilde{\sigma}_F^2 = 10^9 \text{ kg}^2$) angenommen wird.

- Beträgt die wahre Varianz der Interaktion $L \times HK$ in der Population einen Wert bis zu 10 kg^2 , dann ist die durchschnittliche Genauigkeit der Zuchtwerte aus dem Modell mit quasi ignoriertem Interaktionseffekt ($\tilde{\sigma}_F^2 = 10^{-6} \text{ kg}^2$) höher als die aus dem Modell mit quasi fixem Interaktionseffekt ($\tilde{\sigma}_F^2 = 10^9 \text{ kg}^2$). Dies gilt für alle vier untersuchten Datensätze. Übersteigt die wahre Varianz diesen Wert, dann ist die durchschnittliche Genauigkeit der Zuchtwerte bei der Behandlung des Effektes als quasi fixen Effekt im Auswertungsmodell höher.
- Die Differenz der durchschnittlichen Genauigkeit zwischen den Schätzmodellen mit quasi ignoriertem und quasi fixem Effekt ist bei den zwei Datensätzen BV02a und FV02a mit den kleineren Herden bzw. schlechter besetzten Herdenkontrolltagen größer als bei den besser strukturierten Datensätzen BV02b bzw. FV02b.
- Liegt die wahre Varianz der Interaktion $L \times HK$ in der Population unter 10 kg^2 , dann liegen die durchschnittlichen Genauigkeiten der Zuchtwerte aus den Modellen mit quasi ignoriertem Interaktionseffekt und den Modellen mit dem operationellen Wert von $\tilde{\sigma}_F^2 = 1.0 \text{ kg}^2$ in einem sehr ähnlichen Wertebereich.

Die in Tabelle 5.7 aufgezeigten durchschnittlichen Genauigkeiten aller berechneten Zuchtwerte geben nur einen groben Überblick über die Auswirkungen der unterschiedlichen Berücksichtigung der Interaktion $L \times HK$ im Schätzmodell. Die berechneten Genauigkeiten der Zuchtwerte werden deshalb im Folgenden für bestimmte Tiergruppen aufgegliedert.

In Tabelle 5.8 sind die durchschnittlichen Genauigkeiten der Zuchtwerte für Kühe mit Leistungsinformation, Kühe ohne Leistungsinformation und Bullen aufgeschlüsselt. Wie aus den Ergebnissen in Tabelle 5.8 zu ersehen ist, bewirkt das Ignorieren der Interaktion $L \times HK$, ausgehend von dem Modell mit quasi fixem Effekt, bei den Kühen mit Eigenleistung die höchste Veränderung der Korrelation r_{HI} . Die durchschnittliche Korrelation steigt hier um maximal 0.0325 bei $\sigma_F^2 = 0$ (Datensatz FV02a). Bei den Kühen ohne Eigenleistung beträgt die höchste Zunahme 0.0158 bei $\sigma_F^2 = 0$, und bei den Bullen steigt die Korrelation um maximal 0.0190 bei $\sigma_F^2 = 0$.

Auffallend an den Ergebnissen in Tabelle 5.8 ist das relativ niedrige Niveau der Genauigkeiten der Zuchtwerte der Vätertiere im Vergleich zu dem der Kühe mit Leistungsinformation. Grund dafür sind die verwendeten Ausgangsdaten dieser Untersuchung, die nur relativ kleine Stichproben aus dem gesamten Datenpool darstellen. Es liegen je nach Datensatz für 37 bis 38 Prozent der Väter keine Leistungsinformationen von Töchtern vor. Weiterhin ist die Anzahl der Töchter mit Leistungsinformation für einen Teil der Bullen sehr niedrig. Sie beträgt im Durchschnitt zwischen 4.5 und 5.0 in den einzelnen Datensätzen. Der Anteil Bullen mit nur einer Töchterleistung beträgt zwischen 48.8 und 55.4 Prozent.

Die Bullen der Datensätze BV02a, BV02b bzw. FV02b mit mehr als 50 Töchtern (4 Bullen in BV02a, 5 Bullen in BV02b, 6 Bullen in FV02b) erreichen eine maximale Genauigkeit ihrer Zuchtwerte bei der Auswertung mit dem quasi ignorierten Effekt ($\tilde{\sigma}_F^2 = 10^{-6}$) von 0.95, 0.94 bzw. 0.93 im Falle einer wahren Varianz von $\sigma_F^2 = 0$. Wenn eine wahre Varianz von $\sigma_F^2 = 1 \text{ kg}^2$ angenommen wird, dann kommt es

bei dem Übergang vom Modell mit quasi ignoriertem zum Modell mit quasi fixem Interaktionseffekt zu einer durchschnittlichen Steigerung der Genauigkeit der Zuchtwerte dieser Bullen von 0.0081 (BV02a), 0.0154 (BV02b) und 0.0072 (FV02b). Der stärkere Anstieg bei den fünf Bullen des Datensatzes BV02b ist auf einen Natursprungbull zurückzuführen, der in nur einer Herde innerhalb eines bestimmten Zeitraumes eingesetzt wurde. Dies führt dazu, dass durch die Einführung der Interaktion nur sehr wenige effektive Vergleichstiere an einem Herdenkontrolltag innerhalb der gleichen Laktation vorhanden sind. Dadurch wird die Genauigkeit des Zuchtwertes dieses Bullen durch die Art der Berücksichtigung der Interaktion stärker beeinflusst.

Tabelle 5.8: Durchschnittliche Korrelationen zwischen wahren und geschätzten Zuchtwerten (Merkmal Milchmenge) der Tiere in den einzelnen Datensätzen, aufgetrennt nach Kühen mit Eigenleistung, Kühen ohne Eigenleistung und Bullen, unter Verwendung von unterschiedlichen operativen Werten $\hat{\sigma}_F^2$ in der Schätzprozedur und unter der Annahme von unterschiedlichen Werten für die wahre Varianz σ_F^2 der Interaktion $L \times HK$.

Datensatz operat. Wert $\hat{\sigma}_F^2$ (kg ²)	wahre Varianz σ_F^2 der Interaktion $L \times HK$ (kg ²)														
	Kühe mit KTB					Kühe Pedigree					Bullen Pedigree				
	0	1	5	10	50	0	1	5	10	50	0	1	5	10	50
BV02a	(n=1 731)														
$\hat{\sigma}_F^2 = 10^{-6} (*)$	0.6719	0.6707	0.6661	0.6605	0.6223	0.3152	0.3146	0.3123	0.3096	0.2908	0.4104	0.4097	0.4068	0.4033	0.3791
$\hat{\sigma}_F^2 = 1.0$	0.6718	0.6709	0.6673	0.6630	0.6323	0.3151	0.3147	0.3129	0.3107	0.2955	0.4104	0.4098	0.4076	0.4048	0.3855
$\hat{\sigma}_F^2 = 10^9 (**)$	0.6482	0.6482	0.6482	0.6482	0.6482	0.3027	0.3027	0.3027	0.3027	0.3027	0.3953	0.3953	0.3953	0.3953	0.3953
$r_{HI(*)} - r_{HI(**)}$	0.0237	0.0225	0.0179	0.0123	-0.0259	0.0125	0.0119	0.0096	0.0069	-0.0119	0.0151	0.0144	0.0115	0.0080	-0.0162
BV02b	(n=2 476)														
$\hat{\sigma}_F^2 = 10^{-6} (*)$	0.6827	0.6817	0.6774	0.6723	0.6362	0.3181	0.3176	0.3155	0.3130	0.2955	0.4282	0.4276	0.4251	0.4220	0.4005
$\hat{\sigma}_F^2 = 1.0$	0.6826	0.6818	0.6788	0.6752	0.6484	0.3181	0.3177	0.3162	0.3143	0.3010	0.4282	0.4277	0.4259	0.4236	0.4074
$\hat{\sigma}_F^2 = 10^9 (**)$	0.6670	0.6670	0.6670	0.6670	0.6670	0.3095	0.3095	0.3095	0.3095	0.3095	0.4181	0.4181	0.4181	0.4181	0.4181
$r_{HI(*)} - r_{HI(**)}$	0.0157	0.0146	0.0104	0.0052	-0.0309	0.0086	0.0081	0.0060	0.0035	-0.0141	0.0101	0.0095	0.0070	0.0039	-0.0176
FV02a	(n=2 511)														
$\hat{\sigma}_F^2 = 10^{-6} (*)$	0.6493	0.6479	0.6425	0.6360	0.5918	0.2839	0.2833	0.2808	0.2778	0.2577	0.3887	0.3879	0.3847	0.3809	0.3549
$\hat{\sigma}_F^2 = 1.0$	0.6492	0.6481	0.6438	0.6386	0.6021	0.2838	0.2833	0.2814	0.2790	0.2623	0.3886	0.3880	0.3855	0.3824	0.3609
$\hat{\sigma}_F^2 = 10^9 (**)$	0.6169	0.6169	0.6169	0.6169	0.6169	0.2681	0.2681	0.2681	0.2681	0.2681	0.3697	0.3697	0.3697	0.3697	0.3697
$r_{HI(*)} - r_{HI(**)}$	0.0325	0.0311	0.0256	0.0191	-0.0251	0.0158	0.0152	0.0127	0.0098	-0.0103	0.0190	0.0182	0.0150	0.0112	-0.0149
FV02b	(n=2 697)														
$\hat{\sigma}_F^2 = 10^{-6} (*)$	0.6853	0.6842	0.6801	0.6752	0.6400	0.3143	0.3137	0.3116	0.3090	0.2909	0.4205	0.4199	0.4175	0.4146	0.3938
$\hat{\sigma}_F^2 = 1.0$	0.6851	0.6844	0.6816	0.6782	0.6533	0.3143	0.3138	0.3123	0.3105	0.2972	0.4204	0.4200	0.4183	0.4163	0.4011
$\hat{\sigma}_F^2 = 10^9 (**)$	0.6719	0.6719	0.6719	0.6719	0.6719	0.3062	0.3062	0.3062	0.3062	0.3062	0.4120	0.4120	0.4120	0.4120	0.4120
$r_{HI(*)} - r_{HI(**)}$	0.0133	0.0123	0.0082	0.0033	-0.0319	0.0081	0.0075	0.0054	0.0028	-0.0153	0.0085	0.0079	0.0055	0.0026	-0.0182

Bei den Kühen mit Eigenleistung liegen die maximalen Genauigkeiten in den vier Datensätzen bei 0.75 bis 0.78 im Falle einer wahren Varianz von $\sigma_F^2 = 0$. Die Anzahl der Kühe mit Kontrolltagsleistungen aus allen drei Laktationen beträgt 592, 814, 574 und 877 Kühe in den Datensätzen BV02a, BV02b, FV02a bzw. FV02b. Die Differenz der Korrelation r_{HI} bei einem Wechsel des Auswertungsmodells vom Modell mit quasi fixem Interaktionseffekt zu dem Modell mit quasi ignoriertem Interaktionseffekt, beträgt für diese Kühe bei der Annahme einer wahren Varianz des Interaktionseffektes von $\sigma_F^2 = 1 \text{ kg}^2$ durchschnittlich 0.0206, 0.0133, 0.0286 bzw. 0.0122.

Aus den Ergebnissen der Tabellen 5.7 und 5.8 geht hervor, dass die Auswirkungen auf die Genauigkeit der Zuchtwerte von der Herdenstruktur abhängig sind. Die direkten Auswirkungen der Herdenstruktur sind bei den Genauigkeiten der Zuchtwerte für Kühe aus verschiedenen großen Herden feststellbar. In Tabelle 5.9 ist die Differenz zwischen der durchschnittlichen Korrelation r_{HI} aus dem Modell mit quasi ignoriertem und dem Modell mit quasi fixer Interaktion für Kühe aus bestimmten Herdengrößen angegeben. Die Herdengröße wurde anhand der Anzahl Kalbungen je Herde im Datenmaterial eingeteilt.

Der Einfluss der Interaktion auf die Genauigkeit der geschätzten Zuchtwerte ist bei dem schlechter strukturierten Fleckviehdatsatz FV02a im Allgemeinen höher als beim Datensatz FV02b, in dem größere Herden enthalten sind. Für die Kühe aus Herden mit weniger als 50 Kalbungen ergeben sich in beiden Datensätzen relativ große Veränderungen der Korrelationen r_{HI} durch die Variation des Auswertungsmodells. Von allen Kühen des Datensatzes FV02a und FV02b stehen 54.0 Prozent bzw. 14.3 Prozent in solchen kleinen Herden.

Ähnliche Beobachtungen können bei den Auswertungen mit den Braunviehdaten gemacht werden, wo der Anteil der Herden mit weniger als 50 Kalbungen bei 42.6 (BV02a) bzw. 20.5 (BV02b) liegt. Bei den Ergebnissen aus Tabelle 5.9 fallen die relativ großen Veränderungen bei der durchschnittlichen Genauigkeit der Zuchtwerte von Tieren in großen Herden mit mehr als 130 Kalbungen im Datenmaterial BV02b auf. Der Grund hierfür ist die im Datenmaterial BV02b enthaltene Herde mit den meisten Abkalbungen ($n = 172$), in der vorwiegend Natursprungbullen eingesetzt wurden. Es wurden in diesem Betrieb sechs Natursprungbullen eingesetzt, die ausschliesslich in diesem Betrieb Nachkommen hatten. Da die Nachkommen einzelner Bullen auch in sehr ähnlichen Zeiträumen zur Kalbung kommen, gibt es nur sehr wenige effektive Vergleichstiere innerhalb einer Laktation an einem Herdenkontrolltag. Wird die Interaktion $L \times HK$ nicht im Schätzmodell berücksichtigt, dann stehen mehr effektive Vergleichstiere innerhalb des Herdenkontrolltages zur Schätzung des Zuchtwertes zur Verfügung und die Genauigkeit der Zuchtwerte steigt.

Tabelle 5.9: Differenz der durchschnittlichen Genauigkeit der Zuchtwerte (Merkmal Milchmenge) aus dem Modell mit quasi ignoriertes ($\hat{\sigma}_F^2 = 10^{-6}$) und quasi fixer ($\hat{\sigma}_F^2 = 10^0$) Interaktion zwischen der Laktation und dem Herdenkontrolltag innerhalb von verschiedenen Herdengrößen der Datensätze FV02a, FV02b, BV02a und BV02b unter der Annahme von unterschiedlichen Werten für die wahre Varianz σ_F^2 der Interaktion $L \times HK$.

Herden mit x Kalbungen	FLECKVIEH						BRAUNVIEH					
	wahre Varianz σ_F^2 der Interaktion $L \times HK$ (kg^2)			% Kühe			wahre Varianz σ_F^2 der Interaktion $L \times HK$ (kg^2)			% Kühe		
	0	1	5	10	50		0	1	5	10	50	
	Datensatz FV02a ($\emptyset 42.7$ Kalbungen/Herde)						Datensatz BV02a ($\emptyset 44.6$ Kalbungen/Herde)					
≤ 20	3.9	0.0915	0.0899	0.0839	0.0767	0.0296	2.4	0.0788	0.0774	0.0721	0.0656	0.0220
21 – 30	9.0	0.0535	0.0520	0.0461	0.0391	-0.0074	11.5	0.0429	0.0417	0.0370	0.0314	-0.0072
31 – 40	15.3	0.0390	0.0376	0.0322	0.0258	-0.0186	11.4	0.0304	0.0292	0.0245	0.0188	-0.0201
41 – 50	26.1	0.0329	0.0314	0.0256	0.0186	-0.0283	17.3	0.0217	0.0206	0.0163	0.0112	-0.0251
51 – 60	19.8	0.0241	0.0229	0.0182	0.0125	-0.0271	19.2	0.0191	0.0179	0.0132	0.0075	-0.0314
61 – 80	20.3	0.0203	0.0189	0.0132	0.0064	-0.0390	38.0	0.0158	0.0145	0.0098	0.0042	-0.0339
81 – 100	5.7	0.0127	0.0116	0.0072	0.0020	-0.0354	-	-	-	-	-	-
	Datensatz FV02b ($\emptyset 67.4$ Kalbungen/Herde)						Datensatz BV02b ($\emptyset 61.9$ Kalbungen/Herde)					
≤ 20	3.1	0.0598	0.0585	0.0534	0.0472	0.0056	0.5	0.1006	0.0991	0.0932	0.0862	0.0400
21 – 30	1.1	0.0495	0.0484	0.0438	0.0382	-0.0009	5.4	0.0427	0.0415	0.0369	0.0314	-0.0072
31 – 40	3.6	0.0212	0.0202	0.0162	0.0113	-0.0233	7.2	0.0318	0.0305	0.0256	0.0196	-0.0210
41 – 50	6.5	0.0194	0.0185	0.0149	0.0105	-0.0210	7.4	0.0166	0.0157	0.0122	0.0079	-0.0232
51 – 60	7.8	0.0151	0.0141	0.0101	0.0052	-0.0293	17.7	0.0158	0.0148	0.0107	0.0058	-0.0287
61 – 80	27.9	0.0123	0.0115	0.0077	0.0032	-0.0297	24.9	0.0112	0.0103	0.0066	0.0021	-0.0305
81 – 100	19.5	0.0096	0.0085	0.0045	-0.0003	-0.0350	7.3	0.0092	0.0083	0.0045	0.0000	-0.0331
101 – 130	16.8	0.0075	0.0065	0.0028	-0.0017	-0.0340	17.3	0.0071	0.0062	0.0027	-0.0016	-0.0328
≥ 130	13.7	0.0084	0.0071	0.0018	-0.0046	-0.0492	12.4	0.0155	0.0138	0.0071	-0.0008	-0.0539

Abschätzung der wahren Varianz der Interaktion $L \times HK$

Die Abschätzung der wahren Varianz der als zufälligen Faktor in das Modell aufgenommenen Interaktion $L \times HK$ ist zur Interpretation der Ergebnisse des vorhergehenden Abschnittes notwendig. Im Rahmen der vorliegenden Arbeit wurde keine Varianzkomponentenschätzung mit einem vollständigen Modell durchgeführt. Es erfolgte eine grobe Abschätzung des Bereiches, in dem sich die wahre Varianz befindet.

Die Varianz der Schätzwerte der Interaktion $L \times HK$ aus einem fixen Schätzmodell stellt eine Obergrenze für die wahre Varianz in der Population dar. Dies kann verdeutlicht werden, wenn man den Erwartungswert für die quadratische Form der Schätzwerte \hat{b}_i in Vektor \hat{b} beschreibt.

Nach Searle (1971, S. 55) ist der Erwartungswert für eine quadratische Form $(y'Ay)$ gleich $E(y'Ay) = (Ey)'A(Ey) + tr(AV)$, wobei $V = Var(y)$. Unter der Annahme, dass $\hat{b} \sim N(0, V)$ und $V = Var(\hat{b}) = I(\sigma_b^2 + \sigma_{\hat{b}}^2)$ ist, kann der Erwartungswert der quadratischen Form als $E(\hat{b}'\hat{b}) = E(\hat{b})'E(\hat{b}) + tr(Var(\hat{b}))$ geschrieben werden. Betrachtet man die Werte b_i in b als zufällige Effekte, dann lässt sich $Var(b)$ schreiben als

$$\sigma_b^2 = E\left(\frac{b'b}{n}\right) = \frac{1}{n} \sum \hat{b}_i^2 - \frac{1}{n} \sum Var(\hat{b}_i). \quad (5.7)$$

Die Durchschnittsquadrate der besten linearen unverzerrten Schätzwerte (BLU-Schätzer) für die Interaktionseffekte aus dem rein fixen Modell stellen demnach den ersten Teil $(\frac{1}{n} \sum \hat{b}_i^2)$ der Gleichung 5.7 zur Berechnung der Varianz σ_b^2 dar. Zur Ermittlung der Schätzwerte wird das Modell 5.6 (S. 77) mit einigen Abänderungen herangezogen; die Interaktion $L \times HK$ wird als fixer Effekt behandelt und der additiv genetische Effekt und permanente Umwelteffekt wird nicht berücksichtigt. Die mit diesem Modell aufgestellten Gleichungssysteme für die Datensätze FV02a, FV02b, BV02a und BV02b wurden mit einer Iterationsroutine nach Gauss-Seidel gelöst. Die Durchschnittsquadrate der Schätzwerte der Interaktion $L \times HK$ aus diesen Auswertungen ist in Tabelle 5.10 dargestellt.

Tabelle 5.10: Überblick über die Durchschnittsquadrate der BLU-Schätzer $(\frac{1}{n} \sum \hat{b}_i^2)$ für die Interaktion $L \times HK$ aus fixen Auswertungsmodellen mit den Daten aus den Datensätzen BV02a, BV02b, FV02a und FV02b.

Datensatz		Anzahl $L \times HK$	$\frac{1}{n} \sum \hat{b}_i^2$ (kg ²)
Braunvieh	BV02a	10 080	4.67
	BV02b	10 047	3.84
Fleckvieh	FV02a	10 416	5.70
	FV02b	10 245	5.38

Da es sich bei den vier Datensätzen um eine kleine Stichprobe aus dem Gesamtdatenmaterial handelt, wurden die Durchschnittsquadrate der BLU-Schätzer der Interaktion $L \times HK$ an größeren Datensätzen überprüft. Dazu wurden die Daten der größeren Herden (>1000 KTB im Datenmaterial) aus den Datensätzen, die zu den Untersuchungen des MSE aus fixen Modellen herangezogen wurden, verwendet.

Die Durchschnittsquadrate der BLU-Schätzer für den Interaktionseffekt liegt hier zwischen 4.74 und 5.78 kg² und damit bei einem ähnlichen Niveau wie die Schätzwerte aus Tabelle 5.10.

Um die Höhe der Überschätzung der ermittelten Varianzen abschätzen zu können, wurde mit den größten Herden (> 70 Kalbungen) aus den Datensätzen FV02a und BV02a eine Varianzanalyse mit der Prozedur GLM des Statistikprogrammpaketes SAS (SAS Institute Inc., 1996) durchgeführt. Die Beschränkung auf die größten Herden der beiden Datensätze war aufgrund der vorhandenen Hardwareumgebung notwendig. Die Interaktion $L \times HK$ und der Effekt HK wurden als zufällige Effekte im Auswertungsmodell definiert. Mit den berechneten mittleren Abweichungsquadraten und den Erwartungswerten kann dann die Varianz σ_b^2 direkt geschätzt werden. Diese liegt bei den beiden Teildatensätzen der Daten FV02a und BV02a bei 0.75 kg² bzw. 0.46 kg².

Die Varianzen der BLU-Schätzer für die Interaktion $L \times HK$ in den verschiedenen Datensätzen sind demnach relativ groß, was aufgrund des hohen Anteils an Interaktionssubzellen mit nur sehr wenigen Beobachtungen auch zu erwarten war.

Bei der Ermittlung der Varianz σ_b^2 über die Varianzanalyse handelt es sich um eine grobe Abschätzung. Sie beruht auf einem stark beschränkten Datenmaterial und in der ersten bis dritten Laktation wurden gleiche Restvarianzen angenommen. Der grob abgeschätzte Bereich liegt demnach zwischen 0.4 und 0.8 kg² Milch, in dem die wahre Varianz der Interaktion $L \times HK$ beim Merkmal Milchmenge in der Population angesiedelt ist. Dieser Bereich soll zur Diskussion der Ergebnisse aus den Genauigkeitsuntersuchungen herangezogen werden.

Ausweitung der Auswertungen auf die Merkmale Fett- und Proteinmenge

Zu den Auswertungen für die Fett- und Proteinmenge mit dem Datensatz BV02a wurde die gleiche Vorgehensweise wie bei der Genauigkeitsermittlung für das Merkmal Milchmenge angewendet. Einziger Unterschied sind die abweichenden (Ko-)Varianzmatrizen für den additiv genetischen Effekt, permanenten Umwelteffekt und den Restfehler.

Aufgrund der gleichen Datenstruktur ergeben sich ähnliche Ergebnisse, verglichen mit denen beim Merkmal Milchmenge. Durch die veränderten Varianzkomponenten kommt es nur zu einer Verlagerung des Wertes der wahren Varianz der Interaktion, oberhalb dessen die Genauigkeit der Zuchtwerte aus dem Modell mit quasi ignoriertem Effekt niedriger ist als die Genauigkeiten aus einem Modell mit quasi fixem Interaktionseffekt.

Die Differenz der Korrelation r_{HI} zwischen den Modellen mit unterschiedlichen operationellen Werten ist im Wertebereich 0 bis 1 kg² der wahren Varianz σ_F^2 ähnlich den Differenzen, die bei den Auswertungen mit den (Ko-)Varianzkomponenten des Merkmals Milchmenge ermittelt wurden.

Exemplarisch sollen deshalb nur die Veränderungen der Genauigkeiten der Zuchtwerte der Kühe mit Leistungsinformation in bestimmten Herdengrößen betrachtet werden. In Tabelle 5.11 sind die Veränderungen

der durchschnittlichen Genauigkeiten der Zuchtwerte von Kühen in verschiedenen Herdengrößen dargestellt, die von der Veränderung des operationellen Wertes von $\tilde{\sigma}_F^2 = 10^{-6}$ auf $\tilde{\sigma}_F^2 = 10^9$ bewirkt wird. Die Zunahme der Genauigkeit nach dem Ignorieren des Interaktionseffektes ist im Falle einer wahren Varianz von $\sigma_F^2 = 0 \text{ kg}^2$ den Ergebnissen für das Merkmal Milchmenge (Tabelle 5.9, S. 83) sehr ähnlich. Der Bereich der wahren Varianz, der bei den Merkmalen Fett- und Proteinmenge auch grob abgeschätzt werden kann, liegt zwischen 0 und 0.2 kg^2 .

Tabelle 5.11: Differenz der durchschnittlichen Genauigkeit der Zuchtwerte (Merkmal Fett- und Proteinmenge) aus dem Modell mit quasi ignorierte ($\tilde{\sigma}_F^2 = 10^{-6}$) und quasi fixer ($\tilde{\sigma}_F^2 = 10^9$) Interaktion $L \times HK$ innerhalb von verschiedenen Herdengrößen des Braunviehdatensatzes BV02a ($\varnothing 44.6$ Kalbungen/Herde), unter der Annahme von unterschiedlichen Werten für die wahre Varianz σ_F^2 der Interaktion.

Herden mit x Kalbungen	(% Kühe)	Merkmal Fettmenge				Merkmal Proteinmenge			
		wahre Varianz σ_F^2 von $L \times HK$ (kg^2)				wahre Varianz σ_F^2 von $L \times HK$ (kg^2)			
		0	1	5	10	0	1	5	10
≤ 20	(2.4)	0.0802	0.0717	0.0414	0.0101	0.0781	0.0639	0.0171	-0.0268
21 – 30	(11.5)	0.0441	0.0365	0.0096	-0.0189	0.0436	0.0309	-0.0113	-0.0521
31 – 40	(11.4)	0.0312	0.0235	-0.0036	-0.0322	0.0309	0.0181	-0.0245	-0.0656
41 – 50	(17.3)	0.0236	0.0165	-0.0092	-0.0366	0.0228	0.0110	-0.0292	-0.0691
51 – 60	(19.2)	0.0204	0.0127	-0.0145	-0.0430	0.0202	0.0072	-0.0359	-0.0774
61 – 80	(38.0)	0.0167	0.0091	-0.0175	-0.0453	0.0164	0.0036	-0.0384	-0.0788

5.3.2.2 Interaktion zwischen Herde und Kontrolltag

Durch das Ignorieren der Interaktion $L \times HK$ kommt es zu einer Zunahme der Beobachtungen in den Subzellen, mit denen der Effekt des Herdenkontrolltages geschätzt wird. Es existieren jedoch auch in diesem Fall Subzellen mit nur einer oder zwei Beobachtungen, die keine bzw. sehr wenig Information zur Schätzung der Zuchtwerte beitragen. Um die Information dieser Beobachtungen besser nutzen zu können, kann der Effekt des Herdenkontrolltages in die fixen Effekte Herde und Kontroll-Jahr-Monat aufgesplittet und die Interaktion zwischen diesen Effekten als zufällig im Modell berücksichtigt werden. Das Modell lautet dann

$$y_{ijklmnoyz} = H_j + K_k + (H_j \times K_k) + LZASR_{ilmno} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau ilmno} x_{\tau} + T_{yi} + P_{yi} + e_{ijklmnoyz}, \quad (5.8)$$

wobei H die Herde j und K in diesem Fall den Kontroll-Jahr-Monat k bezeichnet und nicht den Kontrolltag; $(H_j \times K_k)$ steht für die zufällige Interaktion zwischen der Herde j und dem Kontroll-Jahr-Monat k .

Die durchschnittliche Anzahl Beobachtungen zur Schätzung des Herden- und Kontroll-Jahr-Monats-

Effektes liegen bei 699 bzw. 298 Beobachtungen im Datensatz BV02a und bei 655 bzw. 268 Beobachtungen im Datensatz FV02a. Zur Schätzung der Interaktion zwischen den beiden Effekten liegen durchschnittlich 8.4 bzw. 7.6 (BV02a bzw. FV02a) Kontrolltagsbeobachtungen vor. Der Anteil an Interaktionssubzellen mit sehr wenigen Beobachtungen ist dem Anteil bei der Besetzung der einzelnen Herdenkontrolltage (Abbildung 5.1, S. 70) sehr ähnlich. Schwache Abweichungen kann es dadurch geben, dass zwei Herdenkontrolltage innerhalb eines Kontroll-Jahr-Monats stattgefunden haben.

Die Auswirkung der Modellumstellung auf die Genauigkeit der Zuchtwerte wird mit der bereits bei der Interaktion $L \times HK$ angewendeten Auswertungsmethode untersucht. Als Datenmaterial für die Untersuchungen werden die beiden Datensätze BV02a und FV02a verwendet, da hier aufgrund der geringeren Anzahl an Herdenkontrolltagsbeobachtungen eine Obergrenze für den Effekt der unterschiedlichen operationellen Werte auf die Genauigkeit der Zuchtwerte erwartet werden kann.

Die Anzahl der Elemente aus der invertierten Koeffizientenmatrix, die zur Berechnung der Genauigkeit der Zuchtwerte nach Gleichung 4.19 (S. 59) benötigt werden, ist wesentlich kleiner im Vergleich zu der Untersuchung des Interaktionseffektes $L \times HK$. Je Tier werden 11.289 (BV02a) bzw. 11.769 (FV02a) Elemente der invertierten Koeffizientenmatrix benötigt, die gesamte Anzahl der notwendigen Elemente aus der invertierten Koeffizientenmatrix beträgt 46.8 bzw. 49.9 Millionen.

Aus Tabelle 5.12 sind die durchschnittlichen Genauigkeiten der Zuchtwerte aller Tiere in den beiden untersuchten Datensätzen zu ersehen. Wenn die wahre Varianz der Interaktion $H \times K$ gleich Null ist, dann ist die Differenz der Genauigkeit der Zuchtwerte zwischen dem Modell mit quasi ignoriertem Effekt ($\tilde{\sigma}_F^2 = 10^{-6}$) und dem Modell mit quasi fixem Effekt ($\tilde{\sigma}_F^2 = 10^9$) mit 0.0063 (BV02a) bzw. 0.0086 (FV02a) relativ klein. Die Berücksichtigung der Interaktion als zufälligen Effekt im Modell mit dem operationellen Wert 1.0 kg^2 führt erst zu einer erheblichen Steigerung der Genauigkeit der Zuchtwerte, wenn die wahre Varianz der Interaktion über 10 kg^2 liegt.

Tabelle 5.12: Durchschnittliche Korrelationen zwischen wahren und geschätzten Zuchtwerten (Merkmal Milchmenge) aller Tiere in den Datensätzen BV02a und FV02a, unter Verwendung von unterschiedlichen operationellen Werten $\tilde{\sigma}_F^2$ in der Schätzprozedur und unter der Annahme von unterschiedlichen Werten für die wahre Varianz σ_F^2 der Interaktion $H \times K$.

Datensatz	operat. Wert (kg^2)	wahre Varianz σ_F^2 der Interaktion $H \times K$ (kg^2)						
		0	1	5	10	50	100	1000
BV02a (n=4 142)	$\tilde{\sigma}_F^2 = 10^{-6}$	0.4885	0.4870	0.4816	0.4754	0.4375	0.4048	0.2259
	$\tilde{\sigma}_F^2 = 1.0$	0.4882	0.4875	0.4849	0.4818	0.4602	0.4387	0.2842
	$\tilde{\sigma}_F^2 = 10^9$	0.4822	0.4822	0.4822	0.4822	0.4822	0.4822	0.4822
FV02a (n=4 234)	$\tilde{\sigma}_F^2 = 10^{-6}$	0.4619	0.4606	0.4553	0.4492	0.4109	0.3772	0.2578
	$\tilde{\sigma}_F^2 = 1.0$	0.4617	0.4610	0.4581	0.4547	0.4308	0.4071	0.2490
	$\tilde{\sigma}_F^2 = 10^9$	0.4533	0.4533	0.4533	0.4533	0.4533	0.4533	0.4533

Betrachtet man die Veränderung der Genauigkeit der Zuchtwerte für Gruppierungen von Tieren, die mit

unterschiedlicher Informationsmenge in die Zuchtwertschätzung eingehen (Tabelle 5.13), dann können die stärksten Effekte einer Modelländerung auf die Genauigkeit der Zuchtwerte bei den Kühen mit Eigenleistung beobachtet werden. Dies entspricht den Ergebnissen zur Interaktion $L \times HK$. Die absolute Differenz der durchschnittlichen Genauigkeiten zwischen dem Modell mit quasi fixem und quasi ignoriertem Interaktionseffekt ist jedoch bei der in diesem Abschnitt untersuchten Interaktion um etwa den Faktor vier kleiner als bei der Interaktion $L \times HK$.

Tabelle 5.13: Durchschnittliche Korrelationen zwischen wahren und geschätzten Zuchtwerten (Merkmal Milchmenge) der Tiere in den beiden Datensätzen, aufgetrennt nach Tieren mit Eigenleistung und Bullen und Kühe des Pedigrees, unter Verwendung von unterschiedlichen operationellen Werten $\hat{\sigma}_F^2$ in der Schätzprozedur und unter der Annahme von unterschiedlichen Werten für die wahre Varianz σ_F^2 der Interaktion $H \times K$.

Datensatz operat. Wert $\hat{\sigma}_F^2$ (kg ²)	wahre Varianz σ_F^2 der Interaktion $H \times K$ (kg ²)														
	Kühe mit KTB				Kühe Pedigree				Bullen Pedigree						
	0	1	5	10	50	0	1	5	10	50	0	1	5	10	50
BV02a	(n=1 782)														
$\hat{\sigma}_F^2 = 10^{-6} (*)$	0.6805	0.6785	0.6710	0.6625	0.6105	0.3181	0.3171	0.3134	0.3093	0.2843	0.4156	0.4144	0.4098	0.4045	0.3711
$\hat{\sigma}_F^2 = 1.0$	0.6801	0.6792	0.6757	0.6714	0.6418	0.3179	0.3174	0.3156	0.3135	0.2992	0.4154	0.4148	0.4126	0.4099	0.3910
$\hat{\sigma}_F^2 = 10^9 (**)$	0.6720	0.6720	0.6720	0.6720	0.6720	0.3138	0.3138	0.3138	0.3138	0.3138	0.4100	0.4100	0.4100	0.4100	0.4100
$r_{HI(*)} - r_{HI(**)}$	0.0085	0.0065	-0.0009	-0.0095	-0.0615	0.0043	0.0033	-0.0004	-0.0045	-0.0294	0.0056	0.0044	-0.0002	-0.0055	-0.0388
FV02a	(n=1 708)														
$\hat{\sigma}_F^2 = 10^{-6} (*)$	0.6611	0.6591	0.6516	0.6429	0.5888	0.2888	0.2880	0.2846	0.2807	0.2562	0.3952	0.3941	0.3897	0.3846	0.3515
$\hat{\sigma}_F^2 = 1.0$	0.6607	0.6597	0.6556	0.6508	0.6171	0.2887	0.2882	0.2864	0.2842	0.2688	0.3950	0.3944	0.3920	0.3891	0.3685
$\hat{\sigma}_F^2 = 10^9 (**)$	0.6491	0.6491	0.6491	0.6491	0.6491	0.2831	0.2831	0.2831	0.2831	0.2831	0.3877	0.3877	0.3877	0.3877	0.3877
$r_{HI(*)} - r_{HI(**)}$	0.0119	0.0099	0.0024	-0.0063	-0.0603	0.0057	0.0049	0.0015	-0.0024	-0.0269	0.0075	0.0064	0.0020	-0.0031	-0.0362

In Tabelle 5.14 sind die Veränderungen der Korrelation r_{HI} für die Kühe mit Leistungsinformation, die nach der Herdengröße (Anzahl Kalbungen der Herde im Beobachtungszeitraum) gruppiert wurden, aufgeführt. Die Veränderung der Korrelation r_{HI} aufgrund der Modelländerung ist für Kühe in kleinen Herden stärker als für Kühe in größeren Herden.

Tabelle 5.14: Differenz der durchschnittlichen Genauigkeit der Zuchtwerte (Merkmal Milchmenge) aus dem Modell mit quasi ignorierte ($\tilde{\sigma}_F^2 = 10^{-6}$) und quasi fixer ($\tilde{\sigma}_F^2 = 10^9$) Interaktion $H \times K$ innerhalb von verschiedenen Herdengrößen der beiden Datensätze BV02a und FV02a, unter der Annahme von unterschiedlichen Werten für die wahre Varianz σ_F^2 der Interaktion.

Herden mit x Kalbungen (% Kühe)		wahre Varianz σ_F^2 der Interaktion $H \times K$ (kg ²)				
		0	1	5	10	50
Datensatz BV02a (Ø44.6 Kalbungen/Herde)						
≤ 20	(2.4)	0.0256	0.0238	0.0172	0.0094	-0.0387
21 – 30	(11.5)	0.0122	0.0106	0.0047	-0.0023	-0.0472
31 – 40	(11.4)	0.0100	0.0084	0.0023	-0.0049	-0.0513
41 – 50	(17.3)	0.0069	0.0054	-0.0004	-0.0073	-0.0516
51 – 60	(19.2)	0.0074	0.0053	-0.0030	-0.0123	-0.0682
61 – 80	(38.0)	0.0071	0.0048	-0.0039	-0.0138	-0.0714
Datensatz FV02a (Ø42.7 Kalbungen/Herde)						
≤ 20	(3.9)	0.0364	0.0348	0.0285	0.0211	-0.0268
21 – 30	(9.0)	0.0214	0.0195	0.0120	0.0033	-0.0508
31 – 40	(15.3)	0.0134	0.0116	0.0046	-0.0036	-0.0563
41 – 50	(26.1)	0.0111	0.0092	0.0016	-0.0071	-0.0611
51 – 60	(19.8)	0.0090	0.0070	-0.0007	-0.0095	-0.0640
61 – 80	(20.3)	0.0079	0.0056	-0.0028	-0.0125	-0.0705
81 – 100	(5.7)	0.0044	0.0029	-0.0031	-0.0101	-0.0568

Abschätzung der wahren Varianz der Interaktion $H \times K$

Zur Abschätzung der wahren Varianz wird die gleiche Vorgehensweise wie bei der Interaktion $L \times HK$ angewendet. In Tabelle 5.15 sind die statistischen Kennzahlen zu den Schätzwerten der Interaktion aus diesem Modell zu ersehen. Die Obergrenze der wahren Varianz des Interaktionseffektes liegt demnach bei 2.6 bzw. 3.4 kg² für die beiden Datensätze BV02a bzw. FV02a.

Die wahre Varianz der Interaktion wurde wiederum direkt mit der Prozedur GLM des Statistikprogrammpaketes SAS (SAS Institute Inc., 1996) geschätzt, um einen Überblick über die Größe des Schätzfehlers zu bekommen. Da die Anzahl der Effekte des hier verwendeten Modells kleiner ist als die Anzahl der Effekte bei der Auswertung der Interaktion $L \times HK$, konnten die Daten aller 40 Herden berücksichtigt werden. Die mit Hilfe der mittleren Abweichungsquadrate und der Erwartungswerte berechnete Varianz

Tabelle 5.15: Überblick über die Varianz der BLU-Schätzer der Interaktion zwischen der Herde und dem Kontroll-Jahr-Monat aus fixen Auswertungsmodellen mit den Datensätzen FV02a und BV02a.

Datensatz		Anzahl $H \times K$	$\frac{1}{n} \sum \hat{b}_i^2$ (kg ²)
Braunvieh	BV02a	3 315	2.60
Fleckvieh	FV02a	3 434	3.38

der Schätzer der Interaktion $H \times K$ betrug 1.1 bzw. 1.7 kg² bei den Datensätzen BV02a und FV02a. Der Schätzfehler der Interaktionseffekte $H \times K$ ist demnach wesentlich kleiner als bei der Interaktion $L \times HK$. Für die Varianz der Interaktion $H \times K$ ergibt sich somit ein grober Schätzwert von 1.1 bis 1.7 kg² aus den beiden ausgewerteten Datensätzen BV02a und FV02a, der zur Diskussion der Ergebnisse herangezogen wird.

5.3.2.3 Berücksichtigung der Interaktionen in den folgenden Auswertungen

Die Ergebnisse der untersuchten Interaktionen $L \times HK$ und $H \times K$ werden im Rahmen des Kapitels 6 im Detail diskutiert. An dieser Stelle wird nur die Entscheidung getroffen, in welcher Form die beiden untersuchten Interaktionen in den folgenden Abschnitten in den Auswertungsmodellen berücksichtigt werden.

Die Interaktion $L \times HK$ führt zu einer bedeutenden Verschlechterung der Datenstruktur in den Auswertungsmodellen. Die Reduktion der Korrelation r_{HI} für Kühe aus kleineren Herden resultiert aus der starken Abnahme der Anzahl Beobachtungen in den Interaktionssubzellen. Aus diesem Grund soll bei den folgenden Auswertungsmodellen diese Interaktion nicht berücksichtigt werden.

Der Einfluss der Art der Berücksichtigung der Interaktion $H \times K$ im Auswertungsmodell hat dagegen weniger starke Auswirkungen auf die Genauigkeit der Zuchtwerte. Das Ignorieren der Interaktion bzw. die Berücksichtigung der Interaktion als zufälliger Effekt im Auswertungsmodell führt nur zu einer geringen Steigerung der Korrelation r_{HI} . Die Interaktion $H \times K$ wird deshalb in den folgenden Untersuchungen als fixer Effekt in den Auswertungsmodellen berücksichtigt.

Das statistische Modell für die weiteren Auswertungen ist das Modell 5.5 von S. 75, das nach der Aufnahme des additiv genetischen Effektes und des permanenten Umwelteffektes als

$$y_{ijklmnoyz} = HK_{jk} + LZASR_{ilmno} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau ilmno} x_{\tau} + T_{yi} + P_{yi} + e_{ijklmnoyz} \quad (5.9)$$

geschrieben werden kann.

5.4 Einflüsse im Zusammenhang mit dem Zeitpunkt der Kalbung

Die Untersuchung bezüglich des zweiten Effektblockes aus dem Ausgangsmodell 5.2 von S. 73 gliedert sich in mehrere Abschnitte. Ausgangspunkt ist der Mehrfachinteraktionseffekt *LZASR* zwischen den Effekten Laktation, Zwischenkalbezeit, Kalbealter, Kalbesaison und Region. In einem ersten Schritt wird geprüft, ob tatsächlich alle möglichen Interaktionen zwischen den Einzeleffekten dieses Mehrfachinteraktionseffektes im Modell berücksichtigt werden müssen. In weiteren Schritten werden die einzelnen Effekte bzw. die Klasseneinteilungen der einzelnen Effekte geprüft, wobei eine Ausweitung auf weitere Effekte untersucht wird. Der Ausgangspunkt für die folgenden Untersuchungen ist das fixe Modell 5.5 von S. 75.

5.4.1 Mehrfachinteraktion des Ausgangsmodells

5.4.1.1 Interaktion mit dem Regionseffekt

Der Einfluss der Region auf die Milchleistungsmerkmale wird sowohl durch die Mehrfachinteraktion *LZASR*, als auch durch den Herdenkontrolltagseffekt in Modell 5.5 berücksichtigt. Da der Herdenkontrolltagseffekt eine Interaktion zwischen den Effekten Herde und Kontrolltag ist und die Herden innerhalb der Regionen genestet sind, stellt dieser Effekt eine Verfeinerung des Regionseffektes dar (siehe auch Abschnitt 4.1.2). Die Reduktion der Mehrfachinteraktion *LZASR* aus Modell 5.5 um den Regionseffekt führt zu der Modellvariante:

$$y_{ijklmnoz} = HK_{jk} + LZAS_{ilmn} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau ilmno} x_{\tau} + e_{ijklmnoz}. \quad (5.10)$$

Der Vergleich der MSEs aus den beiden Modellen 5.5 und 5.10 ist in Tabelle 5.16 dargestellt. Der durchgeführte F-Test zeigt bei den Merkmalen Milch- und Proteinkilogramm bei beiden Rassen keine Signifikanz. Der absolute MSE des vollständigen Modells liegt beim Merkmal Milch sogar über dem MSE des reduzierten Modells. Die zusätzlich berücksichtigte Interaktion zwischen dem Effekt *LZAS* und der Region bewirkt in diesen Fällen keine verbesserte Anpassung des Modells. Beim Merkmal Fett (kg) ist der F-Test bei beiden Rassen hochsignifikant, die absolute Reduktion des MSE ist jedoch marginal. Für die weiteren Auswertungen wird daher die Interaktion zwischen dem Effekt *LZAS* und der Region aus dem Auswertungsmodell genommen. Ausgangsmodell für die weiteren Untersuchungen ist das Modell 5.10.

Tabelle 5.16: Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen dem vollständigen Modell 5.5 mit der Interaktion $LZAS \times R$ und dem reduzierten Modell 5.10 ohne diese Interaktion; (F – Wert > 1.14 entspricht $\alpha < 0.01$).

	Braunvieh (kg)			Fleckvieh (kg)		
	Milch	Fett	Protein	Milch	Fett	Protein
$MSE_{\text{voll}} (kg^2)$	10.1993	0.02273	0.01166	10.4611	0.02389	0.01134
$MSE_{\text{red}} (kg^2)$	10.1986	0.02273	0.01166	10.4610	0.02389	0.01134
ΔFG_{Rest}	629	629	629	629	629	629
F-Wert	0.76	1.22	0.94	0.89	1.25	1.04

5.4.1.2 Interaktion mit dem Kalbealter

Nimmt man aus dem Interaktionseffekt $LZAS$ die Interaktion zwischen der Zweifachinteraktion Zwischenkalbezeit \times Kalbesaison und dem Effekt Kalbealter heraus, so führt das zu Modell 5.11:

$$y_{ijklmnoz} = HK_{jk} + LZS_{ilm} + LA_{im} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau ilmno} x_{\tau} + e_{ijklmnoz}. \quad (5.11)$$

Die Interaktion zwischen dem Effekt Kalbealter und der Laktation wird in diesem Modell weiterhin berücksichtigt, da die Einteilung der Kalbemonate in die Kalbealterklassen innerhalb der Laktationen erfolgt. Die Ergebnisse der statistischen Tests auf MSE-Reduktion sind in Tabelle 5.17 zusammengefasst. Die untersuchte Interaktion führt bei keinem der ausgewerteten Merkmale zu einer Reduktion des MSE auf dem Signifikanzniveau von $\alpha = 1\%$. Lediglich bei der täglichen Fettmenge der Fleckviehdaten kommt es zu einer Ablehnung der Nullhypothese auf dem 5%-Niveau. Aufgrund dieses nur knapp signifikanten Tests und der marginalen absoluten Änderungen der MSEs wird die Interaktion für die weiteren Auswertungen aus dem Modell genommen.

Tabelle 5.17: Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen dem vollständigen Modell 5.10 mit der Interaktion $LZS \times LA$ und dem reduzierten Modell 5.11 ohne diese Interaktion.

	Braunvieh (kg)			Fleckvieh (kg)		
	Milch	Fett	Protein	Milch	Fett	Protein
$MSE_{\text{voll}} (kg^2)$	10.1986	0.02273	0.01166	10.4610	0.02389	0.01134
$MSE_{\text{red}} (kg^2)$	10.1978	0.02273	0.01166	10.4607	0.02389	0.01134
ΔFG_{Rest}	492	492	492	492	492	492
F-Wert	0.66	1.05	0.81	0.82	1.145	0.90
Signifikanzgrenze ($\alpha < 0.01$)	1.10	1.10	1.10	1.15	1.15	1.15

5.4.1.3 Interaktion mit der Kalbesaison

Wird die Interaktion zwischen der Zwischenkalbezeit und der Kalbesaison aus der Mehrfachinteraktion LZS nicht mehr im Modell 5.11 berücksichtigt, führt dies zum reduzierten Modell:

$$y_{ijklmnoz} = HK_{jk} + LZ_{il} + LA_{im} + LS_{in} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau ilmno} x_{\tau} + e_{ijklmnoz}. \quad (5.12)$$

Der MSE steigt durch die Vereinfachung des Modells bei allen Merkmalen in beiden Rassen nur marginal an. Die Veränderung des MSE ist bei den Braunviehdaten bei keinem Merkmal signifikant abzusichern (Tabelle 5.18). Bei den Fleckviehdaten kommt es bei den Merkmalen Milch- und Proteinmenge zu einer hochsignifikanten Reduktion des MSE. Aufgrund der nur sehr kleinen Änderungen des MSE, die aufgrund der großen Datenmenge bei den Fleckviehdaten zum Teil hochsignifikant sind, wird zur weiteren Untersuchung der Einzeleffekte LZ , LA und LS die Interaktion aus dem Auswertungsmodell genommen.

Tabelle 5.18: Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen dem vollständigen Modell 5.11 mit der Interaktion $LZ \times LS$ und dem reduzierten Modell 5.12 ohne diese Interaktion.

	Braunvieh (kg)			Fleckvieh (kg)		
	Milch	Fett	Protein	Milch	Fett	Protein
$MSE_{\text{voll}} (kg^2)$	10.1978	0.02273	0.01166	10.4607	0.02389	0.01134
$MSE_{\text{red}} (kg^2)$	10.1978	0.02273	0.01166	10.4609	0.02389	0.01134
ΔFG_{Rest}	90	90	90	90	90	90
F-Wert	1.03	1.25	1.27	1.85	1.25	1.49
Signifikanzgrenze ($\alpha < 0.01$)	1.38	1.38	1.38	1.26	1.26	1.26

5.4.2 Effekt Kalbejahr und Kalbemonat

Durch die Aufspaltung des Mehrfachinteraktionseffektes $LZASR$ aus Modell 5.5 in die Einzeleffekte, die in der Modellvariante 5.12 nur noch mit der Laktation in Interaktion stehen, besteht die Möglichkeit der Berücksichtigung des Kalbejahres in der Interaktion mit der Kalbesaison, ohne dass zu starke Auswirkungen auf die Subzellengröße zur Schätzung der Interaktionseffekte auftreten. Die alleinige Berücksichtigung der Kalbesaison, ohne Kopplung mit dem Kalbejahr, würde identische Einflüsse der Kalbesaisons auf die Milchleistungsmerkmale in verschiedenen Kalbejahren annehmen. Wird eine stark aufgegliederte Saisoneinteilung gewählt, so trifft diese Annahme für Standorte mit stark schwankenden Klimaeinflüssen nicht zu. Die voralpinen Erzeugungsgebiete oder auch Standorte mit wenig Niederschlägen haben eine relativ stark schwankende Futtergrundlage in einzelnen Saisons verschiedener Jahre.

In Modell 5.13 wird deshalb die Interaktion der Kalbesaison mit dem Kalbejahr berücksichtigt:

$$y_{ijklmnopz} = HK_{jk} + LZ_{il} + LA_{im} + LSJ_{inp} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau ilmno} x_{\tau} + e_{ijklmnopz}, \quad (5.13)$$

wobei LSJ_{inp} : fixer Effekt der Interaktion zwischen Kalbesaison n ($n=1, \dots, 6$) und Kalbejahr p ($p=1, \dots, 8$) in Laktation i .

Zwischen den Erzeugungsgebieten in Bayern bestehen relativ große Unterschiede in der Produktionsintensität und im Futtermanagement, die zu einem großen Teil auf geographischen Gegebenheiten beruhen. Diese Umweltfaktoren können besonders in Regionen mit Weidegang oder Frischgrasfütterung in relativ kurzen Zeiträumen schwanken. Um den Einfluss dieser Faktoren besser im Modell berücksichtigen zu können, wird an dieser Stelle die Erweiterung des Interaktionseffektes LSJ um den Effekt der Region (Modell 5.14) auf ihren Einfluss auf die Anpassung des Auswertungsmodells geprüft.

Durch den Mehrfachinteraktionseffekt $LSRJ$ in Modell 5.14 werden nicht nur die spezifischen Einflüsse dieser Effekte auf die Leistung zum Zeitpunkt der Kalbung im Modell berücksichtigt; die einzelnen Subklassen dieses Effektes geben außerdem Auskunft über die zeitliche Periode, in der die gesamte Laktation erbracht wurde. Kurzfristige Schwankungen im Laktationsverlauf werden damit nicht spezifisch korrigiert, hierzu erfolgt die Berücksichtigung der Kalbesaison bzw. der Region bei der Bildung der Subgruppen zur Schätzung des Einflusses des Laktationsstadiums. In Ergänzung dazu wird die Region auch noch durch den Effekt des Herdenkontrolltages korrigiert, womit die sehr spezifischen Wechselwirkungen zwischen der Herde und dem Zeitpunkt der Leistungskontrolle im Modell berücksichtigt werden.

Im Unterschied zu dem umfangreichsten Ausgangsmodell 5.1 (S. 71) mit dem Mehrfachinteraktionseffekt $LZASRJ$ werden in der Modellvariante 5.14 die Interaktionen der Region bzw. des Kalbejahres mit den Effekten Zwischenkalbezeit und Kalbealter nicht berücksichtigt:

$$y_{ijklmnopz} = HK_{jk} + LZ_{il} + LA_{im} + LSRJ_{inop} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau ilmno} x_{\tau} + e_{ijklmnopz}. \quad (5.14)$$

Eine weitere Spezifizierung der Kalbesaisons zu Kalbemonaten wird in Zusammenhang mit dem Effekt $LSRJ$ geprüft. In Modell 5.15 ist deshalb die Saisoneinteilung auf die zwölf Einzelmonate (Bezeichnung M) zergliedert worden. Da die Laktationen im Datenmaterial innerhalb der Einzeleffekte L , M , R und J des Interaktionseffektes $LMRJ$ relativ gleichmäßig verteilt sind, kommt es nicht zu der Problematik von schwach besetzten Randklassen, wie es bei den Interaktionen mit den Zwischenkalbezeit- oder Kalbealterklassen der Fall sein kann. Durch die Verfeinerung der Saisons ergibt sich das Modell:

$$y_{ijklmnopqz} = HK_{jk} + LZ_{il} + LA_{im} + LMRJ_{iqop} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau ilmno} x_{\tau} + e_{ijklmnopqz}, \quad (5.15)$$

wobei $LMRJ_{iqop}$: fixer Effekt der Interaktion zwischen Kalbemonat q ($q=1, \dots, 12$), Region o ($o=1, 2$) und Kalbejahr p ($p=1, \dots, 8$) in Laktation i .

In Tabelle 5.19 sind die Auswertungen zu den Tests auf MSE-Veränderung ausgehend vom Ausgangsmodell dieses Abschnittes (Modell 5.12 von S. 94) bis hin zum vollständigsten Modell dieses Abschnittes (Modell 5.15) dargestellt. Die Ausweitung der im Modell berücksichtigten Interaktion *LS* auf den Effekt Kalbejahr führt zu einer hochsignifikanten Reduktion des MSE bei den untersuchten Merkmalen der Rassen Braunvieh und Fleckvieh mit, im Vergleich zu den übrigen F-Werten dieses Abschnittes, relativ hohen F-Werten von 28 bis 57. Die weitere Ausweitung des Interaktionseffektes *LSJ* (Modell 5.13) auf die Interaktion mit dem Effekt der Region und die anschließende Spezifizierung der Kalbesaison in einzelne Kalbemonate führen ebenfalls zu einer weiteren Verbesserung der Modellanpassung. Der Effekt auf den MSE des Modells fällt jedoch bei diesen Modellerweiterungen geringer aus als bei der Erweiterung um den Effekt des Kalbejahres. Die Anzahl der Freiheitsgrade des Rests, die sich bei den einzelnen Anpassungsschritten verändert, ist aufgrund des unterschiedlichen Datenschnitts im letzten Kalbejahr bei den Braunvieh- und Fleckviehdaten unterschiedlich.

Tabelle 5.19: Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen den im Abschnitt Kalbejahr und Kalbemonat (5.4.2) beschriebenen vollständigen und reduzierten Modellen.

Modell vollständiges \Leftrightarrow reduziertes	Braunvieh (kg)			Fleckvieh (kg)		
	Milch	Fett	Protein	Milch	Fett	Protein
Aufnahme Kalbejahr (5.13\Leftrightarrow5.12)						
MSE _{voll} (kg^2)	10.1751	0.02270	0.01163	10.4433	0.02387	0.01132
MSE _{red} (kg^2)	10.1978	0.02273	0.01166	10.4609	0.02389	0.01134
ΔFG_{Rest}	123	123	123	126	126	126
F-Wert	40.2	27.9	52.1	56.6	39.1	49.3
Signifikanzgrenze ($\alpha < 0.01$)	1.3	1.3	1.3	1.3	1.3	1.3
Aufnahme Region (5.14\Leftrightarrow5.13)						
MSE _{voll} (kg^2)	10.1718	0.02269	0.01162	10.4410	0.02386	0.01132
MSE _{red} (kg^2)	10.1751	0.02270	0.01163	10.4433	0.02387	0.01132
ΔFG_{Rest}	140	140	140	143	143	143
F-Wert	6.00	5.39	5.87	7.55	8.32	8.25
Signifikanzgrenze ($\alpha < 0.01$)	1.30	1.30	1.30	1.30	1.30	1.30
Spezifizierung Kalbesaison (5.15\Leftrightarrow5.14)						
MSE _{voll} (kg^2)	10.1587	0.02267	0.01161	10.4266	0.02384	0.01130
MSE _{red} (kg^2)	10.1718	0.02269	0.01162	10.4410	0.02386	0.01132
ΔFG_{Rest}	276	276	276	288	288	288
F-Wert	11.10	7.56	8.61	20.89	14.54	18.34
Signifikanzgrenze ($\alpha < 0.01$)	1.21	1.21	1.21	1.20	1.20	1.20

Aufgrund der besseren Modellanpassung wird das Modell 5.15 in den folgenden Abschnitten zur Untersuchung der Einflüsse Kalbealter und Trächtigkeit als Ausgangsmodell verwendet.

Least-Squares Schätzwerte aus fixen Modellen

Um die Interaktion zwischen den Kalbejahren und -monaten graphisch darstellen zu können, wurden die Schätzer herangezogen, die SAS Proc GLM in den Lösungen für das Modell 5.15 ausgibt. Da das Gleichungssystem keinen vollen Rang hat, werden nur Kontraste zwischen Monaten innerhalb verschiedener Jahre dargestellt. Der unterschiedlich hohe Einfluss von aufeinander folgenden Monaten auf die Milchmenge kann so für verschiedene Jahre aufgezeigt werden. Die Differenz der Schätzwerte einzelner Saisons ist wenig aussagekräftig, da diese in Zusammenhang mit den für verschiedene Saisonklassen geschätzten partiellen Regressionskoeffizienten für die Korrektur des Laktationsstadiums betrachtet werden müssen. In Abbildung 5.2 ist die Differenz der BLU-Schätzwerte aufeinander folgender Monaten für die verschiedenen Jahre dargestellt; die Differenz des ersten Beobachtungsjahres ist dabei gleich 1.0 gesetzt.

Die in Abbildung 5.2 dargestellten Unterschiede im Einfluss auf die Milchleistung zwischen einzelnen Kalbemonaten aus verschiedenen Jahren zeigen, dass zum Teil erhebliche Schwankungen zwischen den Jahren vorhanden sind. Auffällig sind die starken Schwankungen der Differenz zwischen den Monaten März und April oder auch zwischen Mai und Juni. Da es sich bei den ausgewerteten Daten um Beobachtungen aus der Alpenregion handelt, werden starke Schwankungen der Futtergrundlage bzw. der Witterung in verschiedenen Jahren als Grund für die aufgezeigten Unterschiede angenommen.

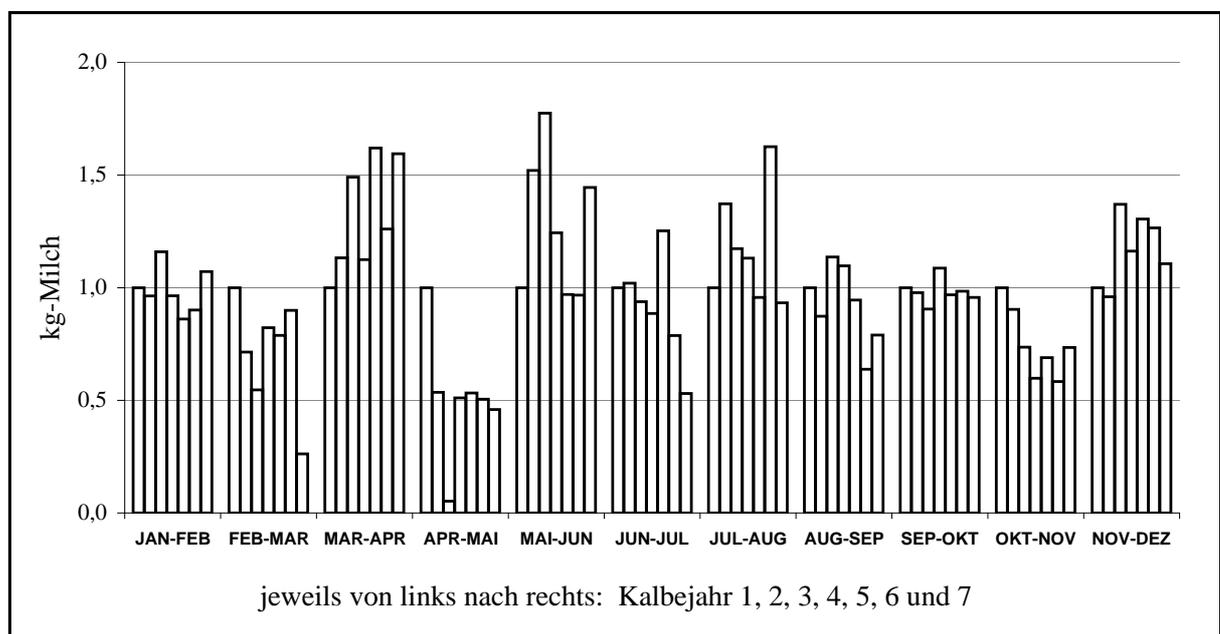


Abbildung 5.2: Differenz der BLU-Schätzer des Effektes *LMRJ* zwischen aufeinander folgenden Kalbemonaten in den ersten sieben Kalbejahren (Region 1) des Datensatzes BV01 für das Merkmal Milchmenge, die mit dem Modell 5.15 berechnet wurden und relativ zu der jeweiligen Differenz im ersten Kalbejahr dargestellt sind.

5.4.3 Effekt des Kalbealters

Die Berücksichtigung des Einflusses des Kalbealters auf alle Leistungsbeobachtungen einer Laktation, unabhängig vom Laktationsstadium, kann in Form von diskreten Effektstufen oder einer kontinuierlichen Kovariable erfolgen. Im Falle einer Korrektur über die kontinuierliche Kovariable ist zu untersuchen, welche Ordnung das Polynom der Regressorvariable Trächtigkeitsmonat haben muss, um eine ausreichende Anpassung zu gewährleisten. Des Weiteren soll geprüft werden, inwieweit eine Interaktion zwischen dem Effekt des Kalbealters und der Region vorhanden ist und ob diese im Modell berücksichtigt werden soll.

Diskrete Variable Kalbealter

Das Ausgangsmodell für die Untersuchungen zum Einfluss des Kalbealters auf die Kontrolltagsleistungen ist das im vorhergehenden Abschnitt 5.4.2 entwickelte Modell 5.15. Entsprechend der Verfeinerung der zweimonatigen Kalbesaisons zu den Kalbemonaten können auch die Kalbealterklassen nach der Aufspaltung des Mehrfachinteraktionseffektes $LZASR$ mit einer feineren Einteilung der Klassen im Modell berücksichtigt werden. Hierzu wird die untere und obere Kalbealterklasse aus dem fünfstufigen Effekt weiter untergliedert und die Einteilung der mittleren Klassen auf jeweils zwei Monate festgelegt, was zu den im Kapitel Datenmaterial beschriebenen 13 diskreten Kalbealterklassen führt. Das Ausgangsmodell zu den Untersuchungen des Kalbealters stellt das Modell

$$y_{ijklmnopqz} = HK_{jk} + LZ_{il} + LA_{ir} + LMRJ_{iqop} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau ilmno} x_{\tau} + e_{ijklmnopqz} \quad (5.16)$$

dar, wobei LA_{ir} : fixer Effekt der Kalbealterklasse r ($r=1, \dots, 13$) in Laktation i .

Kovariable Kalbealter

Die Festlegung der Klassengrenzen für das Kalbealter erfolgte im Hinblick auf eine ausreichende Besetzung der Randklassen. Da es sich beim Kalbealter um eine kontinuierliche Variable ohne vorhandene diskrete Abstufungen handelt, wird neben der Berücksichtigung der Variable als Klasseneffekt auch die Definition als Kovariable untersucht. In Modell 5.17 ist die Kovariable als kubische Regression auf das Kalbealter aufgenommen:

$$y_{ijklmnopqz} = HK_{jk} + LZ_{il} + \sum_{\varphi=1}^3 b_{\varphi i} (a_{ijklmnopqz}^*)^{\varphi} + LMRJ_{iqop} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau ilmno} x_{\tau} + e_{ijklmnopqz}, \quad (5.17)$$

wobei b_{1i} , b_{2i} und b_{3i} die fixen Regressionskoeffizienten des linearen, quadratischen und kubischen, um den Mittelwert zentrierten, Kalbealters a^* (Monate) darstellen.

In zwei weiteren Modellvarianten, die von Modell 5.17 durch Variation der Ordnung des Polynoms abgeleitet werden können, ist die Kovariable als lineare und quadratische Regression auf das Kalbealter

aufgenommen. Um numerische Probleme bei der Berechnung der Abweichungsquadrate zu vermeiden, wurde das Kalbealter innerhalb der Laktationen transformiert. Die Transformation entspricht einer Zentrierung der Regressorvariable a (Kalbealter in Monaten) um den Mittelwert innerhalb der Laktationen. Die zentrierten Variablen wurden mit den Mittelwerten der drei Laktationen (1.L., 2.L. und 3.L.) gebildet:

$$\begin{aligned} \text{Braunvieh} \quad & a_{1.L.}^* = a_{1.L.} - 32.7, \quad a_{2.L.}^* = a_{2.L.} - 46.5, \quad a_{3.L.}^* = a_{3.L.} - 60.0; \\ \text{Fleckvieh} \quad & a_{1.L.}^* = a_{1.L.} - 31.6, \quad a_{2.L.}^* = a_{2.L.} - 44.6, \quad a_{3.L.}^* = a_{3.L.} - 57.4. \end{aligned}$$

Der MSE aus den Modellvarianten zum Test der Ordnung des Polynoms ist in Tabelle 5.20 dargestellt. Die Erweiterung der Modellvariante mit linearer Kovariable auf die Variante mit quadratischer Regres-

Tabelle 5.20: Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen den Modellvarianten des Modells 5.17 mit linearer (MSE_{lin}), quadratischer (MSE_{quad}) und kubischer (MSE_{kub}) Kovariable; (F – Wert > 3.8 entspricht $\alpha < 0.01$).

	Braunvieh (kg)			Fleckvieh (kg)		
	Milch	Fett	Protein	Milch	Fett	Protein
<i>Modell mit linearer Kovariable</i>						
$MSE_{\text{lin}} (kg^2)$	10.1361	0.02262	0.01159	10.4099	0.02380	0.01129
<i>Modell mit quadratischer Kovariable</i>						
$MSE_{\text{quad}} (kg^2)$	10.1344	0.02262	0.01159	10.4089	0.02380	0.01129
<i>Modell mit kub. Kovariable</i>						
$MSE_{\text{kub}} (kg^2)$	10.1343	0.02262	0.01159	10.4088	0.02380	0.01129
$MSE_{\text{quad}} \Leftrightarrow MSE_{\text{lin}} (\Delta FG_{\text{Rest}} = 3)$						
F-Wert	122.0	98.9	142.9	144.1	124.6	140.0
$MSE_{\text{kub}} \Leftrightarrow MSE_{\text{quad}} (\Delta FG_{\text{Rest}} = 3)$						
F-Wert	2.8	1.6	4.7	13.5	7.4	7.1

sion führt bei allen Merkmalen zu einer hochsignifikanten Reduktion des MSE. Erweitert man das Modell um die kubische Kovariable, so kommt es zu keiner signifikanten MSE-Reduktion beim Merkmal Fettmenge des Datensatzes BV01, während der MSE aus dem Modell für das Merkmal Milchmenge signifikant ($\alpha < 0.05$) reduziert wird. Beim Modell für die Proteinmenge des Datensatzes BV01, sowie bei den Modellen der drei Merkmale der Fleckviehdaten kommt es zu einer hochsignifikanten ($\alpha < 0.01$) Reduktion des MSE nach Aufnahme der kubischen Regression.

Da die absolute Änderung des MSE bei Einführung des kubischen Gliedes bei allen untersuchten Merkmalen sehr klein ist und auch die Tests auf MSE-Reduktion auf eine relativ kleine Verbesserung der Anpassung des Modells hinweisen, wird das Polynom zweiter Ordnung zur Korrektur des Einflusses des

Kalbealters als ausreichend angesehen. Die Modellvariante

$$y_{ijklmnopqz} = HK_{jk} + LZ_{il} + \sum_{\varphi=1}^2 b_{\varphi i} (a_{ijklmnopqz}^*)^{\varphi} + LMRJ_{iqop} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau ilmo} x_{\tau} + e_{ijklmnopqz} \quad (5.18)$$

wird zu den weiteren Untersuchungen herangezogen.

Quadratische Kovariable oder diskrete Variable zur Korrektur des Kalbealters

Zur Prüfung der Frage, ob die Korrektur des Kalbealters mit der quadratischen Kovariable oder mit der diskreten Variable durchgeführt werden soll, wird ein Modell mit beiden Effekten aufgestellt. Dieses Modell wird als vollständiges Modell bezeichnet, während die Modelle 5.16 und 5.18 reduzierte Modellvarianten sind.

Der Test der MSEs aus den reduzierten Modellen gegen den MSE des vollständigen Modells ist in Tabelle 5.21 dargestellt. Die zusätzliche Aufnahme der quadratischen Kovariable in das Modell 5.16 mit Klasseneffekt führt zu einer Reduktion des MSE mit einem F-Wert zwischen 190 und 194 bei der Rasse Braunvieh und zwischen 244 und 266 beim Fleckviehmaterial. Wird in das Modell 5.18 mit quadratischer Kovariable der Klasseneffekt zusätzlich aufgenommen, liegt der F-Wert der MSE-Reduktion zwischen 4 und 5 bzw. 5 und 8 für die verschiedenen Merkmale der Datensätze BV01 und FV01. Die erheblich niedrigeren F-Werte geben einen Hinweis darauf, dass der Effekt des Kalbealters besser durch die quadratische Kovariable korrigiert wird. Dabei ist zu berücksichtigen, dass neben dem hier untersuchten Effekt des Kalbealters auch noch eine Korrektur des Kalbealters in Zusammenhang mit der Korrektur des Laktationsstadiums erfolgt.

Tabelle 5.21: Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen dem Modell mit der Variable Kalbealter als Klasseneffekt und Kovariable (MSE_{voll}) und den reduzierten Modellen mit Klasseneffekt (MSE_{red_1}) bzw. quadratischer Kovariable (MSE_{red_2}).

	Braunvieh (kg)			Fleckvieh (kg)		
	Milch	Fett	Protein	Milch	Fett	Protein
$MSE_{voll} (kg^2)$	10.1338	0.02261	0.01159	10.4083	0.02380	0.01129
$MSE_{red_1} (kg^2)$	10.1392	0.02263	0.01159	10.4123	0.02381	0.01129
$MSE_{red_2} (kg^2)$	10.1344	0.02262	0.01159	10.4089	0.02380	0.01129
$MSE_{voll} \Leftrightarrow MSE_{red_1} (\Delta FG_{Rest} = 6)$						
F-Wert	193.1	190.5	193.3	266.2	262.1	243.8
Signifikanzgrenze ($\alpha < 0.01$)	2.8	2.8	2.8	2.8	2.8	2.8
$MSE_{voll} \Leftrightarrow MSE_{red_2} (\Delta FG_{Rest} = 35)$						
F-Wert	4.4	4.9	3.9	7.2	5.4	7.9
Signifikanzgrenze ($\alpha < 0.01$)	1.6	1.6	1.6	1.6	1.6	1.6

Nestung Kovariable Kalbealter in Regionen

Entsprechend der Prüfung der Interaktion zwischen der Region und dem Effekt *LSJ* in Abschnitt 5.4.2 (S. 94) soll auch die Interaktion zwischen der Region und dem Kalbealter geprüft werden. Diese Interaktion wird durch die Nestung der quadratischen Kovariable Kalbealter innerhalb der Region in Modell 5.19 eingeführt:

$$y_{ijklmnopqz} = HK_{jk} + LZ_{il} + \sum_{\varphi=1}^2 b_{\varphi io} (a_{ijklmnopqz}^*)^{\varphi} + LMRJ_{iqop} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau ilmno} x_{\tau} + e_{ijklmnopqz}. \quad (5.19)$$

Die Tests der MSEs aus den Modellen mit und ohne Nestung innerhalb der Regionen fallen mit F-Werten zwischen 7 und 10 bzw. 9 und 14 bei den Braunvieh- und Fleckviehdaten hochsignifikant aus (Tabelle 5.22). Die absolute Reduktion der MSEs durch die Modellerweiterung ist nur gering. Aufgrund der großen Datenmengen ist die Anzahl der Beobachtungen, die zur Schätzung der partiellen Regressionen auf das Kalbealter zur Verfügung stehen, relativ hoch, auch wenn eine Nestung innerhalb von Regionen durchgeführt wird. Aufgrund des ziemlich stark unterschiedlichen Managements in den verschiedenen Regionen und der relativ großen Regionsunterschiede im Kalbealter der Tiere wird die Nestung der partiellen Regressionen auf das Kalbealter innerhalb der Regionen als angemessen betrachtet.

Tabelle 5.22: Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen dem vollständigen Modell 5.19 und dem reduzierten Modell 5.18; (F – Wert > 2.8 entspricht $\alpha < 0.01$).

	Braunvieh (kg)			Fleckvieh (kg)		
	Milch	Fett	Protein	Milch	Fett	Protein
MSE _{voll} (kg^2)	10.1341	0.02262	0.01159	10.4087	0.02380	0.01129
MSE _{red} (kg^2)	10.1344	0.02262	0.01159	10.4089	0.02380	0.01129
ΔFG_{Rest}	6	6	6	6	6	6
F-Wert	9.9	7.1	8.2	11.7	9.7	13.3

5.5 Einfluss Trächtigkeitsstadium

Für die Korrektur des Trächtigkeitsstadiums stehen die Variablen Zwischenkalbezeit, Günstzeit und Trächtigkeitstag zur Verfügung. Um eine im Laktations- bzw. Trächtigkeitsverlauf flexible Korrektur des Einflusses der Trächtigkeit zu erreichen, kann die innerhalb einer Laktation konstante Variable Zwischenkalbezeit bzw. Günstzeit in Kombination mit dem Laktationsstadium im Modell berücksichtigt werden. Ausgangsmodell dieses Untersuchungsabschnittes ist das Modell 5.15 von S. 95, welches auch bei den Untersuchungen des Kalbealtereffektes als Ausgangspunkt verwendet wurde. Die Korrektur des Laktationsstadiums wird hier innerhalb von Zwischenkalbezeitklassen durchgeführt. Der erste Teil der Untersuchungen zum Trächtigkeitsstadium geht von diesem Modell aus und betrachtet weitere Mo-

dellvarianten, bei denen separate partielle Regressionen für verschiedene Zwischenkalbezeitklassen im Modell berücksichtigt werden. Die Beurteilung der Trächtigkeitskorrektur mit Hilfe der Variable Zwischenkalbezeit steht hier im Vordergrund.

Im zweiten Teil der Untersuchungen wird ein abgewandeltes Modell verwendet. In diesem Modell wird die Zwischenkalbezeit *nicht* bei der Bildung der Subgruppen, innerhalb derer die partiellen Regressionen zur Korrektur des Laktationsstadiums geschätzt werden, berücksichtigt. Stattdessen werden verschiedene Modellvarianten, in denen der Einfluss der Trächtigkeit mit Hilfe des Trächtigkeitstages korrigiert wird, gegenübergestellt.

5.5.1 Berücksichtigung mit Hilfe der Zwischenkalbezeit und des Laktationsstadiums

In der im Abschnitt 5.4.2 entwickelten Modellvariante 5.15 wird das Trächtigkeitsstadium in zwei verschiedenen Effektgruppen berücksichtigt. Zum einen erfolgt eine Korrektur unabhängig vom Laktationsstadium in Form des fixen Effektes Zwischenkalbezeit mit Hilfe von sieben diskreten Klassen, zum anderen werden für jede dieser sieben Klassen auch separate partielle Regressionen zur Korrektur des Laktationsstadiums geschätzt. Die Schätzung der separaten Regressionen erfolgt durch die Einbeziehung der Zwischenkalbezeit bei der Bildung der Subgruppen.

Im Ausgangsmodell 5.15 dieses Abschnittes sind die Interaktionen zwischen dem Effekt der Zwischenkalbezeit und den fixen Effekten Kalbealter, -saison und -region nicht mehr im Modell einbezogen. Dadurch ist die Problematik von wenigen Kalbungen je Interaktionssubzelle nicht mehr gegeben und es werden für die folgenden Untersuchungen zum Trächtigkeitseinfluss die Stufen des Effektes Zwischenkalbezeit verfeinert. Die bereits gebildeten sechs Klassen mit bekannter Zwischenkalbezeit werden in jeweils zwei Klassen aufgeteilt, sodass sich insgesamt 13 Zwischenkalbezeitklassen für die Auswertungen ergeben. Die Laktationen ohne bekannte Zwischenkalbezeit bilden weiterhin eine separate Klasse. Die Veränderung der Einteilung der Zwischenkalbezeitklassen führt zu dem Modell

$$y_{ijklmnopqs} = HK_{jk} + LZ_{is} + LA_{im} + LMRJ_{iqop} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau ilmno} x_{\tau} + e_{ijklmnopqs}, \quad (5.20)$$

wobei LZ_{is} : fixer Effekt der Zwischenkalbezeitklasse s ($s=1, \dots, 13$) in Laktation i .

Die Veränderungen des MSE durch die Verfeinerung der Einteilung der Zwischenkalbezeitklassen sind in Tabelle 5.23 dargestellt. Die Halbierung der Zeitspannen zur Bildung der Zwischenkalbezeitklassen führt demnach zu einer Reduktion des MSE bei allen untersuchten Merkmalen. Diese kann mit einem relativ hohen F-Wert von 133 bis 253 je nach betrachtetem Merkmal und Datenmaterial hochsignifikant abgesichert werden.

Die Verfeinerung der Zwischenkalbezeitklassen auf 13 Effektstufen erfolgt unabhängig von der Einteilung der sieben Zwischenkalbezeitklassen, die bei der Bildung der Subgruppen zur Korrektur des Laktationsstadiums verwendet werden. Somit wird für Laktationen innerhalb einer Subgruppe, die in zwei

Tabelle 5.23: Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen dem vollständigen Modell mit 13 Zwischenkalbezeitklassen 5.20 und dem reduzierten Modell 5.15 mit 7 Zwischenkalbezeitklassen; (F – Wert > 1.9 entspricht $\alpha < 0.01$).

	Braunvieh (kg)			Fleckvieh (kg)		
	Milch	Fett	Protein	Milch	Fett	Protein
MSE _{voll} (kg ²)	10.1419	0.02265	0.01159	10.4153	0.02382	0.01129
MSE _{red} (kg ²)	10.1587	0.02267	0.01161	10.4266	0.02384	0.01130
ΔFG_{Rest}	18	18	18	18	18	18
F-Wert	199.5	133.7	182.4	253.3	140.4	239.4

verschiedenen Klassen des fixen Effektes Zwischenkalbezeit eingeteilt wurden, die gleiche Abhängigkeit vom Laktationsstadium angenommen. Jedoch unterscheiden sich die Erwartungswerte aller Beobachtungen innerhalb einer Laktation um die Differenz der Schätzwerte der beiden Zwischenkalbezeitklassen. Die Differenz der Erwartungswerte ist über den gesamten Laktationsverlauf gleich. Eine Interpretation dieser Differenzen in Verbindung mit dem Einfluss der Trächtigkeit kann allenfalls bei zusammengefassten Laktationsleistungen erfolgen.

Die Differenz der Erwartungswerte für Leistungsbeobachtungen, die vor dem Beginn der Trächtigkeit erbracht werden, kann nicht als Effekt der Trächtigkeit interpretiert werden. Auf diese Problematik der Korrektur mit Hilfe der Zwischenkalbezeit wird bei den Auswertungen mit gemischten Modellen weiter unten im Abschnitt noch näher eingegangen.

Durch die Schätzung der partiellen Regressionskoeffizienten zur Korrektur des Laktationsstadiums innerhalb von Zwischenkalbezeitklassen werden verschiedene Laktationsverläufe für Laktationen mit unterschiedlichen Zwischenkalbezeiten modelliert. Wie gut der Einfluss der Trächtigkeit auf einzelne Kontrolltagsbeobachtungen durch den Effekt der Zwischenkalbezeit in Kombination mit dem Laktationsstadium korrigiert wird, kann durch die zusätzliche Aufnahme des Trächtigkeitstages in das Modell 5.20 validiert werden. Die Variable Trächtigkeitstag beschreibt das konkrete Trächtigkeitsstadium zum Zeitpunkt der Leistungserbringung unabhängig vom Laktationsstadium, während die Zwischenkalbezeit einen allgemeineren Einfluss der Reproduktion auf die Milchleistung beschreibt.

Da es sich beim Trächtigkeitstag um eine kontinuierliche Variable handelt und ein nicht linearer Anstieg des Einflusses der Trächtigkeit mit ansteigender Trächtigkeitsdauer vermutet wird, wird der Trächtigkeitstag in der Form eines Polynoms dritter Ordnung in das Modell 5.20 aufgenommen. Wie in Modell 5.21 zu ersehen ist, wird dieses Polynom innerhalb der Laktationsnummer genestet:

$$y_{ijklmnopqs} = HK_{jk} + LZ_{is} + \sum_{\psi=1}^3 b_{\psi i} (c_{ijklmnopqs}^*)^{\psi} + LA_{im} + LMRJ_{iqop} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau ilmno} x_{\tau} + e_{ijklmnopqs}, \quad (5.21)$$

wobei b_{1i} , b_{2i} und b_{3i} die fixen Regressionskoeffizienten des linearen, quadratischen und kubischen, um den Wert 150 zentrierten, Trächtigkeitstages c^* innerhalb der Laktation i darstellen.

Durch die Aufnahme der Regression auf den Trächtigkeitstag kommt es zu einer Reduktion des MSE mit einem F-Wert von 262 bis 658 bzw. 562 bis 1366 für die drei Merkmale des Braunvieh- und Fleckviehdatensatzes (Tabelle 5.24). Die zusätzliche Aufnahme der Variable Trächtigkeitstag als Polynom dritter Ordnung in das Auswertungsmodell, in dem die Trächtigkeit schon mit Hilfe der Zwischenkalbezeit korrigiert wurde, führt demnach zu einer erheblichen Verbesserung der Modellanpassung. Dies gibt einen Hinweis darauf, dass der Einfluss der Trächtigkeit mit Hilfe des ursprünglichen Ansatzes nicht ausreichend korrigiert wird.

Wird umgekehrt der fixe Effekt der Zwischenkalbezeitklasse durch das Polynom dritter Ordnung der Variable Trächtigkeitstag in Modell 5.20 ersetzt und anschliessend der Effekt der Zwischenkalbezeitklassen zusätzlich in das Modell aufgenommen, so beträgt der F-Wert des Tests auf MSE-Reduktion zwischen 30 und 43 bzw. zwischen 36 und 53 bei den Rassen Braunvieh und Fleckvieh (Tabelle 5.24). Die F-Werte und auch die absoluten Veränderungen der MSEs sind bei dieser umgekehrten Vorgehensweise sehr viel kleiner als bei der vorher beschriebenen Modellerweiterung. Die zusätzliche Aufnahme des Effektes Zwischenkalbezeit betrifft jedoch nur den vom Laktationsstadium unabhängigen Teil der Zwischenkalbezeitkorrektur, denn bei der Subgruppenbildung wurde die Variable Zwischenkalbezeit in allen Modellen dieses Abschnitts berücksichtigt.

Tabelle 5.24: Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen dem Modell mit Klasseneffekt Zwischenkalbezeit und kubischer Kovariable Trächtigkeitstag (MSE_{voll} , Modell 5.21) und den reduzierten Modellen mit Klasseneffekt (MSE_{red_1}) bzw. Kovariable (MSE_{red_2}).

	Braunvieh (kg)			Fleckvieh (kg)		
	Milch	Fett	Protein	Milch	Fett	Protein
$MSE_{voll} (kg^2)$	10.1142	0.02262	0.01157	10.3845	0.02379	0.01126
$MSE_{red_1} (kg^2)$	10.1419	0.02265	0.01159	10.4153	0.02382	0.01129
$MSE_{red_2} (kg^2)$	10.1213	0.02263	0.01157	10.3892	0.02380	0.01127
$MSE_{voll} \Leftrightarrow MSE_{red_1} (\Delta FG_{Rest} = 9)$						
F-Wert	658.4	262.0	568.8	1 366.4	562.4	1167.4
Signifikanzgrenze ($\alpha < 0.01$)	2.4	2.4	2.4	2.4	2.4	2.4
$MSE_{voll} \Leftrightarrow MSE_{red_2} (\Delta FG_{Rest} = 36)$						
F-Wert	43.0	30.7	30.0	53.3	36.18	39.0
Signifikanzgrenze ($\alpha < 0.01$)	1.6	1.6	1.6	1.6	1.6	1.6

BLU-Schätzwerte aus gemischten Modellen

Zur Ermittlung der BLU-Schätzwerte wird das fixe Auswertungsmodell 5.20 um den additiv genetischen Effekt und den permanenten Umwelteffekt erweitert zu Modell:

$$y_{ijklmnopqsyz} = HK_{jk} + LZ_{is} + LA_{im} + LMRJ_{iqop} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau ilmo} x_{\tau} + T_{yi} + P_{yi} + e_{ijklmnopqsyz} \quad (5.22)$$

Mit Hilfe der mit diesem Modell und den Datensätzen BV01 und FV01 geschätzten Werte werden die Erwartungswerte im Verlauf der Laktation für Tiere mit Trächtigkeitsbeginn an unterschiedlichen Laktationstagen berechnet. Für die Laktationen mit verschieden langer Zwischenkalbezeit können sich durch die Berücksichtigung der Zwischenkalbezeit bei der Subgruppenbildung in Modell 5.22 verschiedene Verläufe der Erwartungswerte für die gesamte Laktationslänge ergeben.

In Abbildung 5.3 (S. 106) sind die Erwartungswerte der täglichen Milch-, Fett- und Proteinmenge für vier erstlaktierende Fleckviehkühe für den 5. bis 325. Laktationstag graphisch dargestellt. Für drei dieser vier Kühe wird eine unterschiedlich lange Trächtigkeitsperiode innerhalb des gewählten Laktationszeitraums angenommen. Der Trächtigkeitsbeginn liegt bei den drei Kühen bei Tag 51 (Kuh 1), 111 (Kuh 2) und 191 (Kuh 3), was bei einer angenommenen Trächtigkeitsdauer von 289 Tagen einer Zwischenkalbezeit von 340, 400 und 480 Tagen entspricht. Der Erwartungswert der vierten Kuh basiert auf den Schätzwerten für die Subgruppen mit unbekannter Zwischenkalbezeit. Die gezeichneten Erwartungswerte gelten für Kühe, die mit 31 Monaten im Monat Juni des Jahres 1994 in der Region 2 des Fleckviehdatensatzes FV01 gekalbt haben und eine entsprechende Zwischenkalbezeit bzw. keine Zwischenkalbezeit (Kuh 4) vorweisen. Für die Darstellung der Erwartungswerte wurde der Mittelwert aller Herdenkontrolltagseffekte verwendet.

Entsprechende Verläufe der Erwartungswerte für vier Braunviehkühe der zweiten Laktation sind in Abbildung 5.4 (S. 107) dargestellt. Einzige Abweichung von den Annahmen zur Konstruktion der Erwartungswerte ist das Kalbealter, das hier mit 44 Monaten angenommen wurde. Die Subgruppen zur Schätzung der partiellen Regressionen für den Laktationsverlauf der vier dargestellten Kühe waren bei der Schätzprozedur mit mindestens 1 756 (3 218) Laktationen von Braunviehkühen (Fleckviehkühen) besetzt.

Wie aus den Abbildungen 5.3 und 5.4 zu ersehen ist, kommt es durch die Schätzung einer eigenen Laktationskurve für die verschiedenen Zwischenkalbezeitklassen, in denen sich die vier betrachteten Kühe befinden, zu verschiedenen Erwartungswerten zu Beginn der Laktation. Bis zum Laktationstag 51 liegt jedoch bei keinem der Tiere eine Trächtigkeit vor. Dies kann ein Hinweis auf mögliche Schwierigkeiten im Zusammenhang mit den partiellen Regressionen, welche für die Korrektur des Laktationsstadiums verantwortlich sind, sein. Es wäre vorstellbar, dass durch die Anpassung der Verläufe im hinteren Drittel der Laktation ein Ausgleich im vorderen Drittel der Laktation stattfindet, um die vier Regressionskoeffizienten optimal an die Daten anzupassen. Eine zweite, weit schwerwiegendere Ursache für die unterschiedlichen Erwartungswerte zu Beginn der Laktation könnte ein möglicher Zusammenhang der

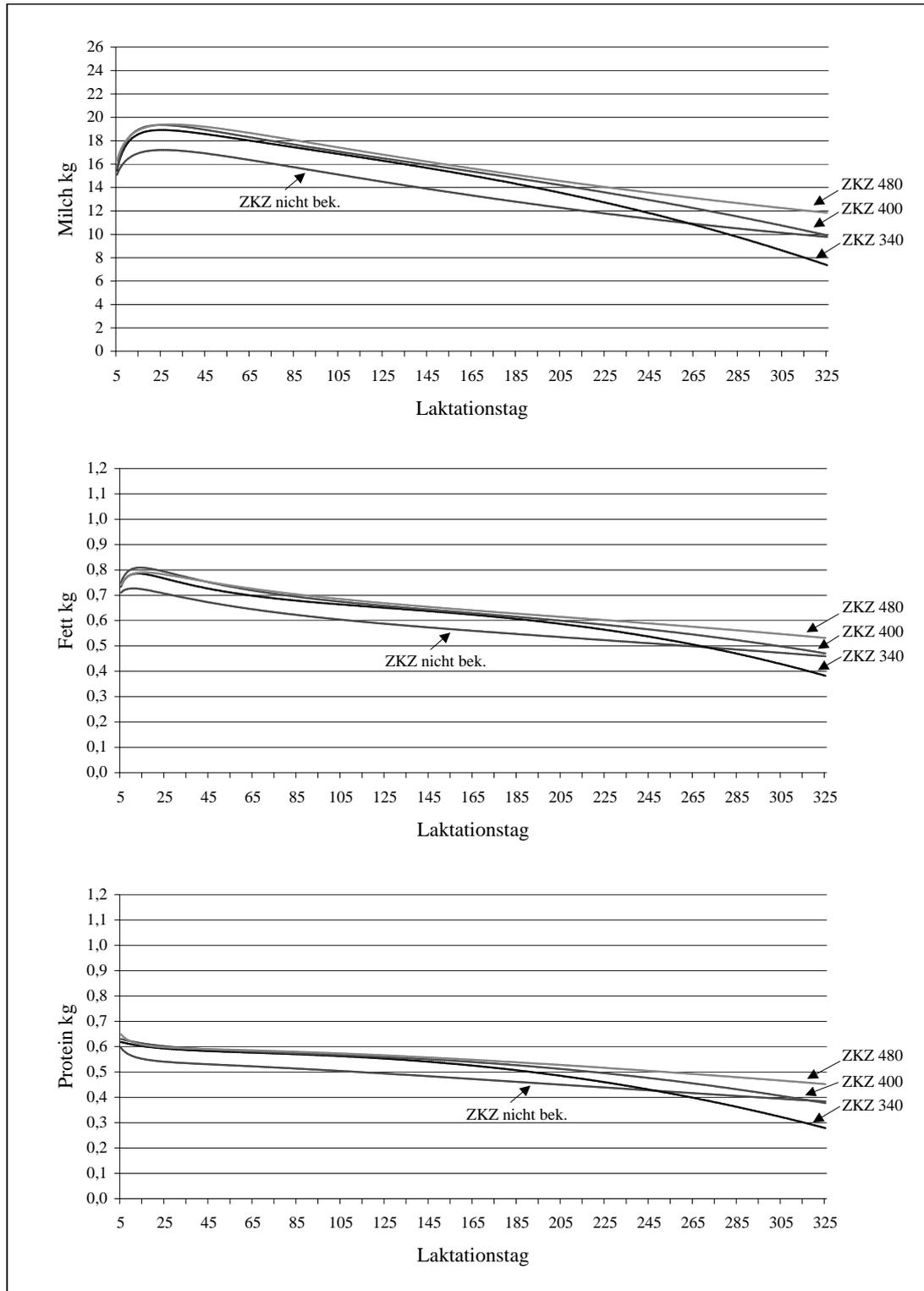


Abbildung 5.3: Verlauf der Erwartungswerte zwischen dem 5. und 325. Laktationstag für die Milch-, Fett- und Proteinleistung von vier Fleckviehkühen in der ersten Laktation (Modell 5.22), wenn die Zwischenkalbezeit nicht bekannt ist bzw. 340, 400 und 480 Tage beträgt (sonstige Annahmen: Kalbealter 31 Mo., Kalbejahr 1994, Kalbemonat Juni, Region 2 von Datensatz FV01).

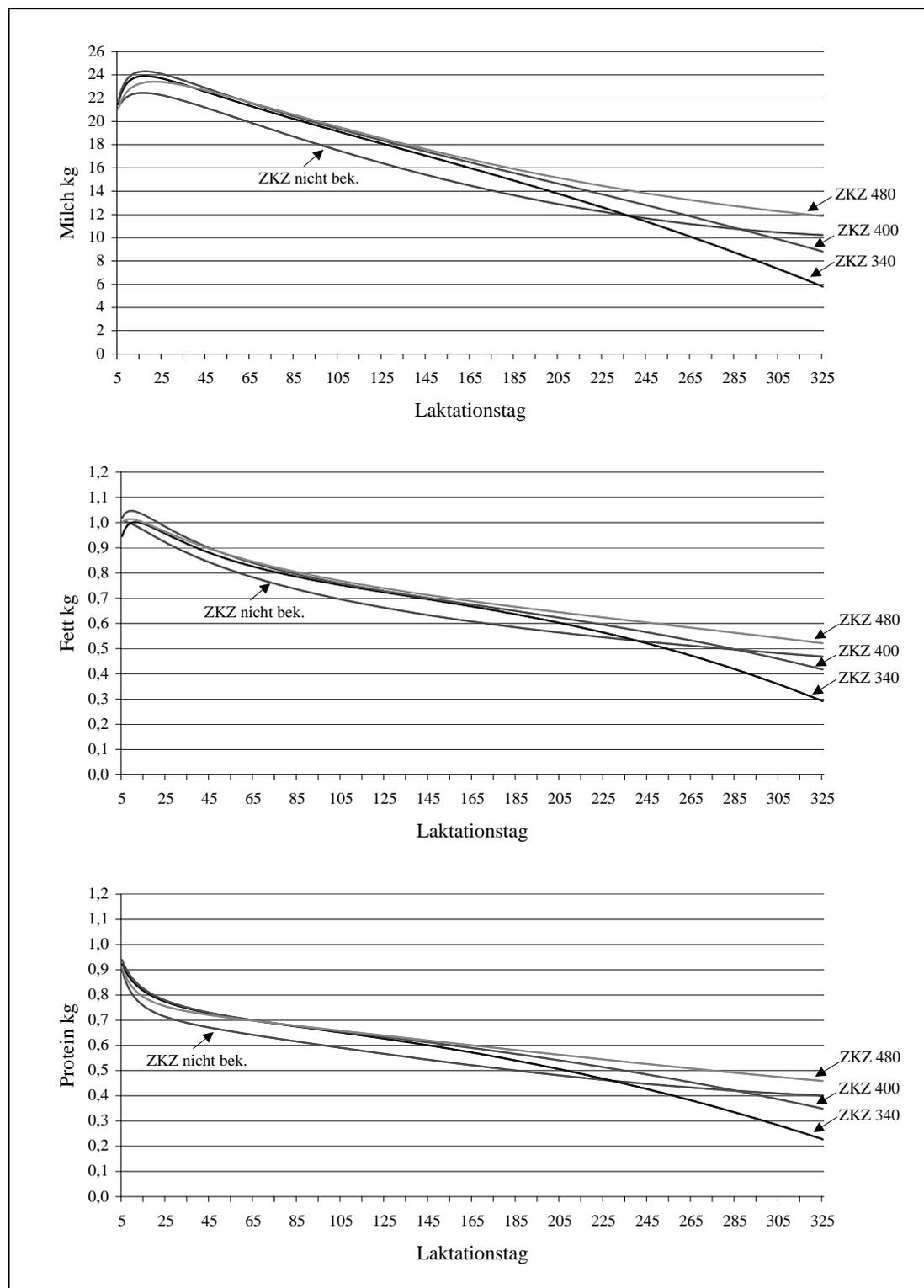


Abbildung 5.4: Verlauf der Erwartungswerte zwischen dem 5. und 325. Laktationstag für die Milch-, Fett- und Proteinleistung von vier Braunviehkühen in der zweiten Laktation (Modell 5.22), wenn die Zwischenkalbezeit nicht bekannt ist bzw. 340, 400 und 480 Tage beträgt (sonstige Annahmen: Kalbealter 44 Mo., Kalbejahr 1994, Kalbemonat Juni, Region 2 von Datensatz BV01).

Zwischenkalbezeitlänge mit den betrachteten Milchleistungsmerkmalen sein.

Betrachtet man den Verlauf der Erwartungswerte nach dem Laktationstag 200, dann zeigt sich bei den abgebildeten Graphen der stärkere Einfluss der Trächtigkeit für die Kühe mit kurzer Zwischenkalbezeit. Die Erwartungswerte für Kühe, die erst am Laktationstag 191 belegt wurden, sind dabei am wenigsten von einer Trächtigkeit beeinflusst, da sich die Tiere am 325. Laktationstag erst beim 134. Trächtigkeitstag befinden.

Auffallend bei allen gezeichneten Erwartungswerten der Abbildungen 5.3 und 5.4 sind die niedrigen Erwartungswerte der Kühe mit unbekannter bzw. nicht vorhandener Zwischenkalbezeit. Die Schätzwerte zur Konstruktion der Erwartungswerte dieser Tiere basieren auf einem umfangreichen Datenmaterial, sodass eine stabile Schätzung der partiellen Regressionskoeffizienten für diese Laktationsverläufe gewährleistet ist. Der Abfall der Erwartungswerte nach dem 200. Laktationstag ist aufgrund des fehlenden Trächtigkeitseinflusses geringer als für die Laktationen mit vorliegender Trächtigkeit in der Laktation.

5.5.2 Trächtigkeitseinfluss unabhängig vom Laktationsstadium

Im zweiten Teil der Untersuchungen zum Einfluss der Trächtigkeit auf die Leistungsbeobachtungen werden *keine* separaten partiellen Regressionen zur Korrektur des Laktationsstadiums für die einzelnen Zwischenkalbezeitklassen geschätzt. Die Korrektur des Trächtigkeitseinflusses wird hier mit der im vorhergehenden Abschnitt 5.5.1 zur Validierung der Zwischenkalbezeitkorrektur verwendeten Variable Trächtigkeitstag durchgeführt. Der Einfluss des Trächtigkeitstages auf die Milchleistungsmerkmale kann mit diskreten Effektklassen oder partiellen Regressionskoeffizienten im Auswertungsmodell korrigiert werden.

Effekt Trächtigkeitstag in diskreten Klassen

Zur Berücksichtigung des Trächtigkeitseffektes mit Hilfe von diskreten Klassen wurden Zeitspannen von 30 Tagen Trächtigkeitsdauer gebildet. Bei dem auf 270 Trächtigkeitstage begrenzten Datenmaterial ergeben sich 9 Trächtigkeitsklassen und eine zusätzliche Klasse der Beobachtungen mit nicht vorhandener Trächtigkeit. In Modell 5.23 wird der Effekt der Trächtigkeitsklassen innerhalb der Laktationen geschätzt:

$$y_{ijkmnopqtz} = HK_{jk} + LC_{it} + LA_{im} + LMRJ_{iqop} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau imno} x_{\tau} + e_{ijkmnopqtz}, \quad (5.23)$$

wobei LC_{it} : fixer Effekt der Trächtigkeitstagklasse t ($t=1, \dots, 10$) in Laktation i .

Effekt Trächtigkeitstag als kontinuierliche Kovariable

Da es sich bei der Variable Trächtigkeitstag um eine kontinuierliche Variable handelt und ein sich kontinuierlich verändernder Einfluss auf die Milchleistungsmerkmale denkbar ist, soll alternativ zu den Aus-

wertungen mit diskreten Klassen eine Korrektur mit partiellen Regressionskoeffizienten geprüft werden. Bei der Anwendung von Regressionen zur Korrektur des Trächtigkeitseinflusses stellt sich die Frage nach dem Verlauf des Einflusses mit steigender Trächtigkeitsdauer. Da ein kleiner Einfluss zum Beginn der Trächtigkeit erwartet wird, der dann in der zweiten Trächtigkeitshälfte nichtlinear ansteigt, wird überprüft, bis zu welcher Ordnung das Polynom in das Auswertungsmodell aufgenommen werden muss.

Um numerische Probleme bei der Aufnahme von höhergradigen Polynomen der Variable Trächtigkeitstag zu vermeiden, wurde vom Trächtigkeitstag c der Wert 150 abgezogen ($c^* = c - 150$). Die geschätzten Regressionskoeffizienten geben so den Zu- bzw. Abschlag im Vergleich zu einer Leistungsbeobachtung mit einem Trächtigkeitsstadium von 150 Tagen an. In der Modellvariante 5.24 ist der Einfluss des Trächtigkeitstages mit einem Polynom vierten Grades innerhalb der Laktationen berücksichtigt:

$$y_{ijkmnopqz} = HK_{jk} + \sum_{\psi=1}^4 b_{\psi i}(c_{ijkmnopqz}^*)^{\psi} + LA_{im} + LMRJ_{iqop} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau imno}x_{\tau} + e_{ijkmnopqz}. \quad (5.24)$$

Ausgehend von Modell 5.24 werden reduzierte Modelle zur Beurteilung des notwendigen Polynoms zur Korrektur des Trächtigkeitstages auf das Datenmaterial angewendet. Das Polynom vierter Ordnung wird dazu reduziert auf ein Polynom dritter bzw. zweiter Ordnung. Der MSE der Modellvarianten kann gegeneinander getestet werden. In Tabelle 5.25 ist zum Vergleich auch der MSE aus einem Modell ohne Berücksichtigung des Einflusses der Trächtigkeit dargestellt.

Tabelle 5.25: Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen den Modellvarianten des Modells 5.24 mit dem Polynom zweiter ($MSE_{2,Ord.}$), dritter ($MSE_{3,Ord.}$) und vierter ($MSE_{4,Ord.}$) Ordnung zur Korrektur des Trächtigkeitseinflusses und ohne Berücksichtigung der Trächtigkeit im Modell (MSE_{ohne}); (F – Wert > 3.78 entspricht $\alpha < 0.01$).

	Braunvieh (kg)			Fleckvieh (kg)		
	Milch	Fett	Protein	Milch	Fett	Protein
$MSE_{ohne} (kg^2)$	10.8640	0.02354	0.01241	11.0560	0.02459	0.01196
$MSE_{2,Ord.} (kg^2)$	10.5322	0.02324	0.01200	10.7511	0.02435	0.01161
$MSE_{3,Ord.} (kg^2)$	10.5249	0.02323	0.01199	10.7424	0.02433	0.01161
$MSE_{4,Ord.} (kg^2)$	10.5239	0.02322	0.01199	10.7413	0.02433	0.01160
$MSE_{3,Ord.} \Leftrightarrow MSE_{2,Ord.} (\Delta FG_{Rest} = 3)$						
F-Wert	504.3	317.6	255.8	1114.3	920.9	799.0
$MSE_{4,Ord.} \Leftrightarrow MSE_{3,Ord.} (\Delta FG_{Rest} = 3)$						
F-Wert	69.5	43.9	148.7	142.6	64.39	375.7

Die Einführung des Polynoms zweiter Ordnung zur Korrektur des Trächtigkeitseinflusses in ein Modell ohne Berücksichtigung dieses Einflusses führt zu einer Reduktion des MSE um 1.3 bis 3.3 bzw. 1.0 bis 2.9 Prozent bei den drei untersuchten Merkmalen der Datensätze BV01 und FV01. Die weitere Reduktion des MSE kann bei der Aufnahme des Polynoms dritter und vierter Ordnung bei allen Merkmalen

hochsignifikant abgesichert werden.

Die Reduktion des MSE beim Übergang von der quadratischen zur kubischen Kovariable ist mit F-Werten von 256 bis 504 bzw. 799 bis 1114 bei den Merkmalen des Braunvieh- und Fleckviehdatensatzes deutlich höher als die Reduktion des MSE durch eine zusätzliche Erweiterung auf das Polynom vierten Grades.

Die in die vierte Potenz gesetzten transformierten Regressorvariablen haben sehr hohe numerische Werte und die hierfür geschätzten Regressionskoeffizienten sind bei den Merkmalen Fett- und Proteinmenge sehr nahe Null. Bei der Einbeziehung des Polynoms vierter Ordnung müsste eine zusätzliche Transformation der Variable durchgeführt werden, um numerische Ungenauigkeiten zu vermeiden. Aufgrund der hohen Flexibilität dieses Polynoms kann es beim Vorliegen von wenigen extremen Beobachtungswerten in Randbereichen mit nur wenig Informationsmenge zu biologisch nicht erklärbaren Schätzwerten bzw. Korrekturen für den Effekt der Trächtigkeit kommen. Eine Ausweitung des Auswertungsmodells auf das Polynom vierten Grades erscheint daher nicht als angemessen.

Das Polynom dritter Ordnung wird aufgrund der gezeigten Ergebnisse als ausreichend betrachtet um eine über den Trächtigkeitsverlauf flexible Modellierung des Trächtigkeitseinflusses zu gewährleisten. Das vollständige Modell mit der kubischen Kovariable Trächtigkeitstag zur Korrektur des Trächtigkeitstages lautet somit:

$$y_{ijkmnopqz} = HK_{jk} + \sum_{\psi=1}^3 b_{\psi i} (c_{ijkmnopqz}^*)^{\psi} + LA_{im} + LMRJ_{iqop} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau imno} x_{\tau} + e_{ijkmnopqz}. \quad (5.25)$$

BLU-Schätzwerte für den Trächtigkeitseinfluss aus gemischten Modellen

Zur Berechnung der BLU-Schätzwerte für das Polynom dritter Ordnung der transformierten Variable Trächtigkeitstag, wird das Modell 5.25 um den additiv genetischen Effekt und den permanenten Umwelteffekt erweitert zu Modell

$$y_{ijkmnopqyz} = HK_{jk} + \sum_{\psi=1}^3 b_{\psi i} (c_{ijkmnopqyz}^*)^{\psi} + LA_{im} + LMRJ_{iqop} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau imno} x_{\tau} + T_{yi} + P_{yi} + e_{ijkmnopqyz}. \quad (5.26)$$

In Abbildung 5.5 (S. 111) sind die BLU-Schätzwerte für die Korrektur des Trächtigkeitseinflusses innerhalb der ersten bis dritten Laktation dargestellt, die mit dem Datenmaterial BV01 und FV01 und dem gemischten Modell 5.26 für die Milchmenge berechnet wurden.

Die mit den beiden Datensätzen BV01 und FV01 geschätzten BLU-Schätzwerte der beiden untersuchten Rassen zeigen sehr ähnliche Verläufe über die Trächtigkeitsdauer von 270 Tagen. Alle Kurven haben aufgrund der Transformation am Trächtigkeitstag 150 einen Schätzwert von Null Kilogramm. Der Trächtigkeitseinfluss auf die Milchleistung der ersten Laktation ist in den ersten fünf Monaten relativ gering und steigert sich ab dem 150. Trächtigkeitstag bis auf über fünf Kilogramm. Die Reduktion der Milchleistung bei ansteigender Trächtigkeitsdauer ist in der zweiten und dritten Laktation stärker

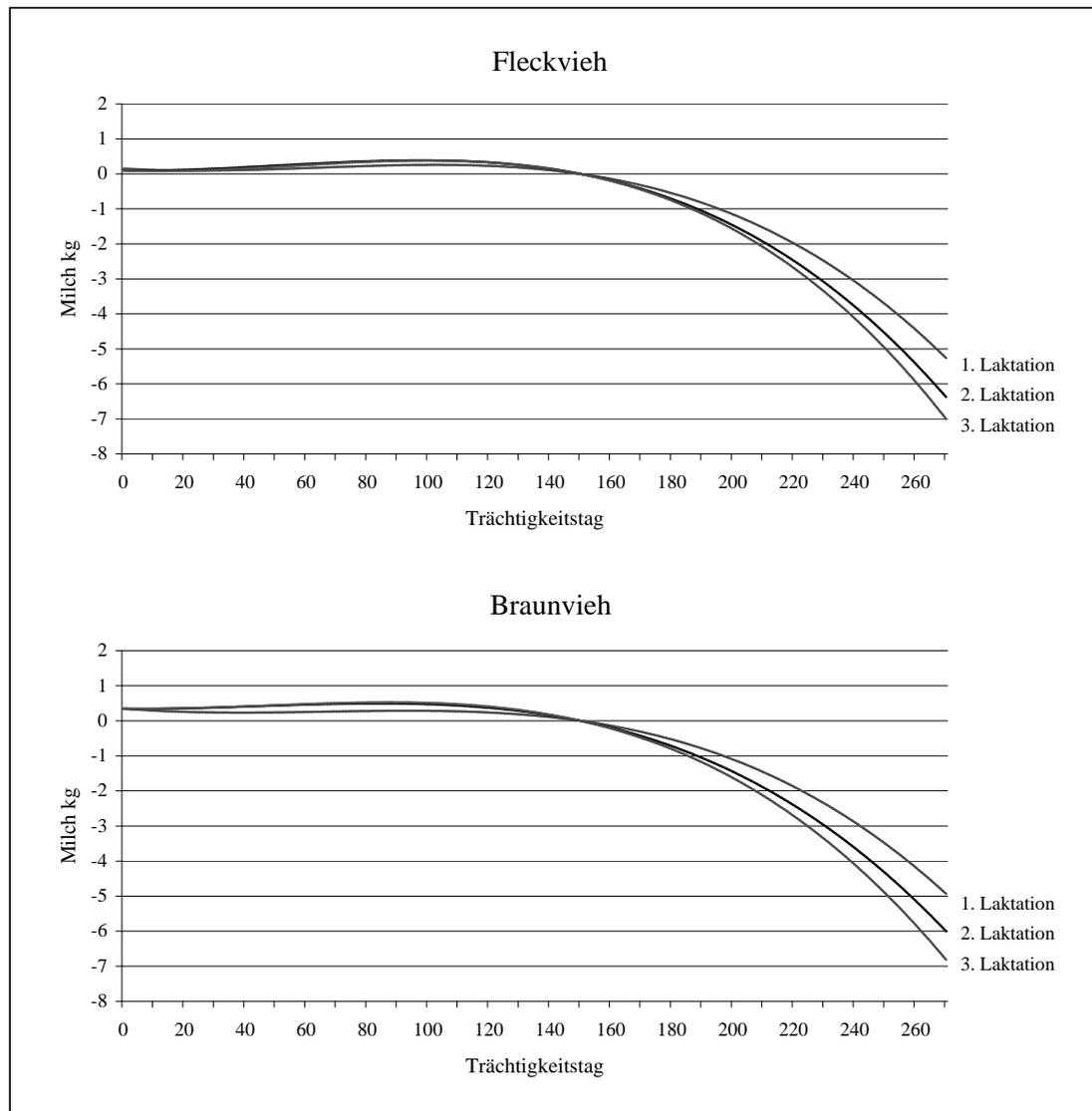


Abbildung 5.5: Darstellung der BLU-Schätzwerte zur Korrektur des Trächtigkeitseinflusses mit einem Polynom dritter Ordnung der um den Wert 150 zentrierten Kovariable Trächtigkeitstag; berechnet mit dem gemischten Modell 5.26 und dem Datenmaterial BV01 und FV01.

als in der ersten Laktation. Der Erwartungswert für Leistungsbeobachtungen, die ohne Einfluss einer Trächtigkeit erbracht wurden, erhält einen gleichbleibenden Zuschlag in der Höhe des Abszissenschnittpunktes am Trächtigkeitstag Null. Dies ist unabhängig davon, ob und wann es im späteren Verlauf der jeweiligen Laktation zu einer Trächtigkeit kommt.

In Abbildung 5.6 sind die Erwartungswerte für die drei untersuchten Merkmale, tägliche Milch-, Fett- und Proteinmenge, zwischen dem 5. und 325. Laktationstag für vier Braunviehkühe dargestellt. Für diese vier Tiere wurden die gleichen Annahmen hinsichtlich der Einflussfaktoren Kalbealter, Kalbejahr, Kalbemonat und Region getroffen, wie bei der Darstellung der Erwartungswerte für das Modell 5.22 auf

S. 105, in dem die Trächtigkeit mit Hilfe der Variable Zwischenkalbezeit korrigiert wird. Der Beginn der Trächtigkeit wurde in Übereinstimmung mit der Darstellung der Erwartungswerte von Modell 5.22 auch in der Abbildung 5.6 auf den Laktationstag 51, 111 und 191 festgelegt.

Die Erwartungswerte der täglichen Leistung der Kuh, die keine Trächtigkeitsperiode während der Laktation hat, sind bis zum 191. Laktationstag mit den Erwartungswerten der dritten Kuh, die am 191. Laktationstag erfolgreich belegt wurde, identisch. Hier unterscheidet sich das Modell deutlich von den Modellen, bei denen die Trächtigkeit über die Zwischenkalbezeit korrigiert wird. Für die übrigen 134 Tage der Laktation ergeben sich aufgrund des geringen Trächtigkeitseinflusses bis zum 150. Trächtigkeitstag nur sehr geringe Unterschiede im Verlauf des Erwartungswertes zwischen diesen beiden Kühen. Je später eine Kuh im Laufe der Laktation trächtig wird, desto später weichen die Erwartungswerte, bei ansonsten gleichen Einflussfaktoren, von den Erwartungswerten einer Kuh ohne Trächtigkeit ab.

Kubische Kovariable oder diskrete Variable zur Korrektur des Trächtigkeitstages

Die Berücksichtigung des Trächtigkeitstages in den Auswertungsmodellen für Milchleistungsmerkmale kann mit der im Abschnitt 5.5.2 beschriebenen diskreten Variable oder der kubischen Regression auf den Trächtigkeitstag aus Abschnitt 5.5.2 durchgeführt werden. Um einen Hinweis auf das bessere Korrekturverfahren für den Effekt der Trächtigkeit zu erhalten, wurde das Modell 5.27 angewendet, in dem beide Effekte berücksichtigt werden:

$$y_{ijkmnopqtz} = HK_{jk} + LC_{it} + \sum_{\psi=1}^3 b_{\psi i} (c_{ijkmnopqtz}^*)^{\psi} + LA_{im} + LMRJ_{iqop} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau imno} x_{\tau} + e_{ijkmnopqtz}. \quad (5.27)$$

Dieses Modell wird als vollständiges Modell bezeichnet, während die Modelle 5.23 und 5.25 als reduzierte Modelle bezeichnet werden.

Die Reduktion des MSE durch die zusätzliche Hereinnahme eines zweiten Effektes in ein Modell, in dem bereits ein Effekt zur Korrektur des Trächtigkeitseinflusses enthalten ist, wird zur Validierung des bereits im Modell berücksichtigten Effektes herangezogen. Die Ergebnisse der MSE-Veränderungen sind hierfür in Tabelle 5.26 zusammengestellt.

Die Tests auf MSE-Reduktion zeigen, dass der Einfluss der Trächtigkeit mit der kubischen Kovariable genauer korrigiert wird, im Vergleich zum Effekt mit diskreten Klassen. Die Aufnahme der Kovariable in das Modell 5.23, in dem die Trächtigkeit schon mit dem Klasseneffekt Trächtigkeitstag korrigiert wurde, bewirkt eine MSE-Reduktion, die mit F-Werten zwischen 155 und 400 bzw. zwischen 279 und 789 bei den Merkmalen der Braunvieh- und Fleckviehdaten abgesichert werden kann. Im umgekehrten Fall, bei einer zusätzlichen Aufnahme des Klasseneffektes in das Modell mit Kovariable, kann der MSE auch hochsignifikant reduziert werden. Die Reduktion ist jedoch sehr viel kleiner, was die F-Werte von 21 bis 84 bzw. 45 bis 173 für die Merkmale des Braun- und Fleckviehdatensatzes belegen.

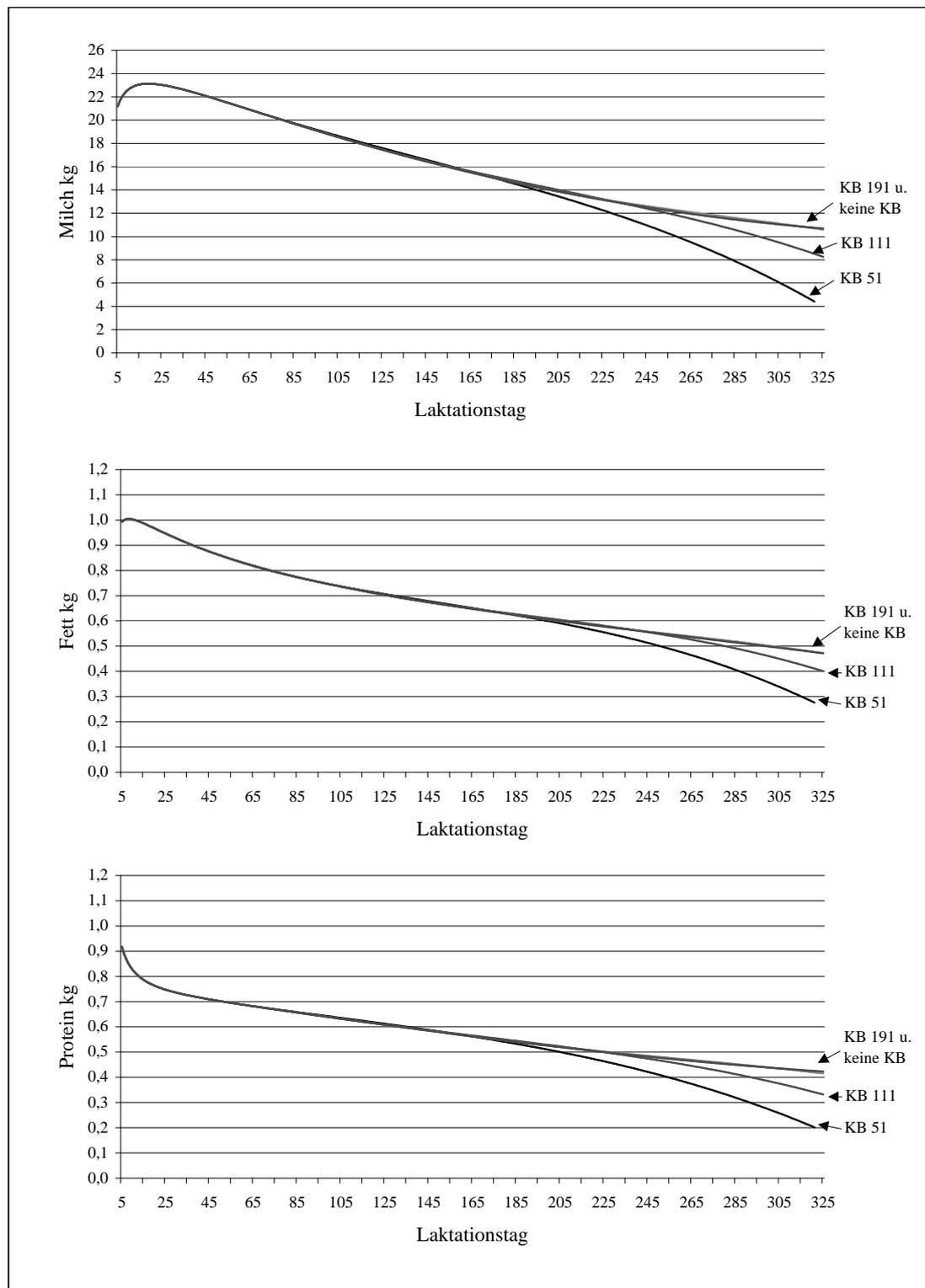


Abbildung 5.6: Verlauf der Erwartungswerte zwischen dem 5. und 325. Laktationstag für die Milch-, Fett- und Proteinleistung von vier Braunviehkühen in der zweiten Laktation (Modell 5.26), bei einem Trächtigkeitsbeginn (KB) am 51., 111. und 191. Laktationstag bzw. keiner Trächtigkeit (sonstige Annahmen: Kalbealter 44 Mo., Kalbejahr 1994, Kalbemonat Juni, Region 2).

Tabelle 5.26: Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen dem Modell mit Klasseneffekt und kubischer Kovariable Trächtigkeitstag (MSE_{voll} , Modell 5.27) und den reduzierten Modellen mit Klasseneffekt (MSE_{red_1} , Modell 5.23) bzw. Kovariable (MSE_{red_2} , Modell 5.25).

	Braunvieh (kg)			Fleckvieh (kg)		
	Milch	Fett	Protein	Milch	Fett	Protein
$MSE_{voll} (kg^2)$	10.5196	0.02322	0.01198	10.7358	0.02432	0.01159
$MSE_{red_1} (kg^2)$	10.5360	0.02323	0.01200	10.7535	0.02433	0.01161
$MSE_{red_2} (kg^2)$	10.5249	0.02323	0.01199	10.7424	0.02433	0.01161
$MSE_{voll} \Leftrightarrow MSE_{red_1} (\Delta FG_{Rest} = 9)$						
F-Wert	374.4	155.2	399.9	763.9	279.2	788.7
Signifikanzgrenze ($\alpha < 0.01$)	2.4	2.4	2.4	2.4	2.4	2.4
$MSE_{voll} \Leftrightarrow MSE_{red_2} (\Delta FG_{Rest} = 27)$						
F-Wert	41.1	21.6	83.9	96.1	45.4	173.1
Signifikanzgrenze ($\alpha < 0.01$)	1.7	1.7	1.7	1.7	1.7	1.7

Zur Korrektur des Trächtigkeitstages ist das Polynom dritter Ordnung der Variable Trächtigkeitstag demnach der Korrektur mit einer diskreten Variable überlegen.

5.5.3 Trächtigkeitseinfluss in Abhängigkeit vom Besamungszeitpunkt in der Laktation

Die Korrektur des Trächtigkeitstages mit Hilfe der kubischen Regression auf den Trächtigkeitstag (Modell 5.25) berücksichtigt keine möglichen Wechselwirkungen zwischen dem Trächtigkeits- und Laktationsstadium. Die Schätzwerte für die Effekte von bestimmten Trächtigkeitsstadien sind hier unabhängig vom Laktationsstadium der Kuh, sodass es keinen Unterschied im Einfluss auf die Leistungsbeobachtung macht, ob eine Kuh am 250. Laktationstag oder am 320. Laktationstag im siebten Trächtigkeitsmonat ist.

Die Regressorvariable Trächtigkeitstag verändert sich bei vorliegender Trächtigkeit parallel zu dem Anstieg des Abstandes vom Kalben, welcher das Laktationsstadium beschreibt. Da mit der Regression auf den Trächtigkeitstag bereits die zeitlich veränderbare Komponente der Trächtigkeit modelliert ist, muss lediglich der Beginn der Trächtigkeit mit in das Modell aufgenommen werden. Der Beginn der Trächtigkeit kann dabei mit Hilfe der Günstzeit beschrieben werden. Werden die Regressionen auf die Variable Trächtigkeitstag innerhalb verschiedener Günstzeitklassen geschätzt, wird ein unterschiedlicher Effekt des gleichen Trächtigkeitsstadiums auf die Leistungsbeobachtungen ermöglicht.

Für die Auswertung des Trächtigkeitseinflusses wird deshalb das Laktationsstadium der Konzeption mit Hilfe von vier Günstzeitklassen charakterisiert. Die Kontrolltagsbeobachtungen aus Laktationen ohne bekannte Günstzeit bilden eine eigene Klasse (Günstzeitklasse 1). Es werden alle Beobachtungen innerhalb einer Laktation in die entsprechende Günstzeitklasse eingeteilt, sodass auch die Beobachtungen vor dem

Beginn der Trächtigkeit in der jeweiligen Günstzeitklasse enthalten sind. Die zweite Günstzeitklasse aus Tabelle 5.27 umfasst die Laktationen mit einer Konzeption in den ersten 80 Laktationstagen, was einer Zwischenkalbezeit von etwa bis zu einem Jahr entspricht. Für die dritte bis vierte Günstzeitklasse aus Tabelle 5.27 wird eine Spanne von 50 Tagen gewählt. In die letzte Günstzeitklasse sind alle Laktationen mit einer Günstzeit von mehr als 180 Tagen eingeteilt. Die Leistungsbeobachtungen, die im vorliegenden Datenmaterial auf 325 Laktationstage begrenzt sind, stehen in dieser Gruppe nur unter einem schwachen Einfluss der Trächtigkeit, wenn ein geringer Trächtigkeitseinfluss innerhalb der ersten fünf Trächtigungsmonate angenommen wird.

Tabelle 5.27: Einteilung und Anteil der Laktationen (in % der gesamten Laktationen) aus den Datensätzen BV01 (n=288 672) und FV01 (n=571 511) in den Günstzeitklassen 1 bis 5.

Klasse Günstzeit (Tage)	1 unbekannt	2 1-80	3 81-130	4 131-180	5 >180
Braunvieh Laktationen (%)	26.6	27.2	23,2	11,7	11,3
Fleckvieh Laktationen (%)	27.2	34.9	21.7	9.4	6.8

Um auf den in der Literatur beschriebenen Zusammenhang zwischen der Länge der Günstzeit und der Höhe der Milchleistung etwas näher einzugehen, wurde das Datenmaterial in Voruntersuchungen mit einem fixen Modell ausgewertet, in dem außer dem Effekt der Günstzeit in diskreten Klassen kein Effekt zur Korrektur des Trächtigkeitstages enthalten war. Die Günstzeitklassen wurden für dieses Modell entsprechend den Angaben in Tabelle 5.27 gebildet, mit Ausnahme der fünften Klasse, die in drei weitere Klassen (5. 181-230, 6. 231-280 und 7. 281-325 Tage) aufgesplittet wurde. Für die drei Klassen mit einer Günstzeit von über 180 Tagen werden bei einem nicht vorhandenen Zusammenhang zwischen Milchleistung und Günstzeitlänge sehr ähnliche Schätzwerte erwartet, da der Trächtigkeitseinfluss auf diese Beobachtungen nur sehr schwach vorhanden ist. Die Schätzwerte für den Effekt der Günstzeitklassen in diesen Voruntersuchungen zeigten jedoch einen nahezu linearen Anstieg von Klasse zwei bis hin zu Klasse sieben. Der Anstieg des Schätzwertes bis Klasse vier wird zu einem Teil durch den ansteigenden Anteil an Laktationstagen ohne vorhandene Trächtigkeit erklärt. Das weitere Ansteigen in den Klassen fünf bis sieben deutet auf einen Zusammenhang zwischen steigender Milchleistung und Zeitpunkt der Konzeption hin, da für die Beobachtungen vor dem 150. Trächtigkeitstag kein bzw. nur ein schwacher Einfluss der Trächtigkeit angenommen wird.

Für die Modellierung des Effektes Trächtigkeitstag in Abhängigkeit vom Laktationsstadium der Konzeption sind verschiedene Möglichkeiten vorhanden:

1. Schätzung der kubischen Regression auf den Trächtigkeitstag innerhalb der in Tabelle 5.27 beschriebenen Günstzeitklassen und Laktationen in Modell 5.28:

$$y_{ijkmnopquz} = HK_{jk} + \sum_{\psi=1}^3 b_{\psi iu} (c_{ijkmnopquz}^*)^{\psi} + LA_{im} + LMRJ_{iqop} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau imno} x_{\tau} + e_{ijkmnopquz}, \quad (5.28)$$

wobei b_{1iu} , b_{2iu} und b_{3iu} die fixen Regressionskoeffizienten des linearen, quadratischen und kubischen, um den Wert 150 zentrierten, Trächtigkeitstages c^* innerhalb der Laktation i und der Günstzeitklasse u ($u=1, \dots, 5$) darstellen.

In Modell 5.28 wird unterstellt, dass der Verlauf der Regressionen auf den Trächtigkeitstag für Kühe, die zu unterschiedlichen Zeitpunkten in der Laktation trächtig wurden, verschieden sein kann. Der Abszissenschnittpunkt für die Regressionen innerhalb von verschiedenen Günstzeitklassen kann jedoch in diesem Modell nicht zwischen den Günstzeitklassen variieren. Betrachtet man ein Modell, in dem die Regressorvariable Trächtigkeitstag nicht transformiert wird, bedeutet dies, dass sich die Erwartungswerte in verschiedenen Günstzeitklassen in einem Laktationsstadium vor Beginn der Trächtigkeit nicht unterscheiden.

Wenn eine Abhängigkeit zwischen der Milchleistung und der Länge der Günstzeit vorhanden ist, dann ist der Erwartungswert der Leistungsbeobachtungen von Kühen mit unterschiedlicher Günstzeit vor dem Beginn einer Trächtigkeit nicht identisch. Ohne die Berücksichtigung eines separaten Effektes Günstzeit im Auswertungsmodell kommt es zu einer verzerrten Schätzung des Trächtigkeitseinflusses, der sich auf die Zuchtwerte auswirken kann.

Im Fall der transformierten Variable Trächtigkeitstag c^* ergibt sich die gleiche Problematik. Hier werden die Regressionen zur Korrektur des Trächtigkeitsstadiums zu einem Schnittpunkt am Tag 150 gezwungen, wenn keine separate Berücksichtigung der Günstzeit in der Form eines fixen Effektes im Modell berücksichtigt wird.

2. Im zweiten Auswertungsmodell dieses Abschnittes wird ein zusätzlicher fixer Effekt Günstzeit, der innerhalb von Laktationen geschätzt wird, zu der im Modell aus Punkt 1 beschriebenen Nestung der Regressionen auf den Trächtigkeitstag in das Modell aufgenommen;

$$y_{ijkmnopquz} = HK_{jk} + LG_{iu} + \sum_{\psi=1}^3 b_{\psi iu} (c_{ijkmnopquz}^*)^{\psi} + LA_{im} + LMRJ_{iqop} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau imno} x_{\tau} + e_{ijkmnopquz}, \quad (5.29)$$

wobei LG_{iu} : fixer Effekt der Günstzeitklasse u ($u=1, \dots, 5$) innerhalb der Laktation i .

Aufgrund der Annahme eines Zusammenhanges zwischen Milchleistungsmerkmalen und der Günstzeit und den geschilderten Problemen bei der Schätzung des Trächtigkeitseinflusses innerhalb von Günstzeitklassen in Modell 5.28 wird für die Auswertungen nur das unter Punkt 2 beschriebene Modell 5.29 verwendet.

Die Aufnahme der Günstzeit in das Auswertungsmodell stellt eine Erweiterung des Modells 5.25 von S. 110 dar. Die Veränderungen der MSEs durch diese Erweiterung sind in Tabelle 5.28 dargestellt. Die Aufnahme der Günstzeit in das Modell führt zu einer starken Reduktion der MSEs, die mit einem F-Wert zwischen 1 270 und 1 933 bzw. 2 121 und 3 249 für die Merkmale des Braun- und Fleckviehmaterials abgesichert werden können.

Tabelle 5.28: Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen dem vollständigen Modell 5.29 mit Berücksichtigung der Gützeit und dem reduzierten Modell 5.25 ohne Berücksichtigung der Interaktion zwischen Trächtigkeits- und Laktationsstadium; (F-Wert > 1.6 entspricht $\alpha < 0.01$).

	Braunvieh (kg)			Fleckvieh (kg)		
	Milch	Fett	Protein	Milch	Fett	Protein
MSE _{voll} (kg ²)	10.1590	0.02270	0.01161	10.4159	0.02385	0.01129
MSE _{red} (kg ²)	10.5249	0.02323	0.01199	10.7424	0.02433	0.01161
ΔFG_{Rest}	39	39	39	39	39	39
F-Wert	1 933	1 270	1 758	3 249	2 121	2 911

Aufgrund der vorliegenden Ergebnisse aus den fixen Modellen liegt es nahe, das Modell mit der Nestung der Regressionen auf den Trächtigkeitstag innerhalb von Gützeitklassen als das am besten angepasste Modell für die Zuchtwertschätzung für Milchleistungsmerkmale heranzuziehen. Der mögliche Zusammenhang zwischen Gützeit und Milchleistung gibt jedoch Anlass zu weiteren Untersuchungen.

BLU-Schätzwerte aus gemischten Modellen

Die BLU-Schätzwerte aus gemischten Modellen werden zur Darstellung des Trächtigkeitseinflusses innerhalb der Gützeitklassen und zur Darstellung des Verlaufes der Erwartungswerte in der Laktation herangezogen. Hierzu wird das Modell 5.29 um den additiv genetischen Effekt und den permanenten Umwelteffekt erweitert zu Modell:

$$y_{ijkmnopquyz} = HK_{jk} + LG_{iu} + \sum_{\psi=1}^3 b_{\psi iu} (c_{ijkmnopquyz}^*)^{\psi} + LA_{im} + LMRJ_{iqop} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau imno} x_{\tau} + T_{yi} + P_{yi} + e_{ijkmnopquyz}. \quad (5.30)$$

Innerhalb der drei Laktationen werden in Modell 5.30 jeweils innerhalb der Gützeitklassen drei Regressionen auf die lineare, quadratische und kubische Kovariable Trächtigkeitstag geschätzt. In Abbildung 5.7 sind die BLU-Schätzwerte für die Korrektur des Trächtigkeitsstadiums in der ersten und zweiten Laktation dargestellt, die am Datenmaterial FV01 bzw. BV01 für das Merkmal Milchmenge geschätzt wurden. Bei der Darstellung in Abbildung 5.7 wurden die geschätzten Regressionskoeffizienten innerhalb der Gützeitklassen und die Schätzwerte für die fixen Effekte der Interaktion Gützeit×Laktation berücksichtigt.

Der BLU-Schätzwert für die Kontrolltagsbeobachtungen der Gützeitklasse 1, die alle Beobachtungen aus Laktationen ohne Information über eine Trächtigkeit enthält, betrug 0 kg. In Abbildung 5.7 ist dieser als Kreuz auf der Abszisse am Trächtigkeitstag Null zu ersehen. Die Darstellung des Trächtigkeitseinflusses kann für die übrigen vier Gützeitklassen nicht über die vollständige Trächtigkeitsdauer erfolgen, da für das späte Trächtigkeitsstadium keine bzw. nur zum Teil Kontrolltagsdaten im Datenmaterial vorliegen. Die dargestellten Schätzwerte für den Trächtigkeitseinfluss sind daher für die Gützeitklassen

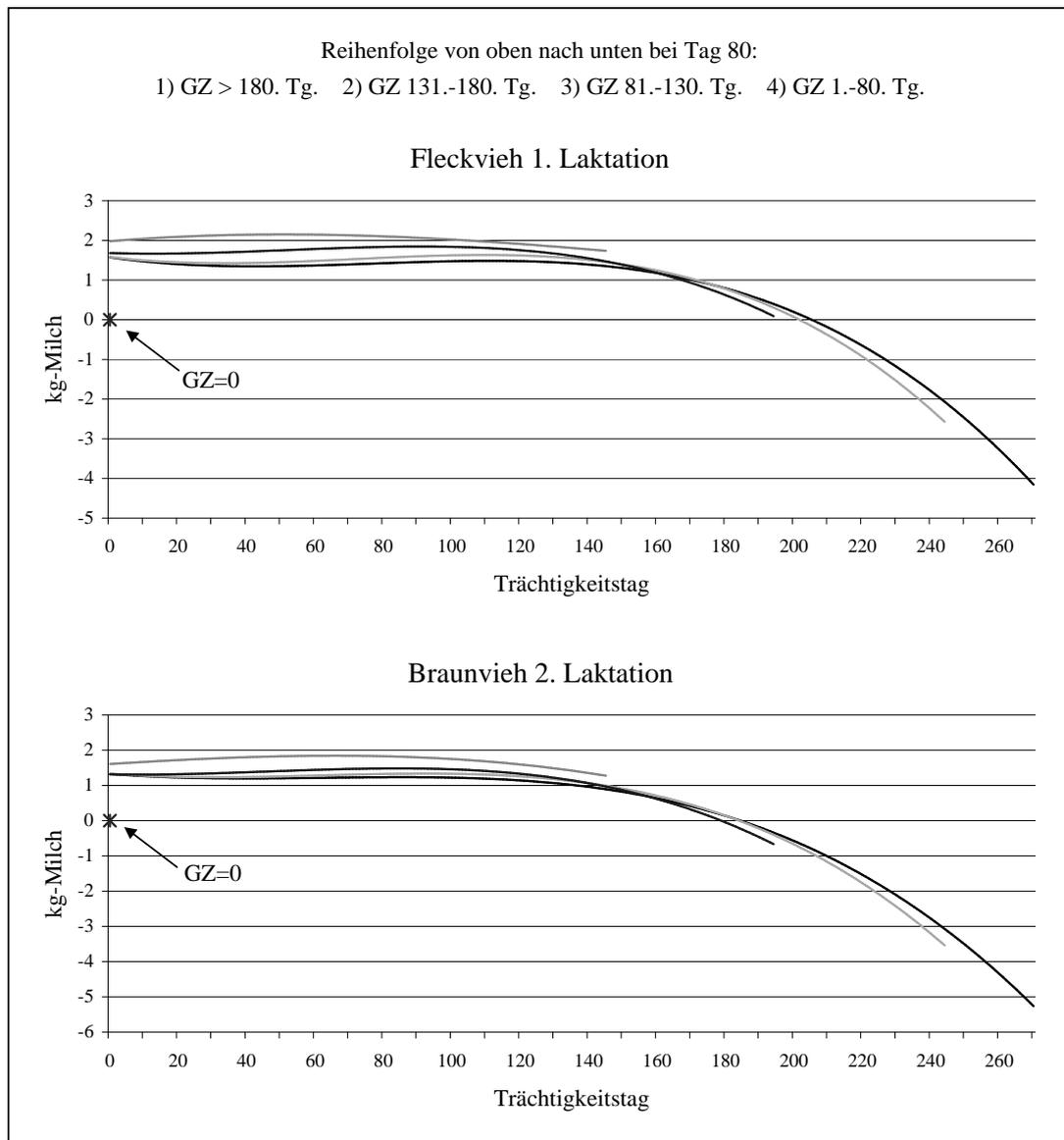


Abbildung 5.7: Darstellung der BLU-Schätzwerte zur Korrektur des Trächtigkeitseinflusses mit einem Polynom dritter Ordnung auf die Variable Trächtigkeitstag innerhalb von fünf Günstzeitklassen; berechnet mit dem gemischten Modell 5.30 für die erste Laktation des Datenmaterials FV01 und für die zweite Laktation des Datenmaterials BV01 (GZ=Günstzeit, Kreuz auf Abszisse entspricht Schätzwert für GZ=0).

drei (81.-130. Tg.), vier (131.-180. Tg.) und fünf (>180. Tg.) auf die ersten 244, 194 bzw. 144 Trächtigkeitstage beschränkt.

Die in Abbildung 5.7 dargestellten Graphen zum Trächtigkeitseinfluss auf die Milchleistung bestätigen einen relativ geringen Einfluss der Trächtigkeit auf die Milchmenge vor dem 150. Trächtigkeitstag. Bei den Laktationen mit langer Günstzeit setzt der reduzierende Einfluss der Trächtigkeit zu einem etwas früheren Trächtigkeitsstadium ein. Der unterschiedlich starke Abfall der in Abbildung 5.7 aufgezeigten

Graphen nach dem 150. Trächtigkeitstag deutet auf eine Abhängigkeit der Reduktion der Milchleistung vom Zeitpunkt der Konzeption in der Laktation hin. Je später die Konzeption in der Laktation stattfindet, desto stärker ist die Reduktion der Milchleistung nach dem 150. Trächtigkeitstag.

Die Abszissenschnittpunkte der Graphen in Abbildung 5.7 entsprechen den Zuschlägen auf den Erwartungswert für die Beobachtungen, die vor dem Trächtigkeitsbeginn erbracht werden. Hier besteht eine Differenz von bis zu 2 kg Milch zwischen der Korrektur für Beobachtungen aus Laktationen ohne Trächtigkeit und Beobachtungen aus Laktationen mit Trächtigkeit. Je länger die Gützeit ist, desto höher ist der Erwartungswert für die Laktationsperiode ohne vorliegende Trächtigkeit.

In den Abbildungen 5.8 und 5.9 sind die Erwartungswerte für die tägliche Milch-, Fett- und Proteinleistung im Verlauf der Laktation für vier erstlaktierende Fleckviehkühe aus dem Datensatz FV01 und vier Braunviehkühe der zweiten Laktation aus dem Datensatz BV01 dargestellt. Die Erwartungswerte wurden mit den BLU-Schätzwerten aus dem gemischten Modell 5.30 berechnet. Es wurden für die jeweils vier dargestellten Kühe (bzw. Laktationen) der beiden Rassen die selben Einflussfaktoren (Kalbealter, Kalbejahr, Kalbemonat, Region, Trächtigkeit) angenommen wie bei den Darstellungen der Erwartungswerte auf S. 105 und S. 110.

In allen sechs gezeichneten Graphen fallen die niedrigen Erwartungswerte der Laktationen ohne bekannten Trächtigkeitsstatus auf. Sie verlaufen bis zum 250. Laktationstag nahezu parallel zu den Erwartungswerten einer Kuh, die am 191. Laktationstag besamt wurde. Im letzten Drittel der Laktation sinken die Erwartungswerte der Laktationen mit spätem Konzeptionszeitpunkt in der Laktation (KB am 191. Tag) aufgrund der zunehmenden Trächtigkeitsdauer stärker ab als die Erwartungswerte von Kühen ohne Trächtigkeit. Die Erwartungswerte für die Laktationen mit frühem Trächtigkeitsbeginn sinken schon zu einem früheren Laktationsstadium unter den Erwartungswert der Kühe ohne Trächtigkeit.

Die in Abbildung 5.7 gezeigten Differenzen zwischen dem Trächtigkeitseinfluss von Kühen, die zu unterschiedlichen Laktationszeitpunkten trächtig wurden, sind in den dargestellten Erwartungswerten (Abbildung 5.8 und 5.9) auch im ersten Laktationsdrittel zu beobachten, in dem noch keine Trächtigkeit die Milchleistungsmerkmale beeinflusst.

Eine weitere Diskussion der Ergebnisse bzw. der Darstellungen der in diesem Abschnitt untersuchten Möglichkeiten zur Berücksichtigung des Trächtigkeitseinflusses erfolgt in Kapitel 6. In den folgenden Auswertungen wird die Interaktion zwischen dem Laktationsstadium und dem Trächtigkeitsstadium nicht berücksichtigt. Der Einfluss der Trächtigkeit wird mit Hilfe des in Modell 5.25 auf S. 110 berücksichtigten Polynoms dritter Ordnung auf die Variable Trächtigkeitstag in den folgenden Untersuchungen korrigiert.

5.6 Einfluss des Laktationsstadiums

Auf die Eignung von verschiedenen Funktionen zur Korrektur des Laktationsstadiums soll bei den Untersuchungen des vorliegenden Datenmaterials nicht näher eingegangen werden. Es wird hier auf umfas-

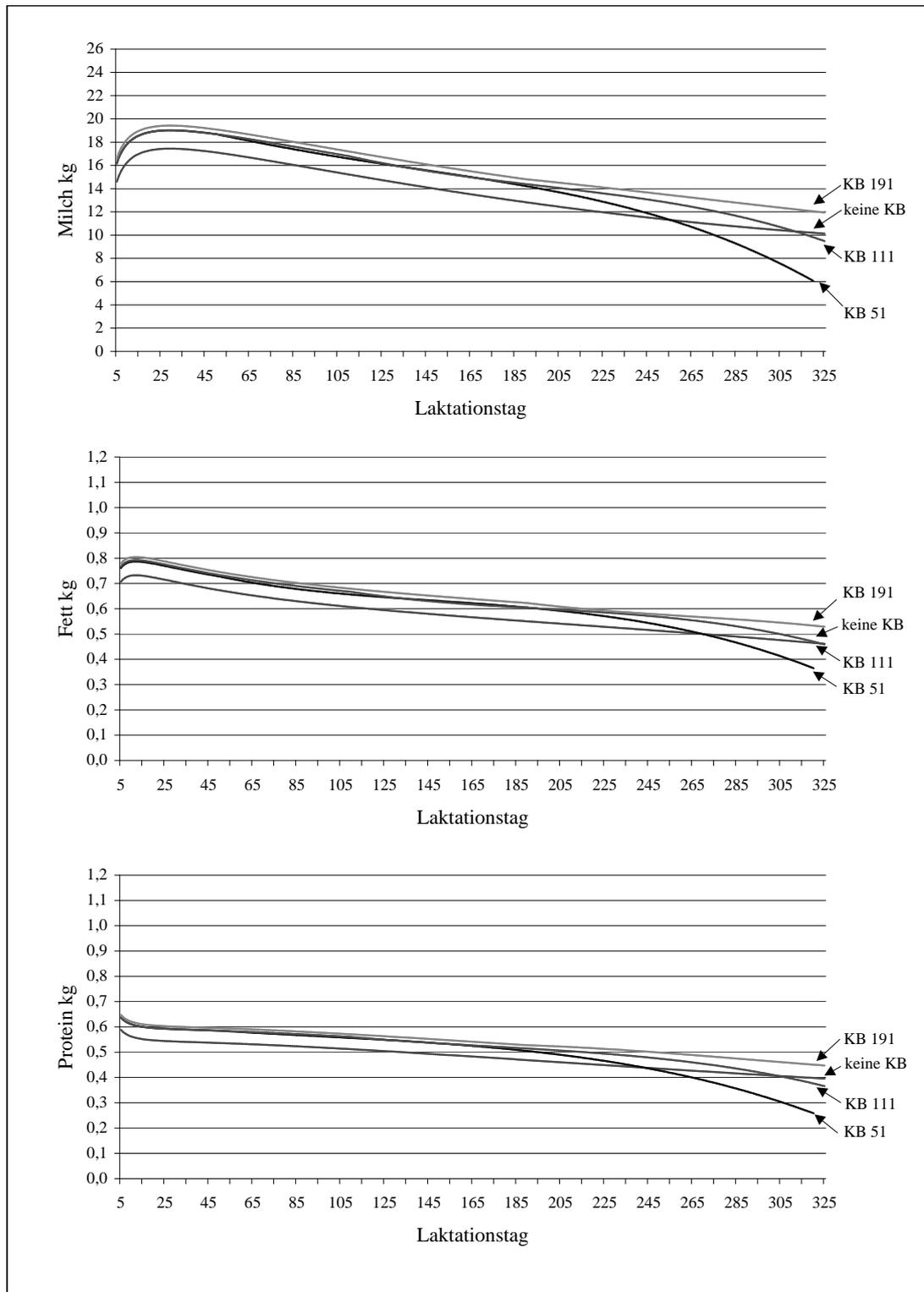


Abbildung 5.8: Verlauf der Erwartungswerte zwischen dem 5. und 325. Laktationstag für die Milch-, Fett- und Proteinleistung von vier Fleckviehkühen in der ersten Laktation (Modell 5.30), wenn die Günstzeit im Modell berücksichtigt wird, bei einem Trächtigkeitsbeginn (KB) am 51., 111. und 191. Laktationstag bzw. keiner Trächtigkeit (sonstige Annahmen: Kalbealter 31 Mo., Kalbejahr 1994, Kalbemonat Juni, Region 2).

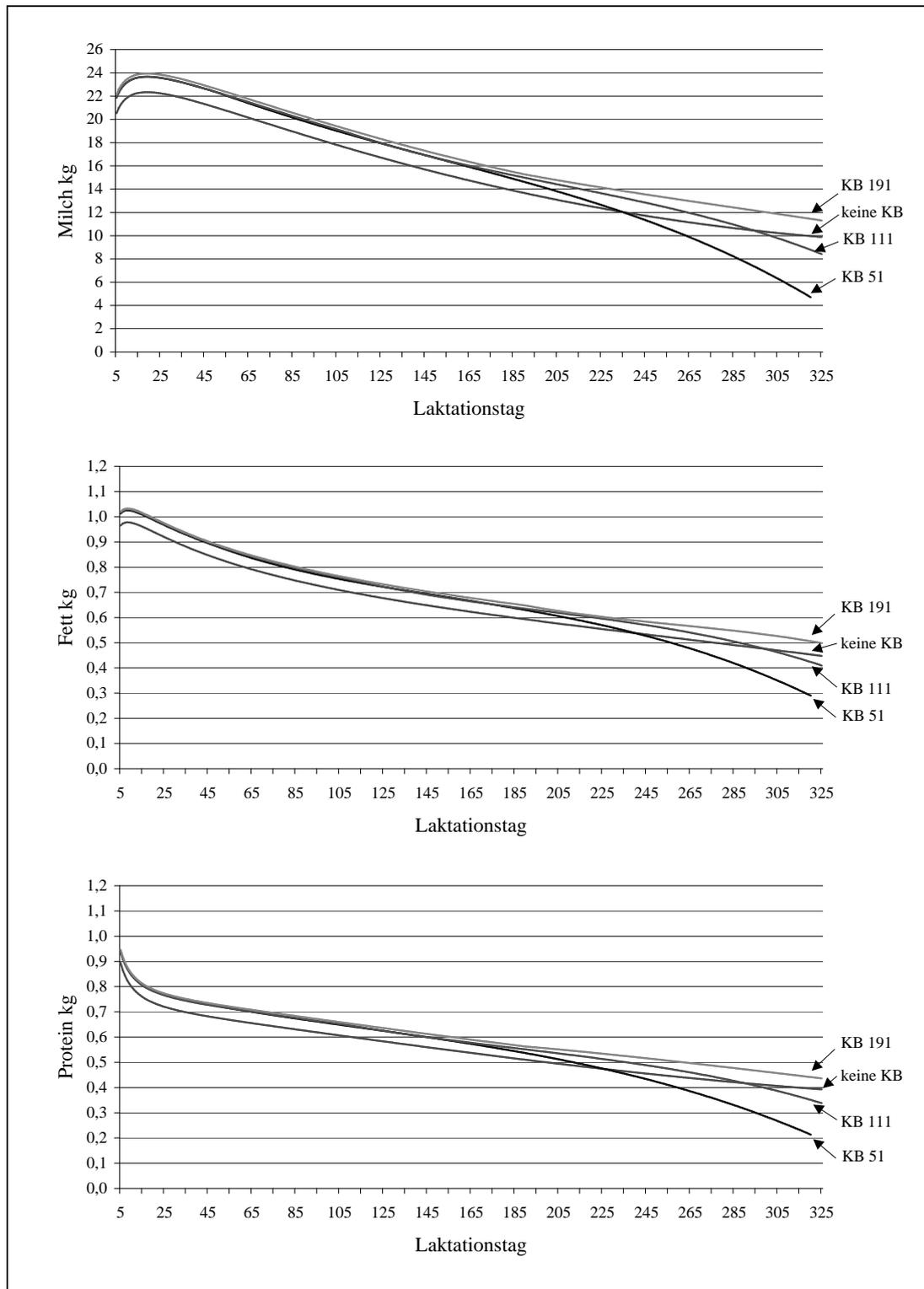


Abbildung 5.9: Verlauf der Erwartungswerte zwischen dem 5. und 325. Laktationstag für die Milch-, Fett- und Proteinleistung einer Braunviehkuh in der zweiten Laktation (Modell 5.30), wenn die Gützeit im Modell berücksichtigt wird, bei einem Trächtigkeitsbeginn (KB) am 51., 111. und 191. Laktationstag bzw. keiner Trächtigkeit (sonstige Annahmen: Kalbealter 44 Mo., Kalbejahr 1994, Kalbemonat Juni, Region 2).

sende Arbeiten in der Literatur (Guo, 1998; Swalve und Guo, 1999) verwiesen. Als Regressorvariablen zur Korrektur des Laktationsstadiums werden in den Untersuchungen der vorliegenden Arbeit die von Ali und Schaeffer (1987) eingeführten Variablen $\left(\frac{\text{Laktationstag}}{\text{Konstante}}\right)$ und $\left(\ln \frac{\text{Konstante}}{\text{Laktationstag}}\right)$ herangezogen, die in linearer und quadratischer Form in die Auswertungsmodelle aufgenommen werden. Als Konstante wird der Wert 381 verwendet, der von den Entwicklungen des Zuchtwertschätzmodells für die Routinezuchtwertschätzung für Milchleistungsmerkmale für die Rassen Schwarzbunt, Rotbunt und Rotvieh in Deutschland (Reents und Dopp, 1996) übernommen wurde. Der Wert der Konstanten hat keinen Einfluss auf die Auswertungsergebnisse, solange er positiv ist (Ptak und Schaeffer, 1993). Bei einer Zunahme der Anzahl Laktationstage nimmt auch der Wert der ersten Variable zu, der Wert der logarithmierten Variable nimmt hingegen bei zunehmendem Laktationsstadium ab.

Im Vordergrund der durchgeführten Modellentwicklungen in Zusammenhang mit der Korrektur des Laktationsstadiums steht die Bildung der Subgruppen, innerhalb derer der Einfluss des Laktationsstadiums auf die täglichen Milchleistungsmerkmale korrigiert werden soll. In Modell 5.3 (S. 74), das als Ausgangsmodell zu Beginn der Untersuchungen herangezogen wurde, wird die Subgruppe entsprechend der Effekte Laktation, Zwischenkalbezeit, Kalbealter, Kalbesaison und Region im Mehrfachinteraktionseffekt *LZASR* eingeteilt. In diesem Modell bleibt eine Differenzierung der Subgruppe nach dem Kalbejahr unberücksichtigt.

Nach den Auswertungen bezüglich des Herdenkontrolltags (Abschnitt 5.3), der fixen Effekte im Zusammenhang mit der Kalbung (Abschnitt 5.4) und dem Effekt der Trächtigkeit (Abschnitt 5.5) wird für die Untersuchungen zum Einfluss des Laktationsstadiums von dem in diesen Abschnitten entwickelten fixen Modell ausgegangen:

$$y_{ijkmnopqz} = HK_{jk} + \sum_{\psi=1}^3 b_{\psi i} (c_{ijkmnopqz}^*)^{\psi} + \sum_{\phi=1}^2 b_{\phi io} (a_{ijkmnopqz}^*)^{\phi} + LMRJ_{iqop} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau imno} x_{\tau} + e_{ijkmnopqz}. \quad (5.31)$$

Die Bildung der Subgruppen zur Schätzung der Abhängigkeit vom Laktationsstadium wird hier ohne die Berücksichtigung der Zwischenkalbezeit durchgeführt. Diese Folgerung aus der Untersuchung des Trächtigkeitseinflusses in Abschnitt 5.5 führt zu einer wesentlichen Erhöhung der Anzahl Laktationen in den einzelnen Subgruppen in Modell 5.31 und zu neuen Freiräumen für zusätzlich zu berücksichtigende Einflüsse im Zusammenhang mit dem Laktationsstadium.

Die Untersuchungen zum Einfluss des Laktationsstadiums bestehen aus Auswertungen mit fixen Modellen und werden abgeschlossen durch die Betrachtung der Auswirkungen auf die Genauigkeit der Zuchtwerte in einem gemischten Modell.

5.6.1 Einteilung der Subgruppen zur Schätzung des Einflusses des Laktationsstadiums

Zwei unterschiedliche Vorgehensweisen bei der Subgruppenbildung werden im Folgenden angewendet:

1. Untersuchung der einzelnen Variablen, die zur Subgruppenbildung herangezogen werden, auf ihren Einfluss auf den MSE des fixen Auswertungsmodells.
2. Ausgehend von einer relativ groben Einteilung der Subgruppen werden einzelne Effektstufen bei der Subgruppenbildung verfeinert. Die Auswirkungen auf die Modellanpassung werden mit Hilfe des MSE aus fixen Auswertungsmodellen untersucht.

Bei der Untersuchung der Abhängigkeit vom Laktationsstadium werden folgende Variablen bei der Subgruppenbildung berücksichtigt: Laktation, Kalbealter, Kalbesaison und Region. Zusätzlich wird das Kalbejahr aufgrund einer vermuteten Wechselwirkung mit den Kalbesaisons in die Subgruppenbildung einbezogen. Da im Ausgangsmodell sehr schwach besetzte Subgruppen vermieden werden sollen, wird die Einteilung der Kalbesaisons und des Kalbealters breiter angelegt als in den Auswertungsmodellen der vorherigen Abschnitte. Folgende Grenzen werden bei der Einteilung der Kalbesaisons und der Kalbealterklassen im Vergleich zu den vorhergehenden Abschnitten neu festgelegt:

- Zwei Kalbesaisons, welche die Monate April bis September bzw. Oktober bis März umfassen und eine gewisse Abgrenzung der Winterfuttermonate zu den Sommerfuttermonaten darstellen (identisch für Datensatz BV01 und FV01);
- die Kalbealterklassen wurden nach den in Tabelle 5.29 dargestellten Grenzen innerhalb der Laktationen gebildet.

Tabelle 5.29: Kalbealtergrenzen für die Einteilung der Laktationen in die Subklassen zur Korrektur des Laktationsstadiums bei den Datensätzen BV01 und FV01 der Rassen Braunvieh und Fleckvieh.

	Braunvieh			Fleckvieh		
	1. Lakt.	2. Lakt.	3. Lakt.	1. Lakt.	2. Lakt.	3. Lakt.
Kalbealterklasse 1	< 30 Mo.	< 43 Mo.	< 55 Mo.	< 29 Mo.	< 42 Mo.	< 54 Mo.
Kalbealterklasse 2	30-33 Mo.	43-47 Mo.	55-59 Mo.	29-32 Mo.	42-46 Mo.	54-58 Mo.
Kalbealterklasse 3	> 33 Mo.	> 47 Mo.	> 59 Mo.	> 32 Mo.	> 46 Mo.	> 58 Mo.

Die Kalbealterklassen wurden so eingeteilt, dass bei einer Verfeinerung der Einteilung der Effektstufen genestete Modelle vorliegen und entsprechende F-Tests auf MSE-Reduktion zwischen reduzierten und vollständigen Modellen durchgeführt werden können. Bei den Effekten Laktation, Region und Kalbejahr wurden die Einteilungen, die in den vorherigen Abschnitten verwendet wurden, auch für die Auswertungen dieses Abschnitts herangezogen. Das Ausgangsmodell für die MSE-Auswertungen zur Subgruppeneinteilung lautet demnach

$$y_{ijkmnopqz} = HK_{jk} + \sum_{\psi=1}^3 b_{\psi i}(c_{ijkmnopqz}^*)^{\psi} + \sum_{\phi=1}^2 b_{\phi io}(a_{ijkmnopqz}^*)^{\phi} + LMRJ_{iqop} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau imnop}x_{\tau} + e_{ijkmnopqz}, \quad (5.32)$$

wobei b_{1innop} , b_{2innop} , b_{3innop} und b_{4innop} die vier partiellen Regressionskoeffizienten innerhalb der Subgruppe *innop* darstellen. Die Subgruppe wird mit Hilfe der Laktation i ($i=1,2,3$), Kalbealterklasse m ($m=1,2,3$), Kalbesaison n ($n=1,2$), Region o ($o=1,2$) und dem Kalbejahr p ($p=1,\dots,8$) gebildet. Insgesamt werden die Laktationen in Modell 5.32 in 288 Subgruppen eingeteilt, in denen jeweils vier Regressionskoeffizienten zur Korrektur des Laktationsstadiums geschätzt werden.

5.6.2 Auswirkung der Subgruppeneinteilung auf den MSE von fixen Modellen

5.6.2.1 Prüfung der Effekte bei der Subgruppenbildung

Zur Prüfung des Einflusses der einzelnen bei der Subgruppenbildung berücksichtigten Effekte auf den MSE innerhalb von fixen Modellen werden verschiedene Varianten von Modell 5.32 verwendet. In diesen Modellvarianten wird jeweils einer der Effekte bei der Subgruppenbildung nicht berücksichtigt. Daraus ergeben sich fünf im Vergleich zu Modell 5.32 reduzierte Modellvarianten. In Tabelle 5.30 sind die Kennzahlen zu den F-Tests auf MSE-Veränderung zwischen den reduzierten Modellen und dem vollständigen Modell 5.32 dargestellt.

Alle durchgeführten F-Tests auf MSE-Reduktion weisen eine hochsignifikante Reduktion des MSE aus. Die Bewertung der Bedeutung einzelner Effekte kann anhand der Höhe der F-Werte aus den F-Tests auf MSE-Reduktion erfolgen.

Die Schätzung von separaten Laktationsverläufen für die drei Paritäten hat den Ergebnissen aus Tabelle 5.30 zufolge den größten Einfluss auf die Anpassung des Modells. Die Reduktion der MSEs ist hier unabhängig vom untersuchten Merkmal in beiden Datensätzen am stärksten (F-Werte von 92.3 bis 183.5).

Als zweitgrößter Einfluss auf die Schätzung der Abhängigkeit vom Laktationsstadium stellt sich die Kalbesaison heraus. Sie führt bei beiden Rassen im Merkmal Milchmenge zu einer Reduktion des MSE mit einem F-Wert von größer 10 und zeigt einen ähnlichen Einfluss bei der Proteinmenge des Datensatzes FV01.

Wie bei der Kalbesaison, so zeigen auch die F-Tests bei Nichtberücksichtigung der Region bei der Subgruppenbildung generell höhere F-Werte bei den Auswertungen der Fleckviehdaten. Hier fällt vor allem der relativ hohe F-Wert für die Proteinmenge auf.

Die Reduktion des MSE durch die Aufnahme der drei Kalbealterklassen ist mit einem F-Wert von 5.1 bis 5.7 bei den ausgewerteten Merkmalen über die zwei Datensätze hinweg einheitlich. Bei den Untersuchungen am Datenmaterial der Rasse Fleckvieh ist der Einfluss des Kalbealters bei allen drei Merkmalen niedriger als der Einfluss der Kalbesaison und Region. Bei den Braunviehdaten der Auswertung ist der Einfluss des Kalbealters auf den Laktationsverlauf der Merkmale Milch- und Fettmenge etwas größer als der hier nur relativ kleine Einfluss der Region.

Das bei der Subgruppenbildung zusätzlich aufgenommene Kalbejahr hat den kleinsten Einfluss auf den MSE der fixen Auswertungsmodelle. Mit einem F-Wert zwischen 3.3 und 5.1 führt es bei den untersuchten Merkmalen der Rasse Braunvieh zu einer ähnlich hohen Reduktion wie der Effekt Region. Wie

Tabelle 5.30: Überblick über den Test auf MSE-Reduktion zwischen dem vollständigen Modell mit Berücksichtigung aller Effekte bei der Subgruppenbildung (Modell 5.32, MSE_{voll}) und den reduzierten Modellvarianten mit einer Nichtberücksichtigung einzelner Effekte bei der Subgruppenbildung; (F – Wert bei den Tests > 1.1 entspricht $\alpha < 0.01$).

	Braunvieh (kg)			Fleckvieh (kg)		
	Milch	Fett	Protein	Milch	Fett	Protein
MSE_{voll} (kg^2)	10.5080	0.02318	0.01196	10.7330	0.02430	0.01159
Nichtberücksichtigung: Laktation ($\Delta FG_{\text{Rest}} = 768$)						
MSE_{red} (kg^2)	10.9232	0.02395	0.01251	11.0814	0.02491	0.01200
F-Wert	108.3	92.3	123.3	171.6	134.2	183.5
Nichtberücksichtigung: Kalbealter ($\Delta FG_{\text{Rest}} = 768$)						
MSE_{red} (kg^2)	10.5232	0.02321	0.01198	10.7410	0.02432	0.01160
F-Wert	5.1	5.6	5.3	5.1	5.7	5.6
Nichtberücksichtigung: Kalbesaison ($\Delta FG_{\text{Rest}} = 576$)						
MSE_{red} (kg^2)	10.5336	0.02320	0.01198	10.7504	0.02433	0.01161
F-Wert	10.1	5.6	6.8	12.7	9.3	11.4
Nichtberücksichtigung: Region ($\Delta FG_{\text{Rest}} = 576$)						
MSE_{red} (kg^2)	10.5149	0.02319	0.01198	10.7430	0.02433	0.01162
F-Wert	3.5	3.2	5.0	7.8	9.6	17.6
Nichtberücksichtigung: Kalbejahr ($\Delta FG_{\text{Rest}} = 1008$)						
MSE_{red} (kg^2)	10.5197	0.02320	0.01198	10.7410	0.02432	0.01160
F-Wert	3.4	3.3	4.4	4.1	4.2	5.1

schon bei der Region spielt auch das Kalbejahr beim Merkmal Proteinmenge der Rasse Fleckvieh eine etwas größere Rolle als bei den übrigen untersuchten Merkmalen.

Aufgrund der ausschließlich hochsignifikanten F-Tests zu den einzelnen Effekten bei der Subgruppenbildung werden die Effekte Kalbealter, Kalbesaison, Region, Kalbejahr und Laktation auch zu den folgenden Untersuchungen bezüglich der Verfeinerung von Effektklassen verwendet.

5.6.2.2 Verfeinerung der Einteilung der Subgruppen

Kalbesaisons und Kalbealterklassen

Alternativ zur vollständigen Entfernung von Effekten bei der Bildung der Subgruppen zur Korrektur des Laktationsstadiums wird die Auswirkung einer Verfeinerung der Effekte Kalbesaison und Kalbealter auf den MSE des fixen Auswertungsmodells untersucht. Die Effekte Kalbejahr und Laktation werden bereits in ihrer feinsten Einteilung bei der Subgruppenbildung berücksichtigt, die Einteilung der Region wird separat für die Rasse Fleckvieh weiter unten behandelt.

Die Kalbesaisons werden in zwei verschiedenen Stufen verfeinert. In der Modellvariante 5.33, die von Modell 5.32 abgeleitet ist, werden die sechs Monate umspannenden Saisons jeweils zweigeteilt, was zu insgesamt vier Dreimonats-Saisons bei der Subgruppenbildung führt. In einer zweiten Modellvariante 5.34 werden Zweimonats-Saisons durch Dreiteilung der Saisons aus Modell 5.32 bei der Einteilung der Subgruppen berücksichtigt. Die Verfeinerung der Kalbealtersklassen erfolgt in nur einem Schritt, durch die Teilung der drei Klassen in jeweils zwei Klassen, was zu insgesamt sechs Kalbealtersklassen führt.

Die durch die Verfeinerung der Effekte zur Subgruppenbildung möglichen Modellvarianten sind:

$$\sum_{\tau=1}^4 b_{\tau immop} x_{\tau} \quad : \quad \text{Subgruppenbildung mit 4 Kalbesaisons und 3 Kalbealtersklassen} \quad (5.33)$$

$$\text{Subgruppenbildung mit 6 Kalbesaisons und 3 Kalbealtersklassen} \quad (5.34)$$

$$\text{Subgruppenbildung mit 2 Kalbesaisons und 6 Kalbealtersklassen} \quad (5.35)$$

$$\text{Subgruppenbildung mit 4 Kalbesaisons und 6 Kalbealtersklassen} \quad (5.36)$$

$$\text{Subgruppenbildung mit 6 Kalbesaisons und 6 Kalbealtersklassen} \quad (5.37)$$

Die Anzahl der gebildeten Subgruppen und statistische Kennzahlen zur Besetzung der Subgruppen mit Laktationen sind in Tabelle 5.31 zusammengefasst. Die gebildeten Subgruppen beim Datenmaterial der Rasse Fleckvieh sind über den gesamten Zeitraum von acht Kalbejahren besetzt. Da der Datenschnitt beim Datenmaterial der Rasse Braunvieh nicht am Ende des letzten Kalbejahres erfolgte, sind hier einige Subgruppen dieses Kalbejahres nicht oder nur sehr schwach mit Kalbungen besetzt. Bei der Auswertung mit drei Kalbealtersklassen und sechs Kalbesaisons (Modell 5.34) kommt es daher zu fünf Subgruppen mit unter zehn Laktationen. Werden diese fünf Subgruppen nicht berücksichtigt, dann liegt das Minimum der Anzahl Laktationen je Subgruppe bei 49. Eine ähnliche Problematik liegt bei der Auswertung mit sechs Kalbealtersklassen und sechs Kalbesaisons vor. Hier liegen acht Subgruppen des letzten Kalbejahres vor, mit weniger als zehn Laktationen, und das Minimum bei Nichtberücksichtigung dieser Subgruppen liegt bei 15 Laktationen.

Die Subgruppen bei den Fleckviehdaten sind aufgrund der größeren Datenmenge und der weiter gefassten Regionen besser belegt als die Subgruppen bei den Braunviehdaten. Subgruppen mit Kontrolltagsdaten aus weniger als 30 Laktationen kommen hier erst bei einer maximalen Verfeinerung der Subgruppen vor.

In Tabelle 5.32 sind die durchgeführten F-Tests auf Reduktion der MSEs aus den Modellvarianten mit verfeinerten Kalbesaisons und Kalbealtersklassen zu sehen. Alle durchgeführten Veränderungen der Einteilung von Kalbemonaten und Kalbealtersklassen führen zu einer hochsignifikanten Reduktion des MSE. Die Beurteilung der einzelnen Veränderungsschritte muss unter Einbeziehung der in Tabelle 5.31 aufgeführten Belegung der Subgruppen mit Laktationen durchgeführt werden.

Die stabile Schätzung einer Regression über den Laktationszeitraum von 325 Tagen erfordert eine Mindestanzahl an Laktationen bzw. Kontrolltagsbeobachtungen über diesen Zeitraum. Eine zu geringe Anzahl an Beobachtungen in einer Subgruppe kann zu sehr untypischen Laktationsverläufen führen, die

Tabelle 5.31: Besetzung der Subgruppen bei Variation der Einteilung der Kalbesaisons (S) und Kalbealtersklassen (A) bei der Subgruppenbildung zur Schätzung der Abhängigkeit der Milchleistung vom Laktationsstadium ausgehend von Modell 5.32.

n Klassen (Modell)	Braunvieh				Fleckvieh			
	Subgruppen Anzahl	Lakt./Subgruppe $\bar{\emptyset}$	min	max	Subgruppen Anzahl	Lakt./Subgruppe $\bar{\emptyset}$	min	max
2 S u. 3 A (Modell 5.32)	288	1 002	170	2 299	288	1 984	473	5 698
4 S u. 3 A (Modell 5.33)	558	517	24	1 407	576	992	212	3 513
6 S u. 3 A (Modell 5.34)	845	342	1	978	864	661	112	2 478
2 S u. 6 A (Modell 5.35)	576	501	55	1 285	576	991	75	3 283
4 S u. 6 A (Modell 5.36)	1 116	259	12	788	1 152	496	32	176
6 S u. 6 A (Modell 5.37)	1 688	171	1	535	1 728	331	2	1 322

sich bei hinzukommenden, neuen Daten in aufeinander folgenden Zuchtwertschätzungen stark verändern können. Da der Zuchtwert ein Teil der Abweichung der Beobachtungswerte vom geschätzten Laktationsverlauf ist, kann es dadurch auch zu Ungenauigkeiten bei den geschätzten Zuchtwerten von Tieren in solchen Subzellen kommen. Die Besetzung von Subzellen mit weniger als 10 Laktationen wird bei der Aufstellung zu den gerechneten Modellen in Tabelle 5.31 als kritisch beurteilt. Im Datenmaterial der Rasse Braunvieh kommt es aufgrund der schwächer besetzten Wirtschaftsregionen früher als beim Datenmaterial der Rasse Fleckvieh zu der Problematik von schlecht besetzten Subgruppen.

Bei der Betrachtung der fünf durchgeführten F-Tests in Tabelle 5.32 zeigen sich die höchsten F-Werte für die Verfeinerung der Kalbesaisons von zwei auf vier Klassen (bei 3 Kalbealtersklassen). In Verbindung mit den Ergebnissen des vorangegangenen Abschnitts zu den Einzeleffekten bei der Subgruppenbildung unterstreicht dies die größere Bedeutung der Saisons für die Schätzung der Abhängigkeit der Milchleistungsmerkmale vom Laktationsstadium im Vergleich zu den Kalbealtersklassen. Der zweite F-Test in Tabelle 5.32 für die Aufgliederung von zwei Saisons auf sechs Saisons fällt ebenfalls hochsignifikant aus. Der F-Wert sinkt jedoch im Vergleich zum ersten Schritt ab, was auf eine weniger große Verbesserung der Anpassung des Modells bei der Verfeinerung der vier auf sechs Saisons hinweist.

Geht man von Modell 5.33 mit vier Kalbesaisons und drei Kalbealtersklassen zur Subgruppenbildung aus und verfeinert man die Kalbealtersklassen auf sechs Klassen, dann ist die absolute Reduktion des MSE höher als bei einer Verfeinerung von vier auf sechs Saisons. Hierbei muss jedoch beachtet werden, dass auch die Anzahl der durch das Modell verbrauchten Freiheitsgrade bei einer Verfeinerung der Kalbealtersklassen stärker ansteigt.

Wirtschaftsregion

Das herangezogene Datenmaterial der Rasse Braunvieh stammt aus zwei landwirtschaftlichen Erzeugungsgebieten. Die Einteilung dieser Erzeugungsgebiete wurde zur Einteilung der zwei Regionen für

Tabelle 5.32: Test auf MSE-Reduktion zwischen den Modellvarianten mit verfeinerter Einteilung der Kalbesaisons (S) und Kalbealterklassen (A) bei der Subgruppeneinteilung zur Schätzung des Einflusses des Laktationsstadiums in Modell 5.32. (F-Wert der Signifikanzgrenze $\alpha < 0.01$ bei den Tests zwischen 1.04 und 1.07)

$MSE_{(\text{Modell})}(kg)^2$	Braunvieh (kg)			Fleckvieh (kg)		
	Milch	Fett	Protein	Milch	Fett	Protein
$MSE_{(\text{Modell } 5.32), 2S \text{ u. } 3A}$	10.5080	0.02318	0.01196	10.7330	0.02430	0.01159
$MSE_{(\text{Modell } 5.33), 4S \text{ u. } 3A}$	10.4941	0.02315	0.01195	10.7216	0.02428	0.01158
$MSE_{(\text{Modell } 5.34), 6S \text{ u. } 3A}$	10.4850	0.02314	0.01194	10.7165	0.02427	0.01158
$MSE_{(\text{Modell } 5.35), 2S \text{ u. } 6A}$	10.4977	0.02316	0.01195	10.7266	0.02429	0.01159
$MSE_{(\text{Modell } 5.36), 4S \text{ u. } 6A}$	10.4751	0.02312	0.01193	10.7102	0.02426	0.01157
$MSE_{(\text{Modell } 5.37), 6S \text{ u. } 6A}$	10.4591	0.02309	0.01191	10.7010	0.02424	0.01156
F-Test Verfeinerung der Saisons						
$MSE_{(\text{Modell } 5.33), 4S \text{ u. } 3A} \Leftrightarrow MSE_{(\text{Modell } 5.32), 2S \text{ u. } 3A}$						
ΔFG_{Rest}	1 080	1 080	1 080	1 152	1 152	1 152
F-Wert	3.7	2.9	3.1	4.8	3.9	4.3
$MSE_{(\text{Modell } 5.34), 6S \text{ u. } 3A} \Leftrightarrow MSE_{(\text{Modell } 5.32), 2S \text{ u. } 3A}$						
ΔFG_{Rest}	2 222	2 222	2 222	2 304	2 304	2 304
F-Wert	3.1	2.6	2.9	3.8	3.2	3.5
F-Test Verfeinerung der Kalbealterklassen						
$MSE_{(\text{Modell } 5.35), 2S \text{ u. } 6A} \Leftrightarrow MSE_{(\text{Modell } 5.32), 2S \text{ u. } 3A}$						
ΔFG_{Rest}	1 152	1 152	1 152	1 152	1 152	1 152
F-Wert	2.9	2.6	2.9	3.1	2.9	3.1
$MSE_{(\text{Modell } 5.36), 4S \text{ u. } 6A} \Leftrightarrow MSE_{(\text{Modell } 5.33), 4S \text{ u. } 3A}$						
ΔFG_{Rest}	2 232	2 232	2 232	2 304	2 304	2 304
F-Wert	2.8	2.6	2.8	2.9	2.7	2.9
$MSE_{(\text{Modell } 5.37), 6S \text{ u. } 6A} \Leftrightarrow MSE_{(\text{Modell } 5.34), 6S \text{ u. } 3A}$						
ΔFG_{Rest}	3 362	3 362	3 362	3 456	3 456	3 456
F-Wert	2.6	2.5	2.6	2.7	2.6	2.7

die bisherigen Auswertungen übernommen. Die Fleckviehdaten umfassen Herden aus insgesamt fünf verschiedenen Erzeugungsgebieten, die in den bisherigen Auswertungen zu zwei Regionen zusammengefasst wurden. Bei der Rasse Fleckvieh ergibt sich somit zusätzlich zu den Verfeinerungen der Kalbesaisons und der Kalbealterklassen die Möglichkeit der Verfeinerung der Regionseinteilung auf Basis der landwirtschaftlichen Erzeugungsgebiete zur Subgruppenbildung.

Ausgehend von Modell 5.32 (S. 123) wird deshalb die Auswirkung der Verfeinerung der Regionseinteilung von zwei auf fünf Regionen auf den MSE geprüft. Anstatt der 288 verschiedenen Subgruppen in Modell 5.32 ergeben sich für die erweiterte Variante insgesamt 720 Subgruppen, innerhalb derer die

partiellen Regressionen zur Korrektur des Laktationsstadiums geschätzt werden. Die Subgruppen sind dabei mit durchschnittlich 6 318 (min. 447) Beobachtungen bzw. 794 (min. 58) Laktationen belegt.

Der MSE reduziert sich durch die Verfeinerung der zwei Regionen in allen drei untersuchten Merkmalen hochsignifikant (Tabelle 5.33). Die F-Werte der MSE-Reduktion sind im Vergleich zu den F-Werten in Tabelle 5.32, die auf den Verfeinerungen der Kalbesaison- bzw. Kalbealtersklasseneinteilung beruhen, relativ niedrig. Es kann demnach durch die Aufspaltung der zwei in fünf Regionen nur eine relativ geringe Verbesserung der Anpassung des Auswertungsmodells erreicht werden.

Tabelle 5.33: Überblick über den Test auf MSE-Reduktion (Datenmaterial FV01) zwischen dem Modell mit fünf Erzeugungsgebieten (MSE_{voll}) und dem Modell 5.32 mit zusammengefassten Regionen (MSE_{red}) bei der Subgruppenbildung zur Korrektur des Laktationsstadiums; (F – Wert > 1.06 entspricht $\alpha < 0.01$).

	Milch	Fett	Protein
MSE_{voll} (kg^2)	10.7253	0.02428	0.01158
MSE_{red} (kg^2)	10.7330	0.02430	0.01159
ΔFG_{Rest}	1 728	1 728	1 728
F-Wert	2.72	2.70	2.77

5.6.2.3 Subgruppeneinteilung für das Endmodell

Die bei der Prüfung der zur Subgruppenbildung verwendeten Effekte erzielten Ergebnisse in Abschnitt 5.6.2.1 sprechen für die Einbeziehung der Laktation, des Kalbealters, der Kalbesaison, der Region und des Kalbejahres bei der Subgruppendefinition. Die Einbeziehung der einzelnen Effekte hat in den meisten Fällen einen stärker reduzierenden Einfluss mit höheren F-Werten auf den MSE als die Verfeinerung der Kalbesaisons, Kalbealtersklassen und Regionen in Abschnitt 5.6.2.2.

Die Verfeinerungen der Kalbesaisons bis hin zu sechs Zweimonatsklassen und der Kalbealtersklassen zu sechs Klassen führt zu einer signifikanten Reduktion des MSE, die mit ansteigendem Grad der Verfeinerung abnimmt. Die alleinige Betrachtung des MSE reicht jedoch nicht zur Entscheidungsfindung für die Einteilung der Subgruppen im Endmodell aus. In Zuchtwertschätzverfahren muss zusätzlich die Robustheit der verwendeten Modelle mit in die Entscheidung einbezogen werden. Die Schätzung der Regressionen für die Korrektur des Laktationsstadiums kann in sehr fein eingeteilten Subgruppen erfolgen, was zu einer guten Anpassung des Modells, aber auch zu unsicher geschätzten Regressionskoeffizienten führen kann. Einzelne Laktationen mit untypischem Laktationsverlauf können in nur schwach besetzten Subzellen zu einer verzerrten Korrektur des Laktationsstadiums für die Kontrolltagsbeobachtungen innerhalb der betroffenen Subzellen führen und folglich auch den Zuchtwert beeinflussen. Zusätzlich können hinzukommende Informationen in aufeinander folgenden Zuchtwertschätzungen in schwach besetzten Subzellen leicht zu starken Veränderungen der Korrektur des Laktationsstadiums führen, was ebenfalls zu Schwankungen von Zuchtwerten führen kann.

Aufgrund der genannten Probleme bei zu schwach besetzten Subzellen erscheint die Einteilung der Subgruppen mit Hilfe von vier Kalbesaisons und sechs Kalbealtersklassen als angepasst für die untersuchten Datensätze. Eine weitere Aufspaltung der Regionen beim Fleckviehdatsatz erscheint aufgrund der diskutierten Probleme und der nur relativ geringen Reduktion des MSE als nicht angemessen.

Das resultierende Endmodell aus den Untersuchungen zur Modellentwicklung lautet nach Einbeziehung des additiv genetischen Effekts und des permanenten Umwelteffekts:

$$y_{ijkmnopqyz} = HK_{jk} + \sum_{\psi=1}^3 b_{\psi i}(c_{ijkmnopqyz}^*)^{\psi} + \sum_{\phi=1}^2 b_{\phi io}(a_{ijkmnopqyz}^*)^{\phi} + LMRJ_{iqop} + \sum_{\tau=1}^4 b_{\tau imnop}x_{\tau} + T_{yi} + P_{yi} + e_{ijkmnopqyz}, \quad (5.38)$$

wobei die vier Regressionskoeffizienten zur Korrektur des Laktationsstadiums innerhalb der Subgruppen *LASRJ* geschätzt werden, die mit Hilfe der Kalbealtersklassen m ($m=1, \dots, 6$), Kalbesaisons n ($n=1, \dots, 4$), Regionen o ($o=1, 2$) und Kalbejahre p ($p=1, \dots, 8$) innerhalb der Laktationen i ($i=1, 2, 3$) eingeteilt werden.

Die durchschnittliche Anzahl der Laktationen in den Subgruppen *LASRJ* des Endmodells entspricht den in Tabelle 5.31 dargestellten Zahlen für das Modell 5.36. Die 1 152 Subgruppen des untersuchten Fleckviehdatsatzes waren demnach mit durchschnittlich 496 Laktationen belegt und das Minimum lag bei 32 Laktationen in einer Subgruppe. Die 1 116 Subgruppen des Braunviehdatsatzes umfassten im Endmodell aufgrund der kleineren Datenmenge und der kleiner gefassten Regionen nur durchschnittlich 259 Laktationen. Das Minimum lag hier bei 12 Laktationen in einer Subgruppe. Der Grund für diese relativ schwach besetzte Subgruppe war die letzte nicht vollständig im Datenmaterial vorhandene Kalbejahr-Saison. Sieht man von dieser einzelnen Subgruppe ab, dann lag das Minimum bei 25 Laktationen.

5.7 BLU-Schätzwerte für das Endmodell

In den bisherigen Abschnitten wurden die in einem Testtagsmodell berücksichtigten Einflussfaktoren vorwiegend in Zusammenhang mit ihrem Einfluss auf die Modellanpassung bzw. auf die Genauigkeit der Zuchtwerte betrachtet; die Darstellung von Schätzwerten erfolgte nur bei den Untersuchungen zum Einfluss der Trächtigkeitsdauer auf die tägliche Milchleistung.

Zu den Untersuchungen der in einem Testtagsmodell berücksichtigten Umweltfaktoren werden innerhalb dieses Unterkapitels exemplarisch einige BLU-Schätzwerte des im letzten Abschnitt gewählten Endmodells für die beiden Datensätze BV01 und FV01 dargestellt. Die Berechnungen der BLU-Schätzwerte für die einzelnen Effekte wurde mit dem gemischten Modell 5.38 aus Abschnitt 5.6.2.3 für die drei Merkmale tägliche Milch-, Fett- und Proteinmenge durchgeführt.

In diesem Modell wird der Einfluss der Trächtigkeit, des Kalbealters und des Laktationsstadiums mit partiellen Regressionen korrigiert. Für den Fleckviehdatsatz FV01 ergeben sich für die Korrektur des Laktationsstadiums hierbei insgesamt 1 152 Subgruppen; bei den Braunviehdaten sind es aufgrund des früheren Datenschnitts 1 116 Subgruppen. Die Besetzung der Subgruppen mit Laktationen entspricht den in Tabelle 5.31 (S. 127) für das Modell 5.36 und die Datensätze BV01 und FV01 angegebenen Werten.

Die Schätzwerte für die Regressionskoeffizienten zur Korrektur des Kalbealters und die Schätzwerte für die Interaktion *LMRJ* stehen im direkten Zusammenhang zu den Schätzwerten für die Regressionskoeffizienten, die den Einfluss des Laktationsstadiums korrigieren und innerhalb der Subgruppen *LASRJ* geschätzt werden. Auf die Darstellung von einzelnen BLU-Schätzwerten für diese Effekte wird daher verzichtet. Da die innerhalb der Subgruppen geschätzten Regressionskoeffizienten wenig anschaulich sind und die Zusammenhänge mit den übrigen Effekten im Modell gleichzeitig betrachtet werden müssen, werden im Folgenden für einige Subgruppen die Erwartungswerte der täglichen Milch-, Fett- und Proteinmenge über den Laktationsverlauf (5. bis 325. Laktationstag) dargestellt.

Zur Berechnung der Erwartungswerte der Beobachtungswerte einer Laktation wird in Übereinstimmung zu den Darstellungen von Erwartungswerten im Abschnitt 5.5 (S. 105, S. 110 und S. 117) für den Effekt des Herdenkontrolltages der Durchschnittswert aller Herdenkontrolltagsschätzwerte verwendet.

Trächtigkeitstag

Die BLU-Schätzwerte der partiellen Regressionen auf den Trächtigkeitstag aus Modell 5.38 können unabhängig vom Laktationsstadium betrachtet werden, da der Trächtigkeitstag bei der Bildung der oben beschriebenen Subgruppen nicht berücksichtigt wird.

Der Verlauf des Trächtigkeitseinflusses über die ersten 270 Trächtigkeitstage (Merkmal Milchmenge), der mit den geschätzten Regressionskoeffizienten aus dem Modell 5.38 für die drei Laktationen berechnet wurde, ist den in Abbildung 5.5 (S. 111) dargestellten Verläufen sehr ähnlich. Auf eine graphische Darstellung wird daher an dieser Stelle verzichtet.

In Tabelle 5.34 ist die Reduktion der Milch-, Fett- und Proteinmenge innerhalb der ersten 270 Trächtigkeitstage aufgeführt, die mit den Schätzwerten der Regressionskoeffizienten aus dem Modell 5.38 berechnet wurde.

Tabelle 5.34: Durchschnittliche Reduktion der täglichen Milch-, Fett- und Proteinleistung (kg) in den ersten vier und darauffolgenden Trächtigungsmonaten, basierend auf den BLU-Schätzwerten aus dem Modell 5.38 und den Datensätzen BV01 und FV01.

	Braunvieh			Fleckvieh		
	1. Lakt.	2. Lakt.	3. Lakt.	1. Lakt.	2. Lakt.	3. Lakt.
Milchmenge (kg)						
Monat 1-4	-0.082	0.079	0.091	0.020	0.166	0.153
Monat 5	-0.213	-0.155	-0.142	-0.026	0.085	0.097
Monat 6	-0.595	-0.706	-0.754	-0.414	-0.436	-0.449
Monat 7	-1.325	-1.661	-1.829	-1.183	-1.405	-1.494
Monat 8	-2.508	-3.119	-3.485	-2.443	-2.939	-3.173
Monat 9	-4.248	-5.180	-5.839	-4.306	-5.155	-5.621
\sum_1^{270} Trächtigkeitstag	-276.5	-315.2	-350.5	-248.7	-275.6	-300.9
Fettmenge (kg)						
Monat 1-4	-0.0049	0.0013	0.0010	-0.0004	0.0046	0.0036
Monat 5	-0.0073	-0.0024	-0.0018	0.0035	0.0099	0.0109
Monat 6	-0.0162	-0.0179	-0.0193	-0.0044	-0.0027	-0.0024
Monat 7	-0.0346	-0.0469	-0.0533	-0.0237	-0.0313	-0.0340
Monat 8	-0.0658	-0.0933	-0.1087	-0.0584	-0.0805	-0.0897
Monat 9	-0.1131	-0.1609	-0.1901	-0.1122	-0.1552	-0.1752
\sum_1^{270} Trächtigkeitstag	-7.697	-9.491	-11.081	-5.911	-7.238	-8.274
Proteinmenge (kg)						
Monat 1-4	-0.0017	0.0020	0.0025	0.0012	0.0039	0.0033
Monat 5	-0.0124	-0.0094	-0.0084	-0.0052	-0.0011	-0.0008
Monat 6	-0.0290	-0.0299	-0.0301	-0.0204	-0.0191	-0.0192
Monat 7	-0.0565	-0.0639	-0.0667	-0.0472	-0.0516	-0.0535
Monat 8	-0.0977	-0.1144	-0.1219	-0.0886	-0.1023	-0.1079
Monat 9	-0.1553	-0.1845	-0.1991	-0.1474	-0.1750	-0.1867
\sum_1^{270} Trächtigkeitstag	-10.730	-11.817	-12.487	-9.122	-10.001	-10.649

Bei allen drei betrachteten Merkmalen steigt der Einfluss der Trächtigkeit mit der Parität der Kühe an. In den ersten vier Trächtigungsmonaten ist nur ein sehr schwacher Einfluss der Trächtigkeit auf die Leistungsbeobachtungen vorhanden. Bei den untersuchten Leistungsdaten wurde in beiden Datensätzen zum Teil ein leichter Anstieg innerhalb der ersten vier Trächtigungsmonate beobachtet. Die Fettmenge ist bei den untersuchten Fleckviehdaten auch im fünften Trächtigungsmonat noch nicht von der vorlie-

genden Trächtigkeit beeinflusst, was auch für die Milchmenge der zweiten und dritten Laktation gilt.

Im Allgemeinen kann ein früherer und stärkerer Einfluss der Trächtigkeit auf die täglichen Leistungsmerkmale bei den Braunviehkühen beobachtet werden. Dies ist auch aus der dargestellten Summe des Einflusses über 270 Trächtigkeitstage zu ersehen. Bei den Braunviehkühen kommt es zu einer um bis zu 16.5, 34.9 bzw. 18.2 Prozent höheren Reduktion der Milch-, Fett- und Proteinleistung in Abhängigkeit der betrachteten Laktation.

Laktation, Laktationsstadium

Zur Darstellung der Erwartungswerte für die Laktationstage 5 bis 325 für die erste, zweite und dritte Laktation wurden die Erwartungswerte für jeweils eine Kuh aus jeder der 1 152 Subgruppen des Fleckviehdatensatzes mit Hilfe der BLU-Schätzwerte aus Modell 5.38 berechnet. In Abbildung 5.10 sind die gemittelten Erwartungswerte über die 384 Subgruppen bzw. Kühe innerhalb der drei Laktationen für die Merkmale Milch-, Fett- und Proteinmenge dargestellt. Die Erwartungswerte innerhalb der einzelnen Subgruppen sind dabei nicht mit der Anzahl Laktationen innerhalb der jeweiligen Subgruppen gewichtet. Zudem wurde bei den einzelnen Kühen kein Trächtigkeitseinfluss berücksichtigt.

Bei allen drei Leistungsmerkmalen kann eine höhere Persistenz in der ersten Laktation beobachtet werden. Die erwartete Leistung der erstlaktierenden Kühe übersteigt im Durchschnitt diejenige von Kühen höherer Parität zwischen dem 225. und 245. Laktationstag. Die Erwartungswerte der zweiten und dritten Laktation haben einen relativ ähnlichen Verlauf, wobei in der zweiten Laktation eine etwas höhere Persistenz im Vergleich zur dritten Laktation zu beobachten ist.

Kalbealter

In Abbildung 5.11 sind die durchschnittlichen Erwartungswerte für erstlaktierende Fleckviehkühe mit unterschiedlichem Erstkalbealter für die Region "Alpen und Alpenvorland" dargestellt. Zur Berechnung dieser Durchschnittswerte wurden die Erwartungswerte für jeweils eine Kuh innerhalb der Subgruppen mit Hilfe der BLU-Schätzwerte aus Modell 5.38 berechnet und dann unabhängig von der Anzahl Laktationen innerhalb der Subgruppen mit gleicher Kalbealterklasse gemittelt. Bei den dargestellten Erwartungswerten der ersten Laktation innerhalb der Region "Alpen und Alpenvorland" zeigt das Kalbealter einen relativ konstanten Einfluss auf die Milchleistung innerhalb der einzelnen Laktationsabschnitte.

Kalbejahr, -monat und Region

Für die in Abbildung 5.12 dargestellten Beispiele von durchschnittlichen Erwartungswerten der Einflussfaktoren Region, Kalbejahr und Kalbemonat über den Laktationsverlauf wurden die BLU-Schätzwerte aus dem Modell 5.38 herangezogen, die mit dem Braunviehdatensatz geschätzt wurden. Bei den

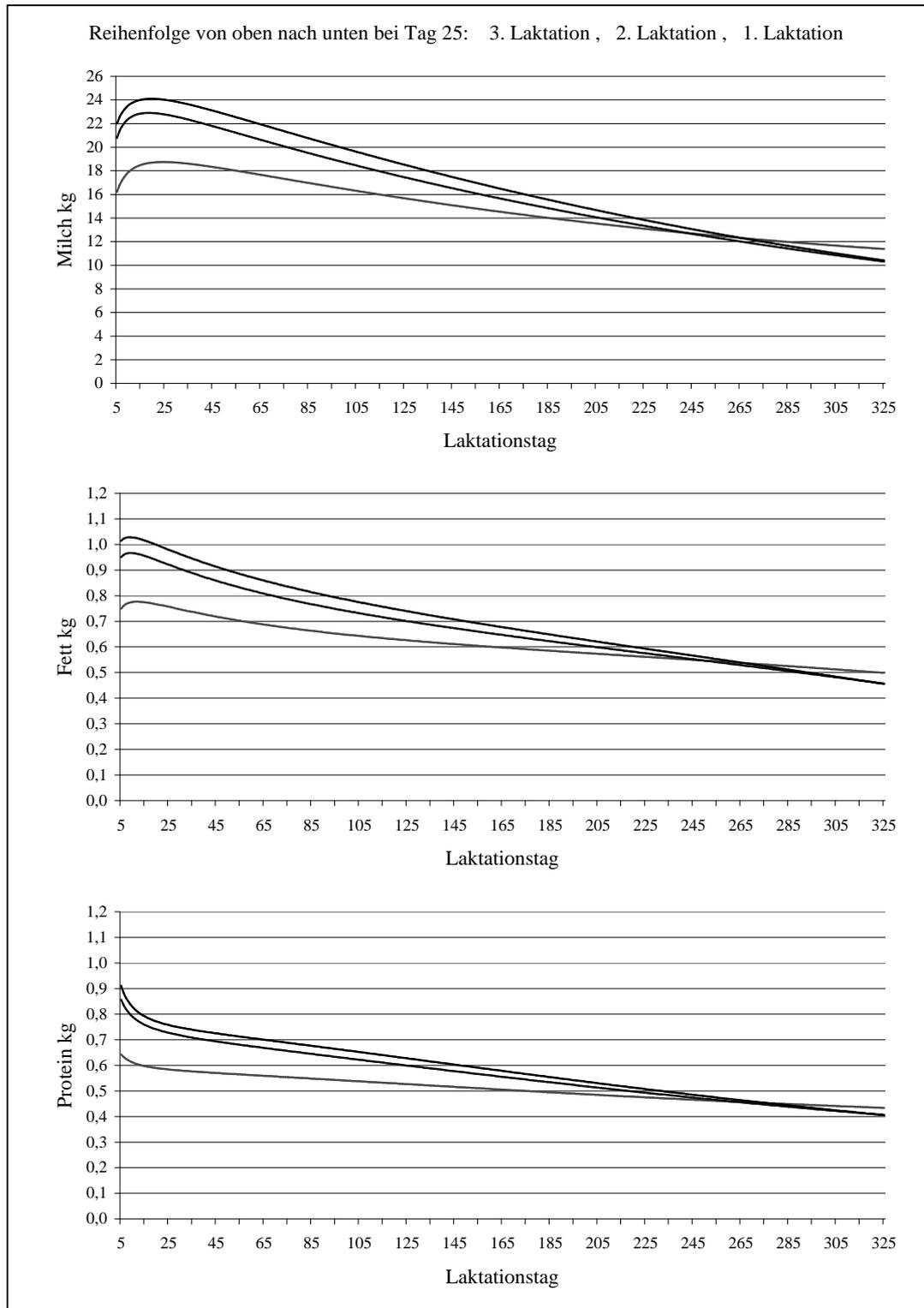


Abbildung 5.10: Erwartungswerte innerhalb der drei Paritäten des Fleckviehdatensatzes zwischen dem Laktationstag 5 und 325, als Durchschnitt der 384 innerhalb der Laktationen geschätzten Regressionen für die Korrektur des Laktationsstadiums dargestellt (Modell 5.38).

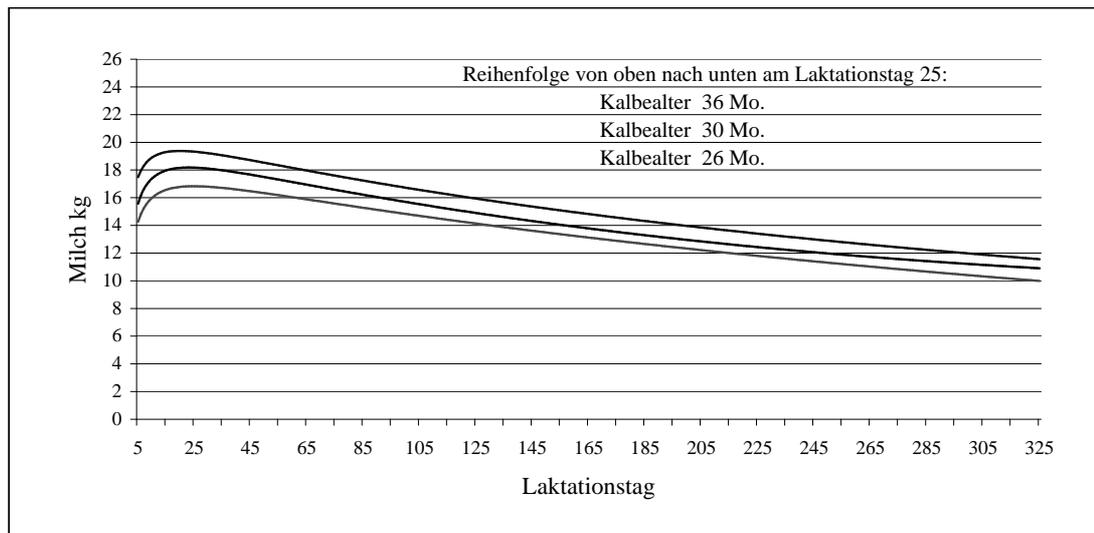


Abbildung 5.11: Erwartungswerte zwischen dem Laktationstag 5 und 325 von Kühen aus der Region “Alpen und Alpenvorland” des Fleckviehdatensatzes mit einem Kalbealter von 26, 30 bzw. 36 Monaten, als Durchschnitt der geschätzten Regressionen innerhalb der Subgruppen mit der entsprechenden Kalbealterklasse.

hier dargestellten Beispielen wurden, wie schon bei den Erwartungswerten für verschiedene Kalbealterstufen und Paritäten, die Erwartungswerte über den Laktationsverlauf von Kühen der entsprechenden Subgruppen berechnet und anschliessend für die entsprechenden Klassen der Einflussfaktoren gemittelt.

Die Kühe, die im Kalendermonat März abgekalbt haben, hatten im Durchschnitt eine höhere Leistung als die Kühe, die im September abgekalbt haben. Auch fallen die im Durchschnitt niedrigeren Erwartungswerte bei Laktationen auf, die im Gebiet der Allgäuer Alpen erbracht wurden, im Vergleich zu den Leistungen, die in der weiter nördlicher gelegenen Region erbracht wurden. Die Erwartungswerte für die durchschnittlichen Einflüsse der beiden dargestellten Regionen bzw. Saisons in Abbildung 5.12 unterscheiden sich am Anfang der Laktation stärker als im letzten Drittel, während die durchschnittlichen Erwartungswerte für die drei dargestellten Kalbejahre nahezu parallel verlaufen.

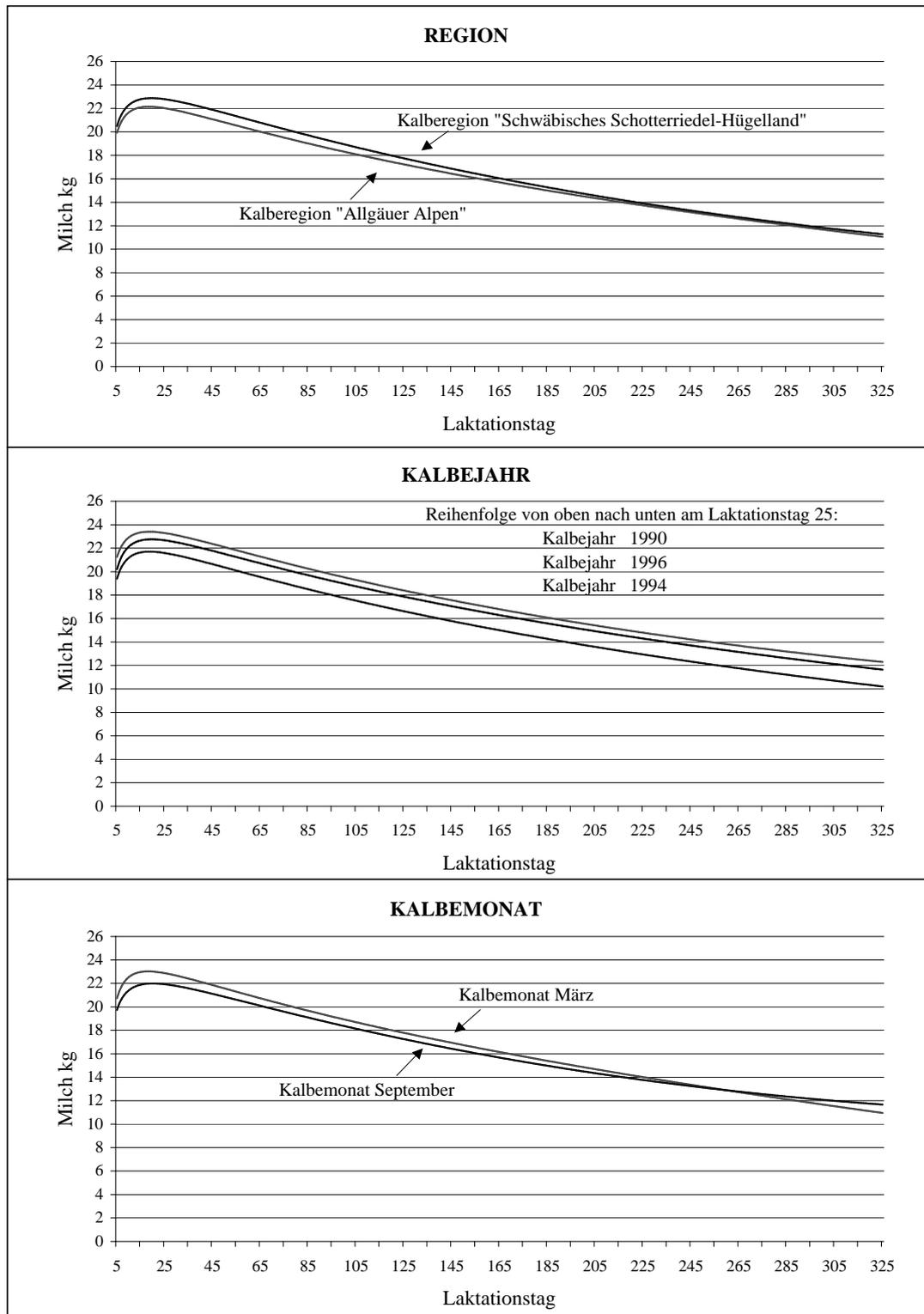


Abbildung 5.12: Beispiele für die Erwartungswerte innerhalb der Subgruppen für die Einflussfaktoren Region, Kalbejahr und Kalbemonat des Braunviehdatensatzes zwischen dem Laktationstag 5 und 325, als Durchschnitt der in den jeweiligen Subgruppen geschätzten Regressionen für die Korrektur des Laktationsstadiums dargestellt (Modell 5.38).

5.8 Referenzinformationsmenge im Selektionsindexverfahren

Zur Berechnung der Genauigkeit von Selektionsindexwerten werden die in Abbildung 4.3 (S. 62) dargestellten Informationsquellen und die in Abschnitt 4.3.1.3 (S. 60ff.) gezeigten Formeln herangezogen. Das Ziel ist dabei die Ermittlung der Genauigkeitsveränderungen, die von einer Veränderung der einbezogenen Informationsmenge bewirkt werden. Die Veränderung der Informationsmenge wird dabei als Referenzinformationsmenge (RIM) bezeichnet, die zur Diskussion der Ergebnisse aus den Untersuchungen von Genauigkeitsveränderungen aus den anderen Methoden herangezogen wird. Es werden dabei die folgenden Annahmen getroffen:

- Leistungsdaten für die einzelnen Tiere bestehen aus je 10 Kontrolltagsleistungen der ersten bis dritten Laktation, die als wiederholte Beobachtungen innerhalb der Laktation betrachtet werden;
- die verwendeten Varianzkomponenten entsprechen den Varianzkomponenten für das Merkmal Milch aus den gemischten Modellen.

Die Veränderungen der Genauigkeit der Selektionsindexwerte sind abhängig von der Informationsmenge, die in der Ausgangssituation vorhanden ist, und von der Menge und Art (Eigenleistung bzw. Verwandtschaftsgrad) der hinzukommenden Leistungsdaten. Diese drei Punkte werden bei der Berechnung der Selektionsindexwerte variiert, ausgegangen wird hierbei von drei verschiedenen Situationen:

1. Selektionsindex für Kuh mit wenig Leistungsdaten von Verwandten in der Ausgangssituation

Ausgangspunkt ist eine Situation wie sie in den Datensätzen der Untersuchungen zum Einfluss des Auswertungsmodells auf die Genauigkeit der Zuchtwerte zu finden ist. In Tabelle 5.35 wird von einer Kuh mit Eigenleistung und drei väterlichen Halbgeschwistern ausgegangen. Durch die Steigerung der zur Berechnung des Selektionsindexwertes verwendeten Leistungsdaten um die Leistung der Mutter und Großmutter steigt die Korrelation r_{HI} des Selektionsindexwertes um 0.0277 auf 0.7312. Schliesst man danach zwei Nachkommen mit in die Berechnung des Selektionsindexwertes ein, dann steigt die Korrelation auf 0.7654 an. Wird die eingehende Informationsmenge durch die Anzahl Nachkommen der Kuh beispielsweise durch Embryotransfer angehoben, dann steigt die Korrelation um 0.0373 (5 Nachkommen) bzw. 0.0785 (10 Nachkommen), ausgehend von dem Fall mit zwei Nachkommen. Steigt die Zahl der väterlichen Halbgeschwister ausgehend von 3 auf 10 (20) an, dann nimmt die Korrelation um 0.0128 (0.0202) zu.

2. Selektionsindex für eine Kuh mit vielen Leistungsdaten von Verwandten in der Ausgangssituation

Tabelle 5.35: Veränderung der Genauigkeit des Selektionsindexwertes für eine Kuh bei Variation der einbezogenen Leistungsinformationen. (K_{SI}=Kandidat mit Selektionsindex, M=Mutter, NK=Nachkommen, pHG=väterliche Halbgeschwister, GM=Großmutter, pHG-GM=väterliche Halbgeschwister der Großmutter)

Bezeichnung	eingehende Leistungsinformationen						r_{HI}	Δr_{HI}
	K _{SI}	M	NK	pHG	GM	pHG-GM		
Kuh 01	1	0	0	3	0	0	0.7035	
Kuh 02	1	1	0	3	0	0	0.7293	$r_{HI(K02)} - r_{HI(K01)} = 0.0258$
Kuh 03	1	1	0	3	1	0	0.7312	$r_{HI(K03)} - r_{HI(K02)} = 0.0019$
Kuh 04	1	1	1	3	1	0	0.7495	$r_{HI(K04)} - r_{HI(K03)} = 0.0183$
Kuh 05	1	1	2	3	1	0	0.7654	$r_{HI(K05)} - r_{HI(K04)} = 0.0159$
Kuh 06	1	1	5	3	1	0	0.8027	$r_{HI(K06)} - r_{HI(K05)} = 0.0373$
Kuh 07	1	1	10	3	1	0	0.8439	$r_{HI(K07)} - r_{HI(K05)} = 0.0785$
Kuh 08	1	1	2	10	1	0	0.7782	$r_{HI(K08)} - r_{HI(K05)} = 0.0128$
Kuh 09	1	1	2	20	1	0	0.7856	$r_{HI(K09)} - r_{HI(K05)} = 0.0202$

Die in Tabelle 5.36 dargestellten RIM verursachen eine geringe Zunahme der Genauigkeit der Selektionsindexwerte, wenn über väterliche Halbgeschwister (pHG) bzw. väterliche Halbgeschwister der Großmutter (pHG-GM) schon viel Leistungsinformation (50 pHG, 50 pHG-GM) zur Berechnung des Selektionsindexwertes der Kuh einbezogen wird. Die Korrelation r_{HI} steigt nur noch um 0.0133, wenn in diesem Fall die Leistung einer Tochter zusätzlich mit einbezogen wird. Bei der Einbeziehung der Leistungsinformationen einer weiteren Tochter beträgt der Zuwachs der Korrelation r_{HI} noch 0.0118. Bei einer weiteren Zunahme der Nachkommeninformationen reduziert sich der Zuwachs der Genauigkeit mit zunehmender Nachkommenzahl. Steigert man die Informationsmenge der pHG und pHG-GM von 50 auf 100, dann nimmt die Korrelation r_{HI} nur noch um 0.0036 zu, wenn gleichzeitig die Leistungen zweier Nachkommen berücksichtigt werden. Streicht man jedoch die Eigenleistung der Kuh (Kuh 10), so kommt es zu einer starken Reduktion der Korrelation um 0.1689.

3. Selektionsindex für Bullen mit Variation der Anzahl Töchter

In diesem Fall wird von einem Bullen mit Pedigreezuchtwert ausgegangen und die Anzahl der Nachkommen mit Leistungsinformation gesteigert. In Tabelle 5.37 sind hierzu die Genauigkeiten der ermittelten Selektionsindexwerte aufgezeigt. Für einen Bullen, für den nur Leistungsinformationen von Pedigreetieren vorhanden sind, bewirkt die Einbeziehung der Leistungen einer Tochter einen Genauigkeitszuwachs des Selektionsindexwertes von 0.0374. Die Steigerung der Korrelation r_{HI} , die durch eine hinzukommende Tochterleistung bewirkt wird, nimmt mit steigender Anzahl der bereits berücksichtigten Töchterleistungen ab. So beträgt der Zuwachs an Genauigkeit bei 50 (100) bereits berücksichtigten Töchtern nach dem Zugang einer zusätzlichen Tochter nur noch 0.0010 (0.0003).

Tabelle 5.36: Veränderung der Genauigkeit des Selektionsindexwertes für eine Kuh bei Variation der einbezogenen Leistungsinformationen für den Fall, dass viel Information vorliegt. (K_{SI}= Kandidat mit Selektionsindex, M=Mutter, NK=Nachkommen, pHG=väterliche Halbgeschwister, GM=Großmutter, pHG-GM= väterliche Halbgeschwister der Großmutter)

Bezeichnung	eingehende Leistungsinformationen						r_{HI}	Δr_{HI}
	K _{SI}	M	NK	pHG	GM	pHG-GM		
Kuh 10	0	1	0	50	1	50	0.6027	
Kuh 11	1	1	0	50	1	50	0.7716	$r_{HI(K11)} - r_{HI(K10)} = 0.1689$
Kuh 12	1	1	0	100	1	100	0.7761	$r_{HI(K12)} - r_{HI(K11)} = 0.0045$
Kuh 13	1	1	1	50	1	50	0.7849	$r_{HI(K13)} - r_{HI(K11)} = 0.0133$
Kuh 14	1	1	2	50	1	50	0.7967	$r_{HI(K14)} - r_{HI(K13)} = 0.0118$
Kuh 15	1	1	2	100	1	100	0.8003	$r_{HI(K15)} - r_{HI(K14)} = 0.0036$

Tabelle 5.37: Veränderung der Genauigkeit des Selektionsindexwertes eines Bullen bei Variation der einbezogenen Leistungsinformationen der Töchter. (K_{SI}=Kandidat mit Selektionsindex, M=Mutter, NK=Nachkommen, pHG=väterliche Halbgeschwister, GM=Großmutter, pHG-GM=väterliche Halbgeschwister der Großmutter)

Bezeichnung	eingehende Leistungsinformationen						r_{HI}	Δr_{HI}
	K _{SI}	M	NK	pHG	GM	pHG-GM		
Bulle 01	0	1	0	100	1	100	0.6165	
Bulle 02	0	1	1	100	1	100	0.6539	$r_{HI(B02)} - r_{HI(B01)} = 0.0374$
Bulle 03	0	1	5	100	1	100	0.7496	$r_{HI(B03)} - r_{HI(B02)} = 0.0957$
Bulle 04	0	1	6	100	1	100	0.7655	$r_{HI(B04)} - r_{HI(B03)} = 0.0159$
Bulle 05	0	1	10	100	1	100	0.8129	$r_{HI(B05)} - r_{HI(B04)} = 0.0474$
Bulle 06	0	1	11	100	1	100	0.8219	$r_{HI(B06)} - r_{HI(B05)} = 0.0090$
Bulle 07	0	1	20	100	1	100	0.8753	$r_{HI(B07)} - r_{HI(B06)} = 0.0534$
Bulle 08	0	1	21	100	1	100	0.8793	$r_{HI(B08)} - r_{HI(B07)} = 0.0040$
Bulle 09	0	1	50	100	1	100	0.9373	$r_{HI(B09)} - r_{HI(B08)} = 0.0580$
Bulle 10	0	1	51	100	1	100	0.9383	$r_{HI(B10)} - r_{HI(B09)} = 0.0010$
Bulle 11	0	1	100	100	1	100	0.9657	$r_{HI(B11)} - r_{HI(B10)} = 0.0274$
Bulle 12	0	1	101	100	1	100	0.9660	$r_{HI(B12)} - r_{HI(B11)} = 0.0003$

Bei den berechneten Genauigkeitsveränderungen Δr_{HI} für die drei Situationen kann festgestellt werden, dass der Genauigkeitszuwachs der Selektionsindexwerte für eine zusätzliche Steigerung der einbezogenen Leistungsinformationen umso geringer ist, je mehr Leistungsinformation schon einbezogen ist. Demnach muss bei der Verwendung der RIM zur Interpretation der Ergebnisse der Genauigkeit von Zuchtwerten aus BLUP-Schätzsystemen das absolute Niveau der Genauigkeiten der Zuchtwerte bzw. die eingehende Informationsmenge berücksichtigt werden.

Kapitel 6

Diskussion

In diesem Kapitel wird die übergreifende Diskussion der angewendeten Methoden und der Untersuchungen zur Modellentwicklung geführt, die im wesentlichen nicht auf die einzelnen Details der Ergebnisse aus dem Kapitel 5 eingeht.

Vor der übergreifenden Diskussion und dem Vergleich der Ergebnisse mit bekannten Untersuchungen aus der Literatur werden einige wesentliche Punkte zu den angewendeten Methoden besprochen. Dabei soll im Speziellen auf die Besonderheiten der in dieser Arbeit entwickelten und angewendeten Methode zur Untersuchung der Auswirkung von zusätzlich in das Modell aufgenommenen Einflussfaktoren eingegangen werden. Die Diskussion der Modellierung der Zeitgefährtengruppe zeigt dann die Anwendung dieser Methode und stellt die Ergebnisse den Untersuchungen aus der Literatur gegenüber.

Die Diskussion der Einflüsse im Zusammenhang mit dem Zeitpunkt der Kalbung und des Laktationsstadiums soll einen Überblick über die untersuchten Interaktionseffekte geben und den Zusammenhang zwischen den verschiedenen Korrekturfaktoren aufzeigen. Dabei wird ein Überblick über die bei der Modellentwicklung getroffenen Entscheidungen gegeben. Dieser Abschnitt der Diskussion lässt sich in zwei Teilbereiche gliedern. Im ersten Teil werden die im Modell berücksichtigten Einflüsse besprochen, die unabhängig vom Laktationsstadium auf alle Kontrolltagsbeobachtungen einer Laktation wirken, und im zweiten Teil werden die vom Laktationsstadium abhängigen Einflüsse diskutiert. Anschliessend erfolgt die Diskussion der Untersuchungen zum Trächtigkeitseinfluss in einem Testtagsmodell.

6.1 Datenmaterial und Methoden

Datenmaterial

Allgemein lässt sich zum verwendeten Datenmaterial anmerken, dass mit der Beschränkung des gesamten Datenmaterials auf zwei Teildatensätze mit je zwei regionalen Einheiten für die Rassen Braunvieh und Fleckvieh eine nicht zufällige Vorauswahl der Auswertungsdaten durchgeführt wurde. Es wurden

zwei regionale Einheiten je Rasse gewählt, die sich relativ stark in der Produktionsintensität und Herdenstruktur unterschieden. Das Ziel dieser Auswahl war eine möglichst breite Abdeckung der heterogenen bayerischen Produktionsverhältnisse.

Methode der kleinsten Quadrate

Mit der Methode der kleinsten Quadrate wurde in der vorliegenden Arbeit die Anpassung der verschiedenen Modellvarianten an die zugrundeliegenden Daten überprüft. Ein F-Test zwischen den MSEs von verschiedenen Modellvarianten erlaubte dabei die Beurteilung von Haupteffekten und Interaktionen.

In einigen Fällen erwiesen sich Interaktionen als nicht signifikant (z.B. Interaktion Kalbealter×Kalbesaison). In anderen Fällen wurden hochsignifikante F-Werte bei Modelländerungen festgestellt, die auf nur minimalen absoluten Veränderungen des MSE beruhen. Dies gilt vor allem für Modelle der Merkmale Fett- und Proteinmenge, bei denen nur die ersten fünf Nachkommastellen dargestellt wurden. Sehr kleine Unterschiede des MSE in den weiteren Nachkommastellen erreichten hier aufgrund der großen Datenmengen das Signifikanzniveau.

Ähnliche Beobachtungen bei der Untersuchung von Einflussfaktoren auf Kontrollmonatsleistungen machten auch Auran (1973), Danell (1982) und Olori (1997). Als Lösung dieser Problematik wurde in diesen Untersuchungen vorgeschlagen, die verbesserte Anpassung des Auswertungsmodells mit Hilfe der prozentualen Reduktion der Summe der nicht durch das Modell erklärbaren Abweichungsquadrate zu beschreiben. Dies berücksichtigt jedoch nicht die Anzahl der Freiheitsgrade, die durch die Einführung des zusätzlich berücksichtigten Effektes benötigt wird.

Die Auswertungen mit den rein fixen Auswertungsmodellen ohne Berücksichtigung des Tiereffekts im Auswertungsmodell kann Auswirkungen auf die durchgeführten F-Tests haben. Durch das Nichtberücksichtigen der Wiederholbarkeit der Beobachtungen bzw. der Korrelationen zwischen Beobachtungen innerhalb von Laktationen und auch zwischen Laktationen könnte es zu einer Verschiebung des Signifikanzniveaus kommen. Der Grund hierfür ist, dass der Erwartungswert einer quadratischen Form ohne Kovarianzen zwischen den Beobachtungswerten nicht dem Erwartungswert für den Fall mit Kovarianzen entspricht. Dies könnte beispielsweise bedeuten, dass ein Test, der auf dem Signifikanzniveau von $\alpha = 0.01$ basiert, nach Berücksichtigung der Abhängigkeiten zwischen den Beobachtungswerten einem Test auf einem niedrigerem Niveau von beispielsweise $\alpha = 0.03$ entspricht. Soweit kein Zusammenhang zwischen der Veränderung des Signifikanzniveaus und bestimmten Modellen vorhanden ist, beeinflusst dies den Vergleich verschiedener fixer Modelle unter Verwendung des gleichen Datenmaterials jedoch nicht.

Die durchgeführten Modellvergleiche können aufgrund der aufgeführten Gründe nicht alleine am Überschreiten einer festen Signifikanzgrenze (z.B. $\alpha = 0.01$) interpretiert und diskutiert werden. In der vorliegenden Arbeit wurden deshalb verschiedene Modellvergleiche anhand der F-Werte, unter Berücksichtigung der Signifikanzgrenzen, miteinander betrachtet. Somit konnte die relative Bedeutung der einzelnen Modellveränderungen erkannt werden.

Methode zur Untersuchung des Einflusses von Interaktionseffekten

Die Analysen des MSE aus verschiedenen fixen Modellen geben alleinig keine genauere Auskunft über die Auswirkungen der Modellveränderungen auf die Schätzung der Zuchtwerte. Bei der Einführung von Interaktionen, die zu einer Abnahme von Vergleichsbeobachtungen innerhalb von Subzellen führen, kann es zu Auswirkungen auf die Schätzung der Zuchtwerte kommen. Die Interaktion zwischen dem Herdenkontrolltag und der Laktation stellt eine derartige Interaktion dar, durch deren Berücksichtigung im Auswertungsmodell die Datenstruktur stark verschlechtert wird.

Das Schätzmodell und die Datenstruktur, die mit Designmatrizen und (Ko-)Varianzmatrizen beschrieben werden, beeinflusst die Schätzwerte von additiv genetischen Effekten und die Varianz der Abweichung der geschätzten von den wahren Zuchtwerten (Tosh und Wilton, 1994). Das Ziel der Zuchtwertschätzung ist dabei grundsätzlich unverzerrte Zuchtwerte zu schätzen, die PEV zu minimieren und insgesamt den Zuchtfortschritt innerhalb einer Zeiteinheit zu erhöhen. In praktischen Zuchtwertschätzungen muss man häufig einen Kompromiss zwischen der Berücksichtigung von möglichen fixen Effekten und der PEV machen, was auch in den vorliegenden Untersuchungen der Fall war. Für die Bewertung von Modellen wäre daher der MSE, der in gemischten Modellen die Summe von PEV und quadrierter Verzerrung darstellt, geeignet (Van Vleck, 1987). Die Parameter des wahren Modells, die zur Berechnung der Verzerrung benötigt werden, sind jedoch bei der Analyse von Felddaten nicht bekannt. Der MSE kann somit nicht als generelles Kriterium zur Modellwahl herangezogen werden.

Die PEV steht direkt in Beziehung zu der Korrelation zwischen dem wahren und geschätzten Zuchtwert (r_{HI}), die wiederum einen direkten Einfluss auf den Zuchtfortschritt je Zeiteinheit hat. Der genetische Fortschritt hängt ab von der Selektionsintensität, der genetischen Standardabweichung und der Korrelation r_{HI} . Die Selektionsintensität kann durch biotechnische Maßnahmen oder spezielle Zuchtprogramme nur mit relativ hohem Aufwand wesentlich erhöht werden und die genetische Variation verändert sich nur über lange Zeiträume. Die Korrelation r_{HI} kann im Gegensatz dazu auch kurzfristig bei vorliegenden Daten durch eine Erhöhung der Genauigkeit der Zuchtwertschätzung gesteigert werden. Aus diesem Grund wurde die Korrelation zwischen dem wahren und geschätzten Zuchtwert als Kriterium für die Untersuchungen zum Herdenkontrolltag gewählt.

Ein Vergleich verschiedener Modellvarianten anhand der Korrelationen r_{HI} , die mit Hilfe der Diagonalelemente der inversen Koeffizientenmatrix ermittelt werden, führt zu verzerrten Ergebnissen, wenn nicht verschieden hohe Restvarianzen in den Modellvarianten verwendet werden. Die Verfeinerung eines Auswertungsmodells führt in der Regel zu abnehmenden Restabweichungen. Werden diese nicht bei der Berechnung der Diagonalelemente berücksichtigt, kommt es zu einer Unterschätzung der Korrelation r_{HI} im verfeinerten Modell. Im Grunde müsste für jede Modellvariante eine separate Varianzkomponentenschätzung im Voraus durchgeführt werden, in der die korrekten Varianzparameter ermittelt werden.

Die in der vorliegenden Arbeit hergeleitete und angewendete Methode beruht im Gegensatz zu der herkömmlichen Methode der Korrelationsermittlung auf der Einbeziehung des zu untersuchenden Effektes als zusätzlichen zufälligen Effekt in das Auswertungsmodell. Die Korrelation r_{HI} wird bei dieser

Methode in Abhängigkeit vom operationellen Wert des zu untersuchenden Effekts in der Schätzprozedur und von möglichen Zuständen der wahren Varianz ermittelt. Der Vorteil ist dabei, dass durch die Wahl des operationellen Wertes für den zu untersuchenden Effekt verschiedene Modellvarianten untersucht werden können. Bei der Annahme eines sehr kleinen oder sehr grossen operationellen Wertes konvergieren die Ergebnisse gegen die Ergebnisse aus einem Modell mit ignoriertem bzw. fixem Effekt. Die Methode stellt damit ein sehr flexibles Werkzeug zur Untersuchung von zusätzlich in das Modell aufgenommenen Einflussfaktoren bzw. Interaktionen dar. Sie ist dabei in ihrer Anwendung auf die Einflussfaktoren limitiert, für die eine Vorstellung des Wertebereichs der wahren Varianz vorhanden ist.

Da der zu untersuchende Effekt als zufälliger Effekt in das Modell aufgenommen wird, besteht bei möglichen Zusammenhängen zu den zufälligen Tiereffekten die Gefahr der Verzerrung der Ergebnisse (Henderson, 1973; Van Vleck, 1987; Ugarte u. a., 1992; Visscher und Goddard, 1993). Bei den mit der Methode untersuchten Interaktionen Laktation \times Herdenkontrolltag (L \times HK) bzw. Herde \times Kontrolltag (H \times K) handelt es sich um Effekte mit relativ geringer Bedeutung im Vergleich zu den Haupteffekten im Modell. Die Gefahr einer gerichteten Beziehung zu den zufälligen Tiereffekten im Modell wird aus diesem Grund als unwahrscheinlich angesehen.

Die Anwendung der Methode auf ein Beispiel (S. 51) mit zwei verschiedenen Versuchsdesigns hat gezeigt, dass die Wahl des Auswertungsmodells, mit dem die höchsten Genauigkeiten der geschätzten Zuchtwerte erreicht werden kann, von der wahren Varianz des untersuchten Effektes abhängig ist. Je unbalancierter das Versuchsdesign ist, desto niedriger ist die Genauigkeit der geschätzten Zuchtwerte, wenn der untersuchte Effekt als fixer Effekt angenommen wird. Dies stimmt mit den Angaben in der Literatur (z.B. Henderson, 1973, 1975b; Van Vleck, 1987; Tosh und Wilton, 1994) überein, die eine Zunahme der PEV bei schlechter Datenstruktur beschreiben, wenn der Effekt als fixer Effekt im Modell berücksichtigt wird.

6.2 Modellierung der Zeitgefährtengruppe

Vor der Diskussion der Ergebnisse zur Modellierung der Zeitgefährtengruppe soll auf die Herdenstruktur der zu den Untersuchungen vorliegenden bayerischen Daten eingegangen werden. Bei der Betrachtung der durchschnittlichen Kuhzahlen der Herden unter MLP in den einzelnen deutschen Bundesländern wird die Problematik der kleinen Herdenstrukturen in Süddeutschland deutlich. Bayern und Baden-Württemberg sind die beiden Bundesländer mit einer durchschnittlichen Kuhzahl der geprüften Betriebe von unter 30 im Jahr 1999 (Bayern 27.9, Baden-Württemberg 28.0). Der bundesdeutsche Durchschnitt liegt bei 42.2 Kühe je geprüfem Betrieb. In Schleswig-Holstein wurden im Jahr 1999 im Durchschnitt 56.8 Kühe je Betrieb geprüft und in den neuen Bundesländern liegt die durchschnittliche Zahl an Kühen zwischen 163.9 beim Sächsischen LKV und 237.7 beim Thüringer-Verband (LKV Bayern Jahresbericht 1999). Ein weiterer Vergleich mit der durchschnittlichen Herdengröße von 12 Kühen je Herde unter Milchleistungskontrolle in Österreich (Hofinger u. a., 2000) zeigt die sehr deutlichen Unterschiede in den Produktionsbedingungen bzw. -strukturen innerhalb von Mitteleuropa auf.

Die geringe Anzahl an Beobachtungen je Herdenkontrolltag im Auswertungsmaterial im Vergleich zur Anzahl an Kühen je MLP-Betrieb kann auf mehrere Ursachen zurückgeführt werden. Bei den Kontrolltagsdaten sind nur laktierende Kühe der ersten bis dritten Laktation berücksichtigt, während bei den MLP-Daten auch trockenstehende Kühe mitgezählt werden. Bei den Plausibilitätsüberprüfungen der Braunvieh- und Fleckvieh-Kontrolltagsdaten wurden zudem insgesamt 9.1 bzw. 7.5 Prozent der Beobachtungen verworfen, die vor dem 5. bzw. nach dem 325. Laktationstag erbracht wurden. Die Anzahl Erstabkaltungen im Kontrolltagsdatenmaterial der Rassen Braunvieh und Fleckvieh, die in den Jahren 1990 bis 1996 zwischen 39 512 und 44 512 bzw. 223 862 und 245 320 schwankte, stimmt mit der Anzahl an 100-Tage Leistungen in der MLP (LKV Bayern Jahresbericht 1999, S. 66) im Jahr 1999 (Braunvieh 42 545 bzw. Fleckvieh 248 539) gut überein.

Die Untersuchungen zum Herdenkontrolltag umfassen in der vorliegenden Arbeit zwei separate Teile in denen der Einfluss der Modellierung der Zeitgefährtengruppe zum einen auf den MSE in fixen Modellen und zum anderen auf die Genauigkeit der Zuchtwerte in gemischten Modellen untersucht wurde.

Der erste Schritt bei der MSE-Analyse war der Vergleich zwischen einem Modell ohne Berücksichtigung der Interaktion $L \times HK$ und einem Modell, in dem ein separater Einfluss der ersten und der weiteren Laktationen auf die Milchleistungsmerkmale mit Hilfe von Laktationsklassen angenommen wurde. Die Verbesserung der Modellanpassung war hier für die untersuchten Merkmale beider Rassen höchstsignifikant. Bei der weiteren Auftrennung des Herdenkontrolltagseffekts für die zweite und dritte Laktation kam es zu einer weiteren und auch stärkeren Reduktion der MSEs, die im Speziellen für das Merkmal Fettmenge bei beiden Rassen etwas größer war im Vergleich zu den Merkmalen Milch- und Proteinmenge. Für die MSE-Ergebnisse aus den fixen Auswertungsmodellen kann zusammengefasst werden, dass eine wesentliche Verbesserung der Modellanpassung erst beim Übergang zum laktationsspezifischen Herdenkontrolltagseffekt zu erwarten ist.

Der Übergang vom Herdenkontrolltag, der die Beobachtungen aus allen Laktationen beinhaltet, zu einem laktationsspezifischen Herdenkontrolltag führt zu einer starken Einschränkung der Anzahl Beobachtungen je Subzelle, wie die Übersichten bei der Beschreibung des gesamten bayerischen Datenmaterials (S. 30ff.) und der Teildatensätze (S. 67ff.) gezeigt haben. Die mittlere Anzahl an Kontrolltagsbeobachtungen an den Herdenkontrolltagen ist mit 10.0 und 11.3 Beobachtungen bei den Gesamtdaten der Rasse Braunvieh bzw. Fleckvieh relativ hoch. Trennt man die einzelnen Herdenkontrolltage in drei laktationsspezifische Herdenkontrolltage auf, so sind im Durchschnitt nur noch 3.8 bzw. 4.2 Beobachtungen je Kontrolltag vorhanden. Dabei sind 19.3 bzw. 16.2 Prozent der Herdenkontrolltage nur mit einer Beobachtung besetzt. Im Vergleich dazu sind die Herden der Rasse Schwarzbunt in Polen bei der Untersuchung von Strabel und Szwaczkowski (1999) mit einem Anteil von 40 Prozent der Herdenkontrolltage mit einer einzelnen Beobachtung aus der ersten Laktation noch wesentlich kleiner. Die in den Untersuchungen von Grünhagen und Swalve (1997) verwendeten Daten eines nordwest- und eines ostdeutschen Hostein-Verbandes wiesen im Vergleich dazu durchschnittlich 14.9 bzw. 48.6 Beobachtungen je Herdenkontrolltag auf.

Die Struktur der Herden in Bayern kann ganz allgemein als unvorteilhaft für die direkte Berücksichtigung

des laktationsspezifischen Herdenkontrolltags in einem Testtagsmodell bezeichnet werden, was auf die fehlende Anzahl an Vergleichstieren je Subzelle zurückzuführen ist und häufig in Veröffentlichungen als Problem für eine Testtagsmodell-Zuchtwertschätzung beschrieben wird (z.B. Reents u. a., 1995a,b; Swalve, 1995c; Pösö u. a., 1996; Meyer u. a., 1989; Strabel und Szwaczkowski, 1999).

Die Zusammenfassung der Beobachtungen der zweiten und dritten Laktation an einem Herdenkontrolltag, wie sie von Reents u. a. (1995a,b) vorgeschlagen und in der Routinezuchtwertschätzung für Milchleistungsmerkmale der Rassen Schwarz-, Rotbunt und Rotvieh beim VIT Verden (Reents u. a., 1997) angewendet wird, würde bei den bayerischen Daten nur zu einer teilweisen Verbesserung der Belegung der Herdenkontrolltags-Subzellen mit Beobachtungen führen. Die durchschnittliche Anzahl Beobachtungen je Herdenkontrolltag in der ersten Laktation würde in diesem Fall unverändert niedrig bleiben. Der Mittelwert der Anzahl Beobachtungen von erstlaktierenden Kühen an den Herdenkontrolltagen in den gebildeten Teildatensätze zur Untersuchung der Interaktion $L \times HK$ liegt in der schlechtstrukturierten Region bei 3.6 (Braunvieh) bzw. 3.4 (Fleckvieh). In den gesamten bayerischen Fleckviehdaten gibt es Erzeugungsgebiete mit schlechter Herdenstruktur (z.B. Alpengebiet), bei denen weniger als zwei Beobachtungen von Erstlaktierenden je Herdenkontrolltag vorhanden sind.

In den Untersuchungen zum Einfluss der Modellierung des Herdenkontrolltagseffektes auf die Genauigkeit der Zuchtwerte wurden daher nur die beiden Varianten des Herdenkontrolltags, mit bzw. ohne Interaktion mit der Laktation, herangezogen.

Interaktion zwischen Herdenkontrolltag und Laktation

Die Untersuchungen zur Interaktion $L \times HK$ mit der in der vorliegenden Arbeit abgeleiteten Methode wurden an Teildatensätzen mit jeweils 40 zufällig ausgewählten Herden aus vier Regionen durchgeführt. Aufgrund des enormen Rechenaufwands bei der Ermittlung der invertierten Koeffizientenmatrix (zwischen 125 und 175 Millionen zu berechnende Elemente in den vier Datensätzen) wurde darauf verzichtet, wiederholt Stichproben aus den einzelnen Regionen zu ziehen. Die Ergebnisse zwischen den vier Datensätzen stimmen gut überein, sodass eine Wiederholung innerhalb der Regionen vermutlich keine zusätzlichen Erkenntnisse gebracht hätten.

Die mit Hilfe der Varianzanalyse grob abgeschätzte wahre Varianz der Interaktion $L \times HK$ lag zwischen 0.4 und 0.8 kg^2 . Dies weist auf einen relativ geringen Varianzanteil dieser Interaktion im Vergleich zu den in den gemischten Modellen eingesetzten Restvarianzen von 5.9, 11.4 und 13.5 kg^2 der ersten bis dritten Laktation (Reents u. a., 1995a) hin.

Wurde ein hoher Wert für die $L \times HK$ in der Schätzprozedur eingesetzt, konvergierten die Ergebnisse gegen die Ergebnisse aus einem Modell mit fixem Interaktionseffekt. Für dieses Modell kam es in den jeweils zwei untersuchten Datensätzen der beiden Rassen zu der niedrigsten Genauigkeit der Zuchtwerte, wenn man annimmt, dass die wahre Varianz kleiner als 1 kg^2 ist. Bei der Verwendung eines sehr kleinen operationellen Wertes bei der Analyse der Daten, was mit dem Ignorieren des Effektes gleichzusetzen ist, konnte bei allen untersuchten Datensätzen eine höhere durchschnittliche Genauigkeit der Zuchtwerte für

den erwarteten Bereich der wahren Varianz erreicht werden. Die Steigerung der Korrelation r_{HI} war bei den schlechter strukturierten Datensätzen größer als bei den Datensätzen mit besserer Herdenstruktur. Dies bestätigt den bei der Herleitung der Methode beschriebenen Einfluss der Datenstruktur auf den Genauigkeitsgewinn, wenn der untersuchte Effekt im Modell quasi ignoriert wird.

Wird der Interaktionseffekt mit einem operationellen Wert von 1.0 kg^2 im Modell berücksichtigt, kommt es in jedem Datensatz zu einer Zunahme der Genauigkeit im Vergleich zum Modell mit quasi fixem Interaktionseffekt. Dies stimmt mit den Angaben in der Literatur (z.B. Henderson, 1973, 1975b; Van Vleck, 1987; Tosh und Wilton, 1994; Oikawa und Sato, 1996, 1997) überein, wenn die Zeitgefährtengruppe bei kleiner Herdenstruktur als zufälliger Effekt definiert wird. Es ergibt sich jedoch in den vorliegenden Untersuchungen kein Unterschied in der Genauigkeit der geschätzten Zuchtwerte, wenn man den Effekt tatsächlich ignoriert. Die Aufnahme der Interaktion trägt somit im Bereich der abgeschätzten wahren Varianz von unter 1 kg^2 keine wesentliche Information zur Schätzung der Zuchtwerte bei. Dies ist auf den sehr hohen Anteil an Herdenkontrolltagssubzellen mit nur einer oder zwei Beobachtungen zurückzuführen, der in den Datensätzen mit schlechter Herdenstruktur bei 45.9 (Braunvieh) bzw. 49.3 Prozent (Fleckvieh) gelegen hat.

Bei der Betrachtung der Ergebnisse muss besonderes Augenmerk auf die Genauigkeitsveränderungen bei den zur Selektion anstehenden Tieren gerichtet werden. Erhöht sich hier die Genauigkeit der Zuchtwertschätzung, wird der Zuchtfortschritt direkt beeinflusst. Die Veränderungen der Ergebnisse der Kühe mit Leistungsbeobachtungen sind demnach entscheidender als die Ergebnisse der Kühe des Pedigrees. Die durchschnittliche Steigerung der Korrelation r_{HI} zwischen dem Modell mit quasi fixem und quasi ignoriertem Effekt lag hier zwischen 0.0225 und 0.0311 beim Braunvieh- und Fleckviehdatsatz mit schlechterer Herdenstruktur und zwischen 0.0146 und 0.0123 bei den Datensätzen mit besserer Herdenstruktur. Die Steigerung der Korrelation r_{HI} bei den Kühen mit Leistungsdaten lag damit über der Zunahme bei den Kühen ohne eigene Leistungsdaten.

Diese Zunahme der Genauigkeit der Zuchtwertschätzung kann etwas anschaulicher durch den Vergleich mit der Referenzinformationsmenge dargestellt werden. Diese gibt an, wieviel Informationszuwachs notwendig wäre, um eine Steigerung der Korrelation r_{HI} in einem Selektionsindexverfahren im gleichen Ausmaß zu bewirken. Die Referenzinformationsmenge wurde mit Hilfe von vollständigen Informationsquellen mit je 10 Kontrolltagen innerhalb von drei Laktationen berechnet. Da in den meisten Fällen keine vollständigen Leistungsdaten der Tiere vorliegen, ist die Referenzinformationsmenge eine eher konservative Darstellung des Genauigkeitszuwachses. Die Zunahme der Korrelation r_{HI} bei den Kühen in schlecht strukturierten Gebieten ist erheblich und entspricht einer Referenzinformationsmenge von etwa zwei bis drei zusätzlichen direkten Nachkommen mit vollständiger Leistungsdaten aus drei Laktationen bzw. über 17 zusätzlichen paternalen Halbgeschwistern mit voller Leistungsdaten.

Die Betrachtung der nach Herdengrößen aufgliederten Ergebnisse hat gezeigt, dass die Zunahme der Korrelation r_{HI} bei den Kühen aus kleineren Herden über der durchschnittlichen Zunahme aller Kühe liegt, wenn die untersuchte Interaktion im Modell ignoriert wird. Die Veränderungen der Korrelation r_{HI} bei Kühen aus den größeren Herden der untersuchten Datensätze waren wesentlich kleiner, was auf die

größeren Zeitfahrtengruppen zurückzuführen war.

Die Steigerung der Genauigkeit der Bullenzuchtwerte durch das Modell mit quasi ignoriertem Interaktionseffekt lag auf einem niedrigeren Niveau als bei den Kühen mit Leistungsbeobachtungen. Der durchschnittliche Anstieg der Korrelation r_{HI} durch das Ignorieren der untersuchten Interaktion betrug 0.0144 (Braunvieh) bzw. 0.0182 (Fleckvieh) in den Datensätzen mit schlechter Datenstruktur. Wie die Steigerung der Genauigkeiten der Bullenzuchtwerte einzuschätzen ist kann auch hier mit Hilfe der berechneten Referenzinformationsmengen aus dem Selektionsindexverfahren abgeschätzt werden. Betrachtet man einen Bullen mit umfangreicher Pedigreeinformation und nur fünf Töchtern mit vollständiger Leistungsinformation (3 Laktationen mit je 10 Kontrolltagen), dann würde das Ignorieren des Interaktionseffektes in den untersuchten Datensätzen mit einer zusätzlichen vollständigen Nachkommenleistungsinformation gleichzusetzen sein. Hat der Bulle bereits 20 Nachkommen, dann beträgt die Referenzinformationsmenge mehr als drei zusätzliche Töchter. Das bedeutet, dass durch das Ignorieren des Interaktionseffektes im Zuchtwertschätzmodell bei vorliegenden Leistungsdaten eine Genauigkeitssteigerung erreicht werden kann, die einer Informationsmenge von zusätzlichen drei Töchtern entspricht.

Die Annahme der Interaktion $L \times HK$ als zufälligen Effekt mit einem operationellen Wert von 1 kg^2 brachte keine Vorteile hinsichtlich der Genauigkeit der Zuchtwerte im Vergleich zum Modell mit quasi ignoriertem Interaktionseffekt.

Wenn die Berücksichtigung der Zeitfahrtengruppe als 'tatsächlicher' zufälliger Effekt im Auswertungsmodell erfolgen soll, dann kann die Frage nach der Unabhängigkeit der einzelnen Subzellen gestellt werden. Ein Zusammenhang zwischen aufeinander folgenden Zeitfahrtengruppen innerhalb der Herde ist sehr wahrscheinlich (Van Vleck, 1987), was auch für Herdenkontrolltage innerhalb einer Laktation angenommen werden kann. Die Schätzung und Berücksichtigung der Kovarianzen zwischen den Zeitfahrtengruppen ist jedoch sehr aufwändig (Chauhan und Thompson, 1996; Wade u. a., 1993) und scheint für eine Routinezuchtwertschätzung nicht bzw. nur vereinfacht durchführbar zu sein. Die Kovarianzen werden daher aus Vereinfachungsgründen in Routineverfahren (z.B. Strandèn u. a., 2000) nicht berücksichtigt.

Die Ergebnisse für die Merkmale Fett- und Proteinmenge entsprechen den Ergebnissen aus den Untersuchungen der Milchmenge. Grund dafür ist, dass die Berechnung der Genauigkeit von Zuchtwerten nicht auf den Leistungsbeobachtungen des Tieres beruht (Tosh und Wilton, 1994) und die Struktur der Daten für die Auswertung aller drei Merkmale identisch ist.

Als Fazit aus den Untersuchungen zur Interaktion $L \times HK$ kann zusammengefasst werden, dass die Genauigkeit der Zuchtwerte vor allem für Tiere aus kleineren Herden durch das Ignorieren des Interaktionseffektes im Auswertungsmodell gesteigert werden kann. Dies bewirkt auch eine Steigerung der Korrelation zwischen wahren und geschätzten Zuchtwerten bei den Bullen. Durch die Steigerung der Genauigkeit der Zuchtwerte bei jungen Bullen mit wenigen Leistungsinformationen hat dies positive Auswirkungen auf die Selektion und den Zuchtfortschritt.

Zur vollständigen Beurteilung eines gewählten Auswertungsmodells muss jedoch auch die Gefahr ei-

ner Verzerrung der Zuchtwerte betrachtet werden (Henderson, 1975a; Van Vleck, 1987). Aufgrund des Ignorierens eines fixen Einflussfaktors, der einen Einfluss auf die Leistungsbeobachtungen hat, kann es zu einer Verzerrung der Zuchtwerte kommen. In den Untersuchungen von Mäntysaari und Sillanpää (1993) wird die Interaktion zwischen Zeitgefährtegruppe und Laktation in einem 305-Tage Laktations-Wiederholbarkeitsmodell als wichtige Ursache für eine Verzerrung der Zuchtwerte von jungen Bullen bezeichnet. Das Auswertungsmodell in den Untersuchungen zur Verzerrung von Zuchtwerten von Mäntysaari und Sillanpää (1993), Uimari und Mäntysaari (1995) und Lidauer und Mäntysaari (1996) unterscheidet sich jedoch grundlegend vom Auswertungsmodell in der vorliegenden Untersuchung. Die Ergebnisse aus den Untersuchungen mit dem dort angewendeten Wiederholbarkeitsmodell für 305-Tage-Leistungen sind nicht übertragbar auf ein Testtagsmodell, in dem die Umwelteinflüsse wesentlich genauer korrigiert werden können. Die Erfahrungen in der Zuchtwertschätzung für Milchleistungsmerkmale mit einem RRM in Finnland zeigen bei der visuellen Betrachtung des zeitlichen Verlaufs der Herdenlösungen sehr große Ähnlichkeiten zwischen der ersten Laktation und den späteren Laktationen (Mäntysaari, pers. Mitteilungen).

Ein weiterer Aspekt bei der Wahl des Auswertungsmodells für ein Routinezuchtwertschätzverfahren ist die Gegenüberstellung des Rechenaufwandes und des zusätzlichen Gewinns an Zuchtfortschritt, der dadurch erzielt werden kann. Bei den Mischmodellgleichungen für die Untersuchungen mit den Teildatensätzen lag der Anteil der Gleichungen für den untersuchten Interaktionseffekt zwischen 20 und 25 Prozent der gesamten Gleichungen. Es kommt durch das Ignorieren der Interaktion also zusätzlich zu einer wesentlichen Reduktion der Größe des zu lösenden Gleichungssystems. In einem komplexen RRM dürfte der Anteil an Gleichungen nicht so hoch sein, da hier der Anteil der tierspezifischen Unbekannten im Gleichungssystem wesentlich höher ist als beim FRM.

Interaktion zwischen Herde und Kontroll-Jahr-Monat

Am Beispiel der Interaktion Herde \times Kontroll-Jahr-Monat wurde die Methode der Genauigkeitsberechnung der Zuchtwerte an einer Interaktion angewendet, die keinen so großen Einfluss auf die Datenstruktur hatte wie die Interaktion L \times HK. Die durchschnittliche Belegung der Interaktionssubzellen lag in den beiden Teildatensätzen mit ungünstiger Herdenstruktur bei 8.4 (Braunvieh) und 7.6 (Fleckvieh) Beobachtungen.

Die Ergebnisse zeigten nur einen kleinen Einfluss des operationellen Wertes der Interaktion im Schätzverfahren auf die Genauigkeit der Zuchtwerte. Das Modell mit der quasi fixen Interaktion Herden \times Kontroll-Jahr-Monat ergab im Durchschnitt aller Kühe mit Leistungsinformation eine um 0.0065 (Braunvieh) bzw. 0.0099 (Fleckvieh) niedrigere Korrelation r_{HI} im Vergleich zu der Modellvariante mit quasi ignorierte Interaktion, wenn eine wahre Varianz der Interaktion von 1 kg² angenommen wird. Die Genauigkeit der Zuchtwerte aus dem Auswertungsmodell mit quasi ignorierte Interaktion und 'tatsächlicher' zufälliger Interaktion (operationeller Wert 1.0 kg²) waren auch bei der hier untersuchten Interaktion auf einem sehr ähnlichen Niveau. Die Auswirkungen der verschiedenen Modellvarianten auf die Korrelation

r_{HI} von Kühen aus kleinen Herden waren auch hier größer als im Durchschnitt aller Kühe. Im Vergleich zur Interaktion $L \times HK$ waren die Unterschiede zwischen verschiedenen Herdengrößen jedoch wesentlich kleiner.

Die grob abgeschätzte wahre Varianz der Interaktion zwischen der Herde und den Kontroll-Jahr-Monaten zeigt mit 1.1 bis 1.7 kg^2 höhere Werte als die abgeschätzte wahre Varianz der Interaktion zwischen dem Herdenkontrolltag und der Laktation. Dies ist aufgrund der schwankenden Produktionsbedingungen im Laufe der Jahre innerhalb der Herden auch zu erwarten. Ein Ignorieren der Interaktion Herde \times Kontrolltag würde den Herdeneinfluss im Verlauf über die Jahre und auch innerhalb der Jahre undifferenziert betrachten. Ein Testeinsatz von Bullen in verschiedenen Saisons und Regionen, so wie er in Bayern durchgeführt wird, könnte hier zu verzerrten Zuchtwerten führen. Auch könnte es zu einer Überschätzung des genetischen Fortschritts kommen, da eine Vermengung des genetischen Fortschritts und des Einflusses der Managementverbesserung innerhalb der Herde über die Jahre in diesem Modell vorhanden wäre. In der Literatur wird auf die Gefahr dieser Überschätzung des genetischen Trends hingewiesen (z.B. Heringstad u. a., 1999).

6.3 Einflüsse im Zusammenhang mit dem Zeitpunkt der Kalbung

Die im Ausgangsmodell berücksichtigten Einflüsse im Zusammenhang mit der Kalbung wurden mit einer Mehrfachinteraktion berücksichtigt. Die Mehrfachinteraktion wurde hier mit Hilfe der Effekte Zwischenkalbezeit, Kalbealter, Kalbesaison, Kalberegion und der Parität gebildet. Die Effektstufen der Mehrfachinteraktion wurden auch zur Bildung der Subgruppen verwendet, innerhalb derer die Regressionskoeffizienten zur Korrektur des Laktationsstadiums genetisiert wurden. Die Diskussion der Mehrfachinteraktion getrennt von der Korrektur des Laktationsstadiums bedeutet, dass die Einflüsse auf die Kontrolltagsleistungen, die im Laufe der Laktation gleich hoch sind, getrennt von den im Laktationsverlauf variablen Einflüssen betrachtet werden. Dabei muss beachtet werden, dass die Regressionskoeffizienten der einzelnen Subgruppen mit den sonstigen fixen Einflussfaktoren des Modells, die mit Hilfe der Mehrfachinteraktion und des Herdenkontrolltagseffektes im Ausgangsmodell korrigiert wurden, in Zusammenhang stehen.

Region der Kalbung

Die Berücksichtigung der Region in der Mehrfachinteraktion führte nur beim Merkmal Fettmenge zu einer signifikanten Verbesserung der Anpassung des fixen Auswertungsmodells. Der relativ niedrige F-Wert gibt jedoch auch hier einen Hinweis auf einen nur sehr schwachen Einfluss auf die Modellanpassung. Nach dem Aufsplitten der Mehrfachinteraktion in die drei Zweifachinteraktionseffekte Zwischenkalbezeit \times Laktation, Kalbealter \times Laktation und Kalbesaison \times Laktation wurde bei einzelnen Teilen der Mehrfachinteraktion in weiteren Auswertungen nochmals eine Wechselwirkung mit der Region geprüft.

Diese haben gezeigt, dass zwischen dem Kalbealter und der Region bzw. der Kalbesaison und der Region signifikante Wechselwirkungen vorhanden sind. In den Untersuchungen von Norman u. a. (1995) wurde ebenfalls von verschiedenen Einflüssen des Kalbealters und der Kalbesaisons in verschiedenen geographischen Regionen der USA berichtet.

Die heterogenen Herdengrößen in den verschiedenen Erzeugungsgebieten Bayerns lassen ein unterschiedliches Herdenmanagement erwarten. Die relativ großen Unterschiede im Kalbealter von 2.5 (Braunvieh) bzw. 5.6 Monaten (Fleckvieh) zwischen den verschiedenen Erzeugungsgebieten der Braunvieh- und Fleckviehdatensätze weisen auf einen deutlichen Einfluss der Region auf das Aufzucht- bzw. Besamungsmanagement hin. Die Ergebnisse aus den MSE-Analysen bestätigen die verschiedenen Kalbealterseinflüsse in den untersuchten zwei Regionen und geben gleichzeitig einen Hinweis darauf, dass der regionsspezifische Effekt des Kalbealters auf die Milchleistungsmerkmale nicht vollständig durch den innerhalb der Regionen genesteten Herdenkontrolltagseffekt im Modell berücksichtigt wird.

Nach der Verfeinerung der Kalbesaisons zu Kalbemonaten in der Interaktion Kalbejahr \times Kalbemonat \times Laktation wurde die Wechselwirkung mit der Region ebenfalls noch einmal untersucht. Die Signifikanz dieser Wechselwirkung weist auf einen zusätzlichen Einfluss der Region auf die Kontrolltagsbeobachtungen hin, der über den Einfluss des Herdenkontrolltags hinausgeht. Dies ist zum Teil auf die verschiedenen Bezugspunkte (Zeitpunkt der Leistungserbringung bzw. Zeitpunkt der Kalbung) zurückzuführen, kann aber auch einen Hinweis auf die Problematik von unsicheren Schätzwerten bei kleinen Herdenkontrolltagssubzellen sein.

Jahr und Monat der Kalbung

Die im Ausgangsmodell berücksichtigte Mehrfachinteraktion hatte den Einflussfaktor Kalbejahr nicht mit eingeschlossen. Die Einführung des Kalbejahres in das Modell als Interaktion mit der Kalbesaison und der Laktation führte zu einer relativ starken Verbesserung der Anpassung des Auswertungsmodells, die mit F-Werten zwischen 27.9 und 56.6 bei beiden Rassen abgesichert werden konnte. Die gleichzeitige Verfeinerung der Kalbesaisons zu Kalbemonaten wurde ebenfalls mit F-Werten zwischen 7.6 und 20.9 abgesichert, wobei hier der Einfluss auf die Fett- und Proteinmenge im Braunviehdatensatz etwas schwächer war im Vergleich zur Milchmenge und den Merkmalen des Fleckviehdatensatzes. Die graphische Darstellung der BLU-Schätzwerte der Interaktion Kalbejahr \times Kalbesaison \times Region für Braunviehkühe aus der Alpenregion (S. 97) gibt hier einen guten Eindruck über die relativ stark schwankenden Jahr-Monats-Einflüsse. Vor allem im Frühjahr und Frühsommer waren hier große Unterschiede in den Differenzen zwischen Monaten verschiedener Jahre vorhanden, die auf stark unterschiedliche Produktionsbedingungen in einzelnen Jahren zurückgeführt werden könnten. Die Differenz zwischen aufeinander folgenden Monaten schwankte zum Teil über 0.5 kg Milch zwischen den einzelnen Jahren.

Kalbealter

Die Interaktion zwischen den Kalbealterklassen und den Kalbesaisons konnte ohne signifikante Zunahme des MSE aus dem Ausgangsmodell genommen werden. Dies ist jedoch nicht gleichzusetzen mit einem Ausschluss der Interaktion aus dem Modell. In der vorliegenden Untersuchung wird zwar in den fixen Effekten diese Interaktion aus dem Modell genommen, bleibt aber aufgrund der Nestung der Laktationsstadiumskorrektur innerhalb der Interaktionssubklassen im Modell berücksichtigt. Auran (1973) konnte in seinen Untersuchungen eine signifikante Interaktion nachweisen, hat diese aber als relativ unbedeutend bezeichnet. Im Gegensatz dazu hat Olori (1997) die Interaktion zwischen dem Kalbealter und der Kalbesaison als relativ wichtig bezeichnet.

Für das Kalbealter konnte unabhängig von der Korrektur des Laktationsstadiums nachgewiesen werden, dass eine Korrektur mit einem Polynom zweiter Ordnung der Korrektur mit Kalbealterklassen bezüglich der Modellanpassung überlegen ist. Ausgehend von einer Korrektur mit einer linearen Regression auf das Kalbealter wurde bis zu einem Polynom dritter Ordnung der Kovariable Kalbealter eine signifikante Reduktion des MSE nachgewiesen. Die Zunahme in der Modellanpassung ist jedoch bei der Erweiterung um das quadratische Glied mit F-Werten zwischen 98.9 und 144.1 bei den untersuchten Merkmalen und Rassen wesentlich ausgeprägter als bei der zusätzlichen Einführung des kubischen Gliedes (F-Werte zwischen 1.6 und 13.5).

Die Berücksichtigung des Kalbealters in der Form eines Polynoms zweiter Ordnung erscheint daher bei den Merkmalen Milch-, Fett- und Proteinmenge der Rassen Braunvieh und Fleckvieh als ausreichend. Olori (1997) kommt in seinen Untersuchungen zu ähnlichen Schlussfolgerungen und auch Wilmink (1987a,b) weist in seinen Analysen auf einen quadratischen Zusammenhang zwischen Milchleistung und Kalbealter hin.

6.4 Einfluss des Laktationsstadiums

Mit dem Übergang von aggregierten Abschnittsleistungen auf Kontrolltagsleistungen ist eine Korrektur des Laktationsstadiums notwendig. In den Entwicklungen zum Testtagsmodell wurden hierzu Funktionen eingeführt, die einen durchschnittlichen Verlauf der Leistungen über die Laktation beschreiben.

Die von Guo und Swalve (1997) untersuchten Funktionen zeigten bei einem FRM, wie es auch in der vorliegenden Untersuchung angewendet wurde, nur sehr geringe Unterschiede zwischen den verschiedenen Funktionen. In einem FRM ist die Schätzung von durchschnittlichen Laktationskurven bzw. Abhängigkeiten der Leistungen vom Laktationsstadium für eine Subgruppe von Kühen mit einer Reihe von Funktionen möglich, ohne dass sehr große Unterschiede zwischen Zuchtwerten erwartet werden müssen. Im Allgemeinen gilt, dass sich die Anpassungsgüte mit der steigenden Anzahl der zu schätzenden Parameter der Funktionen verbessert (Guo, 1998). Das Regressionsmodell von Ali und Schaeffer (1987) mit vier Regressionsparametern führte in den Untersuchungen von Guo (1998) jedoch zu keiner besseren Anpassung als die übrigen Modelle mit zum Teil weniger Parametern.

In Testtagsmodellen, in denen der additiv genetische Effekt und der permanente Umwelteffekt mit zufälligen Regressionsfunktionen (z.B. Schaeffer u. a., 2000) oder Kovarianzfunktionen (z.B. Strandèn u. a., 2000) beschrieben wird, besteht grundsätzlich der gleiche Bedarf der Korrektur des Laktationsstadiums, wie in den in dieser Arbeit untersuchten FRM. Die Funktion zur Korrektur des Einflussfaktors Laktationsstadium ist jedoch hier nicht vollkommen unabhängig von den zufälligen Funktionen, mit denen die Tiereffekte beschrieben werden. Werden hier unterschiedliche Funktionen für die fixen und zufälligen Regressionen verwendet, kann das Konvergenzverhalten bei der Lösung des Gleichungssystems negativ beeinflusst werden (Jamrozik u. a., 1997a, Mäntysaari, pers. Mitteilung).

Da in der vorliegenden Arbeit keine Untersuchungen zur Definition der zufälligen Tiereffekte durchgeführt wurden und somit auch keine Festlegung auf eine bestimmte Funktion für das Testtagsmodell in Bayern erfolgte, wurde die Einteilung der Subgruppen zur Schätzung der durchschnittlichen Abhängigkeiten vom Laktationsstadium in den Mittelpunkt der Untersuchungen gestellt. Nach Untersuchungen in der Literatur (z.B. Olori, 1997; Guo, 1998) sind keine wesentlichen Einflüsse der zur Korrektur des Laktationsstadiums gewählten Funktion auf die Anpassung in einem FRM zu erwarten. Die Einteilung der Subgruppen könnte jedoch einen Einfluss auf die Anpassung verschiedener Funktionen haben. Die aus der Definition der Subgruppen gewonnenen Erkenntnisse zur relativen Wichtigkeit verschiedener Einflussfaktoren sollten jedoch auch auf andere Funktionen übertragbar sein.

Betrachtung der Effekte zur Subgruppenbildung

Die Ergebnisse zeigten einen sehr deutlichen Einfluss der Parität auf die Anpassung des fixen Modells. Die Reduktion des MSEs bei der Aufnahme der Laktationsnummer in die Subgruppenbildung war wesentlich höher als bei den Effekten Kalbealter (3 Klassen), Kalbesaison (2), Region (2) und Kalbejahr (8). Bei der Betrachtung von Erwartungswerten von Kühen verschiedener Parität konnte die in der Literatur beschriebene (z.B. Auran, 1973; Congleton Jr. und Everett, 1980; Bar-Anan und Genizi, 1981; Shanks u. a., 1981; Keown u. a., 1986; Stanton u. a., 1992; Coulon u. a., 1995; Vargas u. a., 2000) höhere Persistenz der erstlaktierenden Kühe gegenüber Mehrkalbskühen in allen Merkmalen beobachtet werden. Die Unterschiede zwischen den Zweit- und Drittkalbskühen waren im Vergleich zu den Unterschieden zu den Erstkalbskühen wesentlich kleiner.

Als zweitwichtigster Einfluss stellte sich die Kalbesaison heraus. Bei der Einführung der Kalbesaison in die Subgruppenbildung konnte ein stärkerer Einfluss beim Merkmal Milchmenge bei beiden Rassen und beim Merkmal Proteinmenge beim Fleckviehdatsatz festgestellt werden gegenüber den übrigen untersuchten Merkmalen. Die MSE-Reduktion beim Merkmal Fettmenge war bei den Datensätzen beider Rassen etwas kleiner.

Die Aufnahme des Kalbealters führte bei allen untersuchten Merkmalen beider Rassen zu einer gleichmäßig starken Reduktion des MSE. In der Literatur (Auran, 1973; Danell, 1990; Pander u. a., 1992) wurde ebenfalls von unterschiedlichen Einflüssen des Kalbealters in verschiedenen Laktationsabschnitten berichtet, wobei es aber auch Untersuchungen mit gegensätzlichen Ergebnissen (Hansen u. a., 1983;

Olori, 1997) gibt.

Bei einem Vergleich der Einflussfaktoren Kalbesaison und Kalbealter in ihrer Wirkung auf die Laktationskurve kann bei den vorliegenden Ergebnissen ein stärkerer Einfluss der Kalbesaison festgestellt werden. Dies widerspricht zum Teil den Aussagen von Auran (1973), der den Einfluss des Kalbealters auf die einzelnen Leistungsbeobachtungen in einer Laktation im Vergleich zu dem der Kalbesaison als stärker bezeichnet. In der Untersuchung bezüglich der Subgruppenbildung wird jedoch nur die Form des Einflusses im Laktationsverlauf untersucht. Es wird dabei nicht die Höhe des Einflusses eines Faktors auf alle Kontrolltagsbeobachtungen einer Laktation beurteilt. Bei der Betrachtung von Erwartungswerten über den Laktationsverlauf von Kühen mit unterschiedlicher Kalbesaison und unterschiedlichem Kalbealter konnte ein wesentlich stärkerer Einfluss des Kalbealters beobachtet werden. Jedoch handelt es sich beim Kalbealter offensichtlich mehr um eine Verschiebung aller Erwartungswerte einer Laktation nach oben oder unten und nicht wie bei der Saison um eine Veränderung des Verlaufs der Erwartungswertes über die Laktation.

Betrachtet man die Ergebnisse zur Einbeziehung der Region in die Subgruppenbildung, so fällt der höhere Einfluss der Region beim Fleckvieh auf. Besonders sticht hier der mit 17.6 sehr hohe F-Wert beim Merkmal Proteinmenge heraus, der aber auch beim Braunvieh im Vergleich zu den Merkmalen Milch- und Fettmenge erhöht war. Die Region hat demnach einen stärkeren Einfluss auf das Merkmal Proteinmenge, was mit den stark wechselnden Futtereinflüssen zwischen Saisons in der Alpenregion und den relativ gleichbleibenden Futtereinflüssen unter intensiveren Produktionsbedingungen zusammenhängen könnte. Bei den Ergebnissen muss jedoch darauf hingewiesen werden, dass es sich bei den beiden berücksichtigten Regionen um die Erzeugungsgebiete handelt, in denen sehr stark unterschiedliche Produktionsbedingungen herrschen. Zwischen Regionen, in denen ähnliche Produktionsbedingungen herrschen, werden keine stark unterschiedlichen Umwelteinflüsse auf den Laktationsverlauf angenommen. Die Verfeinerung der Regionen im Fleckviehdatensatz auf die einzelnen Erzeugungsgebiete brachte im Vergleich zu der Verfeinerung der Kalbesaisons bzw. der Kalbealterklassen auch nur eine geringere Verbesserung der Modellanpassung.

Die Berücksichtigung der Region bei der Korrektur des Laktationsstadiums kann auch im Zusammenhang mit den innerhalb der Regionen genesteten Herdenkontrolltagen betrachtet werden. Herdenspezifische schwankende Umwelteinflüsse innerhalb von Jahren werden unabhängig vom Laktationsstadium durch den Herdenkontrolltag im Auswertungsmodell berücksichtigt. Hierdurch wird auch ein Teil des Regionseffektes abgedeckt. Durch die Aufnahme der Region in die Subgruppenbildung wird zwischen Regionen ein zusätzlicher Einfluss auf das Laktationsstadium in Zusammenhang mit den anderen bei der Subgruppenbildung berücksichtigten Einflussfaktoren angenommen, der jedoch im Vergleich zum Herdeneffekt wesentlich geringer einzustufen ist.

Bei der Aufnahme des Kalbejahres in die Subgruppenbildung konnte ebenfalls ein stärkerer Einfluss auf die Modellanpassung für das Merkmal Proteinmenge beobachtet werden. Die Ergebnisse weisen auf eine Interaktion zwischen dem Kalbejahr und den Effekten Kalbesaison und Region beim Einfluss auf den Laktationskurvenverlauf hin, was aufgrund der Variation von Saisoneinflüssen innerhalb von

verschiedenen Jahren und Regionen auch zu erwarten war. Die Aufnahme des Kalbejahres in die Subgruppenbildung erscheint demnach angebracht, obwohl die Anzahl der zu schätzenden Regressionskoeffizienten dadurch stark ansteigt und die Anzahl der Beobachtungen in den Subgruppen relativ stark zurückgeht. Eine Zusammenfassung von Jahren zur Bildung der Subgruppen wie sie beispielsweise in der Routinezuchtwertschätzung für Milchleistungsmerkmale der Rassen Schwarz-, Rotbunt und Rotvieh beim VIT Verden (Reents u. a., 1997) durchgeführt wird, wird als nicht optimal beurteilt. Hier würden für aufeinander folgende Jahre gleiche Einflüsse auf den Laktationsverlauf angenommen, die keine Interaktion zwischen Saisons und Regionen innerhalb verschiedener Jahre zulassen würden. Die Jahreszusammenfassung würde zusätzlich mit einer gewissen Willkür durchgeführt, die sich biologisch nur schwer begründen lässt.

Betrachtung der Verfeinerung von Effekten bei der Subgruppenbildung

Neben der Überprüfung des generellen Einflusses einzelner Faktoren auf den Laktationsverlauf, welcher durch vollständiges Entfernen von der Subgruppenbildung untersucht wurde, besteht auch die Möglichkeit, verschiedene Effektstufeneinteilungen bei der Subgruppenbildung zu berücksichtigen. Dies wurde mit Hilfe des MSE in fixen Modellen bei den Einflussfaktoren Kalbesaison und Kalbealterklassen überprüft.

Es konnte dabei eine signifikante Reduktion des MSE bei einer Verfeinerungen auf bis zu sechs Kalbesaisons und sechs Kalbealterklassen statistisch abgesichert werden. Es muss jedoch auch der relativ starke Rückgang der Anzahl Laktationen, die zur Schätzung der Regressionskoeffizienten innerhalb der Subgruppen zur Verfügung steht, beachtet werden. Eine Verfeinerung der Kalbesaisons auf sechs Zwei-Monatsperioden wird unter dem Gesichtspunkt der Stabilität der geschätzten Regressionskoeffizienten als nicht optimal betrachtet, da durch die Kombination mit dem Kalbejahr besonders in kleineren Regionen eine starke Einschränkung der Informationsmenge erfolgt. Die Verfeinerung auf sechs Kalbealterklassen wird ebenfalls als kritisch hinsichtlich der Informationsmenge je Subgruppe beurteilt, doch weisen die Ergebnisse der fixen Modelle auf eine stärkere Verbesserung der Anpassung des Modells im Vergleich zu einer Verfeinerung auf sechs Kalbesaisons hin. Die Ergebnisse zur Verfeinerung der Kalbesaisons und der Kalbealterklassen bestätigen demnach die Aussagen bezüglich des Einflusses von Kalbesaison und Kalbealter, die bei der Diskussion der einzelnen zur Subgruppenbildung herangezogenen Effekte gemacht werden konnten.

6.5 Einfluss des Trächtigkeitsstadiums

Die Untersuchungen zum Einfluss des Trächtigkeitsstadiums basieren auf der Auswertung mit fixen Modellen und auf der Berechnung von BLU-Schätzern für die fixen Einflussfaktoren in gemischten Modellen. Für die Auswertungen mit fixen Modellen wurden relativ grosse Datensätze verwendet, was einen Unterschied zu den meisten Untersuchungen in der Literatur (z.B. Auran, 1973, 1974; Danell,

1982; Sharma u. a., 1990; Coulon u. a., 1995; Olori, 1997) darstellt. In der vorliegenden Arbeit wurde versucht, aufgrund des Felddatenmaterials, das der Zuchtwertschätzung in Bayern zugrunde liegt, die Korrektur des Trächtigkeitseinflusses zu optimieren. Die zu den MSE-Auswertungen herangezogenen Felddaten der Rassen Braunvieh und Fleckvieh umfassten dabei Teildatensätze, in denen auch extreme Erzeugungsregionen (Alpengebiet) mit eingeschlossen waren.

Um die Auswirkungen verschiedener Arten der Trächtigkeitskorrektur auf die Zuchtwerte abschätzen zu können, wurde der Erwartungswert aus den BLU-Schätzern gemischter Modelle über den Zeitverlauf der Trächtigkeit bzw. der Laktation konstruiert und für einzelne Beispiele graphisch dargestellt. Im Mittelpunkt der vorliegenden Arbeit standen dabei vier Strategien zur Korrektur des Trächtigkeitseinflusses, die zur Übersicht noch einmal kurz aufgeführt werden:

- STRATEGIE 1: Nichtberücksichtigung des Trächtigkeitseinflusses im Auswertungsmodell. Diese Strategie ist größtenteils auf die Problematik von nicht vorhandenen Aufzeichnungen in den Felddaten zurückzuführen (Swalve und Gengler, 1998). Ein Beispiel hierfür wäre das in der Routinezuchtwertschätzung in Kanada angewendete RRM ohne Berücksichtigung der Trächtigkeit (Schaeffer u. a., 2000).
- STRATEGIE 2: Berücksichtigung des Trächtigkeitseinflusses mit Hilfe der Variable Zwischenkalbezeit in Kombination mit der Korrektur des Laktationsstadiums. Dieses Korrekturverfahren für die Trächtigkeit wird beispielsweise in der Routinezuchtwertschätzung für Milchleistungsmerkmale der Rassen Schwarz-, Rotbunt und Rotvieh beim VIT Verden (Reents u. a., 1997) angewendet.
- STRATEGIE 3: Korrektur des Trächtigkeitseinflusses mit Hilfe der Variable Trächtigkeitstag. In der Zuchtwertschätzung für Milchleistungsmerkmale mit einem RRM in Finnland wird der Trächtigkeitstag in Form von diskreten Klassen berücksichtigt (Strandén u. a., 2000).
- STRATEGIE 4: Korrektur des Trächtigkeitseinflusses mit Hilfe der Variable Trächtigkeitstag, die in Abhängigkeit vom Laktationsstadium der Konzeption erfolgt. Hierdurch kann die Interaktion zwischen dem Trächtigkeits- und dem Laktationsstadium berücksichtigt werden.

Der Anteil von Kühen in den bayerischen Kontrolltagsdaten ohne bekannte und ohne vorausberechnete Zwischenkalbezeit war mit 26.5 bzw. 27.7 Prozent relativ hoch, was aber zum Teil durch die unvollständigen Laktationen mit nur wenig Kontrolltagsbeobachtungen im Datenmaterial bedingt war. Die Anzahl Laktationen, in denen auch noch in den letzten Laktationswochen keine Trächtigkeit bekannt war, war in den Gesamtdaten nicht unerheblich. So betrug die Anzahl an Kühen ohne Trächtigkeit zwischen Laktationstag 300 und 325 im Fleckviehdatensatz noch 215 210.

Durch die Einführung einer Korrektur der Trächtigkeit kam es bei allen drei untersuchten Merkmalen der beiden Rassen zu einer signifikanten Reduktion des MSE in den Auswertungen mit den fixen Modellen. Die absolute Reduktion des MSE durch die Berücksichtigung der Trächtigkeit im Auswertungsmodell,

unabhängig von der Strategie der Korrektur, ist höher als bei allen anderen in dieser Arbeit untersuchten Modelländerungen. Dies unterstreicht die Aussage von Swalve (1995c), der die Trächtigkeit als wichtigsten Einflussfaktor innerhalb der Laktation bezeichnet.

Berücksichtigung mit Hilfe der Zwischenkalbezeit und des Laktationsstadiums

Die Korrektur des Trächtigkeitseinflusses bei aggregierten Laktations- bzw. Abschnittsleistungen wird in der Regel mit der Variable Zwischenkalbezeit oder Gützeit durchgeführt (International Bull Evaluation Services, 2000). Die Zwischenkalbezeit enthält dabei die Information, welcher Anteil der Laktation von der Trächtigkeit beeinflusst wurde. Eine kürzere Zwischenkalbezeit bedeutet, dass die Kuh früher in der Laktation tragend wird und die Abschnittsleistung durch den längeren und stärkeren Trächtigkeitseinfluss niedriger ausfällt. Bei der direkten Einbeziehung von Kontrolltagsleistungen ist die Korrektur der Zwischenkalbezeit in der Form eines fixen Haupteffektes nicht angepasst. Dieser würde einen konstanten Einfluss der Zwischenkalbezeit auf die Kontrolltagsleistungen einer Laktation annehmen, der nicht dem tatsächlichen Einfluss der Trächtigkeit entspricht (z.B. Auran, 1974; Danell, 1982; Coulon u. a., 1995).

In der von Reents u. a. (1997) dargestellten Korrektur der Zwischenkalbezeit in Zusammenhang mit der Korrektur des Laktationsstadiums wird für verschiedene Zwischenkalbezeitklassen ein separater Laktationsverlauf angenommen. In den eigenen Untersuchungen hat diese Form der Korrektur der Trächtigkeit zu einer starken Reduktion des MSE im Vergleich zu einem Modell ohne Korrektur des Trächtigkeitseinflusses geführt. Für die Merkmale Milch-, Fett- und Proteinmenge kam es beim Braunviehdatensatz zu einer Reduktion um 6.5, 3.7 und 6.5 Prozent und beim Fleckviehdatensatz betrug die Reduktion 5.7, 3.1 und 5.5 Prozent.

Die Aufnahme eines Polynoms dritter Ordnung der Kovariable Trächtigkeitstag in ein Modell, in dem der Trächtigkeitseinfluss schon mit der Variable Zwischenkalbezeit in Kombination mit dem Laktationsstadium korrigiert wurde, führte in allen untersuchten Merkmalen beider Rassen zu einer deutlich signifikanten Reduktion des MSE (F-Werte zwischen 262 und 1366). Dies gibt einen Hinweis darauf, dass der Einfluss der Trächtigkeit durch die Variable Zwischenkalbezeit nicht optimal korrigiert wurde.

Betrachtet man die Erwartungswerte der Milchleistungsmerkmale über den Laktationsverlauf von Kühen mit unterschiedlicher Zwischenkalbezeit, die mit Hilfe der BLU-Schätzwerte aus einem Modell mit der Variable Zwischenkalbezeit berechnet wurden, so fallen die Differenzen in den Erwartungswerten der Leistungen am Beginn der Laktation auf. Zu diesem Zeitpunkt in der Laktation war jedoch noch keine Trächtigkeit vorhanden. Es wird mit der Zwischenkalbezeit demnach ein Einfluss auf die Milchleistungsmerkmale korrigiert, der nicht auf die Trächtigkeit zurückzuführen ist. Der Grund für die Unterschiede in den Erwartungswerten ohne zugrundeliegende Trächtigkeit könnte ein Zusammenhang zwischen der Höhe der Milchleistung und der Zwischenkalbezeit bzw. dem Konzeptionszeitpunkt sein.

Dieser Zusammenhang zwischen Milchleistungsmerkmalen und der Zwischenkalbezeit bzw. der Gützeit wird in der Literatur kontrovers diskutiert. In den Untersuchungen von Berger u. a. (1981) und Hansen u. a. (1983) wurden positive genetische Korrelationen zwischen der Gützeit und Leistungsabschnitten

am Laktationsanfang nachgewiesen. In weiteren Untersuchungen wurde von einer starken Reduktion des geschätzten Günstzeiteffektes nach der Einbeziehung der Leistungshöhe der Kühe am Laktationsanfang in das Modell berichtet (Oltenacu u. a., 1980; Bar-Anan und Genizi, 1981; Lee u. a., 1997; Thompson u. a., 1982). Diesen Untersuchungen stehen die Schlussfolgerungen aus den Untersuchungen von Roman und Wilcox (2000) und Raheja u. a. (1989) entgegen, die von keinen oder nur sehr kleinen antagonistischen Effekten der Milchleistung auf die Reproduktionsleistung ausgehen. Wiggans und Ernst (1986) konnten in ihren Arbeiten ebenfalls keine signifikanten Interaktionen zwischen der durchschnittlichen 100-Tage Leistung innerhalb von Herden-Jahr-Saisons und der Günstzeitlänge feststellen.

Ein weiterer Problempunkt bei der Korrektur durch die Variable Zwischenkalbezeit sind die niedrigen Erwartungswerte für die Tiere ohne vorliegende Trächtigkeit in der Laktation. Diese dürften zumindest teilweise durch die Entscheidung des Landwirts begründet sein, die Kühe mit unterdurchschnittlicher Leistung am Laktationsanfang nicht zu besamen und bis zu einem späteren Laktationszeitpunkt zu mästen, bevor sie aus der Herde selektiert werden. Dies führt zu einer Überschätzung der Zuchtwerte von Kühen, die erst am Laktationsanfang stehen und von denen keine Information über eine Belegung vorhanden ist. Ein Teil dieser Kühe wird in den folgenden Monaten belegt und erhält somit eine vorausberechnete Zwischenkalbezeit. Mit dieser vorausberechneten Zwischenkalbezeit wechselt die Kuh mit ihren gesamten Kontrolltagsbeobachtungen der betrachteten Laktation die Vergleichsgruppe, in die sie aufgrund ihrer Zwischenkalbezeit zur Korrektur des Laktationsstadiums eingeteilt wird. Es kommt somit in der folgenden Zuchtwertschätzung zu einer relativ starken Veränderung des Erwartungswertes für die Leistungsbeobachtungen der Laktation und folglich auch zu starken Veränderungen ihres aufgrund der Anfangsleistung geschätzten Zuchtwertes. Diese Schwankungen sind in einem Routinezuchtwertschätzverfahren nicht erwünscht und haben zudem keinen biologischen Hintergrund, sodass die Berücksichtigung der Trächtigkeit mit Hilfe der Variable Zwischenkalbezeit als nicht optimal beurteilt werden muss.

Weiterhin ist zu beachten, dass es durch die Aufnahme der Zwischenkalbezeit in die Subgruppenbildung zur Korrektur des Laktationsstadiums zu einer Vervielfachung der Zahl der zu schätzenden Regressionskoeffizienten kommt. Dies hat neben der Auswirkung auf die Genauigkeit der Schätzung der Regressionskoeffizienten auch negative Auswirkungen auf das Konvergenzverhalten bei der iterativen Lösung der Gleichungssysteme.

Berücksichtigung mit Hilfe der Variable Trächtigkeitstag

Die Berücksichtigung des Trächtigkeitseinflusses mit Hilfe eines Polynoms der Variable Trächtigkeitstag erfolgt unabhängig von der Korrektur des Laktationsstadiums. Sie bewirkt eine Korrektur des Trächtigkeitseinflusses nur bei den Leistungsbeobachtungen, bei denen auch eine Trächtigkeit vorhanden war. Der MSE reduziert sich bei der Aufnahme eines Polynoms dritter Ordnung um 3.1 (2.8), 1.3 (1.1) und 3.4 (2.9) Prozent bei den Merkmalen Milch-, Fett- und Proteinmenge der Rasse Braunvieh (Fleckvieh).

Gegenüber der Korrektur mit Hilfe der Zwischenkalbezeit fällt die Reduktion des MSEs geringer aus.

Die stärkere Reduktion des MSE bei der Korrektur über die Zwischenkalbezeit ist auf die zusätzliche Anpassung der Korrektur am Laktationsanfang und die separate Korrektur für Kühe, die in der Laktation keine Trächtigkeitsperiode vorgewiesen haben, zurückzuführen. Dies kann jedoch aufgrund der oben beschriebenen Probleme nicht als Nachteil für die Korrektur mit der Variable Trächtigkeitstag gesehen werden.

Die Korrektur mit dem Polynom dritter Ordnung hat sich im Vergleich zur Korrektur mit quadratischen Kovariablen als überlegen erwiesen. Eine Erweiterung auf ein Polynom vierten Grades führte zu einer weiteren Reduktion des MSE in fixen Modellen bei allen untersuchten Merkmalen. Es besteht jedoch aufgrund der grossen Flexibilität eines Polynoms vierten Grades die Gefahr unrealistischer Kurvenverläufe beim Vorliegen von wenigen extremen Beobachtungen in Randbereichen mit wenig Informationsmenge.

Eine Korrektur des Trächtigkeitseinflusses mit diskreten Klassen war in den MSE-Auswertungen der Korrektur durch ein Polynom dritten Grades deutlich unterlegen.

Einfluss der Trächtigkeit innerhalb von einzelnen Trächtigkeitsstadien

Die graphische Darstellung der BLU-Schätzwerte für die Regressionen auf den Trächtigkeitstag aus den gemischten Modellen zeigte für die ersten 150 Trächtigkeitstage nur sehr geringe Einflüsse auf die Leistung bei den untersuchten Merkmalen und Rassen. Dies stimmt mit den Angaben in der Literatur überein, die einen stärkeren Einfluss der Trächtigkeit nach dem fünften Trächtigkeitsmonat im Vergleich zu den ersten Monaten der Trächtigkeit beschreiben (z.B. Auran, 1974; Bar-Anan und Genizi, 1981; Danell, 1982; Sharma u. a., 1990; Genizi u. a., 1992; Coulon u. a., 1995; Olori, 1997). Die Erwartungswerte für Leistungsbeobachtungen von Kühen mit unterschiedlich langen Günstzeiten und ansonsten identischen fixen Einflussfaktoren unterscheiden sich somit innerhalb der ersten 160 Laktationstage nur marginal. Dies steht im Gegensatz zu den Ergebnissen bei einer Korrektur des Trächtigkeitseinflusses über die Zwischenkalbezeit.

Im Allgemeinen wurde bei Braunviehkühen ein größerer negativer Einfluss der Trächtigkeit auf die untersuchten Milchleistungsmerkmale festgestellt als bei den Fleckviehkühen. Auswirkungen des Trächtigkeitseinflusses waren bei den Braunviehkühen auch zu einem früheren Zeitpunkt der Trächtigkeit festzustellen. Dies gilt für die Milch-, die Protein- und besonders für die Fettmenge. Die höhere Milchleistung, verbunden mit einer verschärften Energiekonkurrenz zwischen Trächtigkeit und Milchleistung beim Braunvieh könnte, eine Erklärung hierfür sein. Coulon u. a. (1995) haben auch von einem vom Leistungsniveau abhängigen Trächtigkeitseinfluss berichtet, während Bar-Anan und Genizi (1981) keinen Einfluss der Leistungshöhe der Kuh auf den Trächtigkeitseinfluss nachweisen konnten.

Der Einfluss der Trächtigkeit auf die tägliche Milchleistung in den ersten vier Trächtigkeitsmonaten war zum Teil leicht positiv, was auch vom Sharma u. a. (1990) beobachtet wurde. Bei den Ergebnissen des Fleckviehdatensatzes war dieser leicht positive Einfluss bei der Milch- und Fettmenge auch noch im fünften Trächtigkeitsmonat festzustellen. Die in verschiedenen Untersuchungen (Genizi u. a.,

1992; Coulon u. a., 1995; Olori, 1997) geschätzte Reduktion der täglichen Milchmenge nach der 25. Trächtigkeitswoche von über einem Kilogramm Milch kann in der vorliegenden Arbeit bestätigt werden. Der von Genizi u. a. (1992) und Olori u. a. (1997) angegebene negative Einfluss von 3 bis 4 kg im siebten bzw. achten Trächtigkeitmonat liegt jedoch über den Einflüssen, die im Braunvieh- und Fleckviehdatensatz mit 1.3 bis 2.5 bzw. 1.2 bis 2.4 kg in der ersten Laktation festgestellt wurden.

Einfluss der Trächtigkeit kumulativ über die Laktation

Mit Hilfe der BLU-Schätzwerte aus dem gewählten Endmodell konnte die kumulative Reduktion der Milch-, Fett- und Proteinmenge innerhalb einzelner Laktationen berechnet werden. Allgemein lässt sich dabei feststellen, dass die in der Literatur vorhandenen Untersuchungen zum Zwischenkalbezeit- bzw. Günstzeiteinfluss in 305-Tage Leistungen viel größere Einflüsse der Trächtigkeit auf die Kontrolltagsbeobachtungen erwarten ließen, als die in der vorliegenden Untersuchung nachgewiesenen. Der Grund hierfür kann in der direkten Berücksichtigung von sehr vielen Umwelteinflüssen direkt am Kontrolltag in der vorliegenden Untersuchung liegen. Dies dürfte im Vergleich zu den Untersuchungen der 305-Tage Leistungen, in denen Durchschnittseffekte über alle Kontrolltage einer Laktation angenommen werden, zu genaueren Schätzwerten für den Trächtigkeitseinfluss führen. Coulon u. a. (1995) verweisen in ihren Ausführungen zum Trächtigkeitseinfluss auch auf die Unsicherheit bzw. Ungenauigkeit der Analyse von Felddaten als Ursache für die hohen Schätzwerte in der Literatur.

Die Reduktion der Leistung aufgrund des Trächtigkeitseinflusses steigt mit der Anzahl der Laktationen an, was auch von Coulon u. a. (1995) berichtet wird. Die Reduktion aufgrund einer 270 Tage andauernden Trächtigkeit betrug in der vorliegenden Arbeit 277 (249) kg Milch, 7.7 (5.9) kg Fett und 10.7 (9.1) kg Protein in der ersten Laktation im Braunviehdatensatz (Fleckviehdatensatz). Die Reduktion der Milchleistung liegt dabei deutlich über den von Coulon u. a. (1995) angegebenen 90 kg für Erstlaktierende und deutlich unter den von Schaeffer und Henderson (1972) und Oltenacu u. a. (1980) angegebenen Verlusten von etwa 1 400 bzw. 886 kg, die auf dem Vergleich verschiedener Günstzeitkorrekturen bei 305-Tage Leistungen beruhen. In Untersuchungen von Auran (1974), die auf Kontrollmonatsgemelken basieren, wurde mit 670 bis 700 kg ebenfalls eine stärkere Reduktion der kumulierten 305-Tage Leistung aufgrund einer neunmonatigen Trächtigkeitsperiode festgestellt. Die Schätzungen in neueren Untersuchungen mit Kontrolltagsdaten von Danell (1982) und Olori u. a. (1997) liegen mit 258 kg bzw. 207 kg Milch jedoch auf einem sehr ähnlichen Niveau wie die Ergebnisse der vorliegenden Arbeit. Die in zweiten und dritten Laktationen ermittelten kumulativen Verluste aufgrund der Trächtigkeit übersteigen ebenfalls die von Coulon u. a. (1995) angegebenen Werte von 200 kg. Die Zunahme der Reduktion in Bezug zur Höhe der absoluten Reduktion in der ersten Laktation betrug bei der Milchleistung der Braunvieh- und Fleckviehkühe in der zweiten Laktation 14.0 bzw. 10.8 Prozent und in der dritten Laktation 26.8 bzw. 21.0 Prozent. Die ermittelte Reduktion der Fett- und Proteinmenge bei erstlaktierenden Braunviehkühen (Fleckviehkühen) über eine Trächtigkeitsperiode von 270 Tagen stimmen mit den von Olori u. a. (1997) angegebenen Werten von 8.1 bzw. 8.7 kg relativ gut überein. Die in Untersuchungen des Günstzeit- bzw. Zwischenkalbezeiteinflusses an Laktationsleistungen ermittelten Einflüsse auf die

Fett- und Proteinmenge (z.B. Funk u. a., 1987; Sadek und Freeman, 1992; Lee u. a., 1997) sind jedoch im Vergleich dazu sehr viel höher.

Korrektur des Trächtigkeitseinflusses mit Hilfe der Variablen Trächtigkeitstag und Günstzeit

Durch die Schätzung der partiellen Regressionen auf den Trächtigkeitstag innerhalb verschiedener Günstzeitklassen kann die Interaktion zwischen dem Trächtigkeits- und Laktationsstadium im Modell berücksichtigt werden. Dies bedeutet, dass ein unterschiedlicher Trächtigkeitseinfluss in den verschiedenen Trächtigkeitsstadien in Abhängigkeit vom Laktationstag der Konzeption angenommen wird. In der vorliegenden Arbeit wurden hierzu die Regressionen auf den Trächtigkeitstag innerhalb von fünf Günstzeitklassen genestet und zusätzlich der Effekt Günstzeit als fixer Effekt in das Modell aufgenommen. Dies führte bei den Merkmalen Milch-, Fett- und Proteinmenge beider Rassen zu einer ähnlich hohen Reduktion des MSE wie bei der Korrektur des Trächtigkeitseinflusses mit Hilfe der Variable Zwischenkalbezeit.

Die in verschiedenen Arbeiten nachgewiesene Interaktion zwischen Trächtigkeits- und Laktationsstadium (z.B. Auran, 1974; Danell, 1982; Sharma u. a., 1990; Olori u. a., 1997) konnte auch in der vorliegenden Untersuchung beobachtet werden. Bei der Darstellung der BLU-Schätzwerte in Abschnitt 5.5.3 (S. 114ff.) für die Trächtigkeitskorrektur innerhalb der Günstzeitklassen spielte die Interaktion im Vergleich zu dem Haupteffekt Trächtigkeitstag nur eine stark untergeordnete Rolle. So kam es bei den Kühen, die erst nach dem 180. Laktationstag besamt wurden, zu einer leichten Reduktion der Milchleistung schon ab dem 100. Trächtigkeitstag, während bei Kühen, die in früheren Laktationsstadien besamt wurden, der Beginn des Trächtigkeitseinflusses etwa beim 150. Trächtigkeitstag lag. Auch die Zunahme des negativen Einflusses im Verlauf der Trächtigkeit war bei den Kühen, die in einem späteren Laktationsstadium trächtig wurden, etwas größer. Eine genauere Quantifizierung des Interaktionseffektes war in der vorliegenden Untersuchung nicht möglich, da der Effekt der Interaktion zwischen Trächtigkeits- und Laktationsstadium nicht klar von dem des offensichtlich vorhandenen Zusammenhangs zwischen Günstzeitklassen und Milchleistungsmerkmalen getrennt werden konnte. Die Ergebnisse von Auran (1974) deuten jedoch ebenfalls nur auf sehr kleine Interaktionseffekte hin, die nach Aussagen des Autors nicht sehr praxisrelevant sind. Im Gegensatz dazu berichtet Olori (1997) von relativ starken Interaktionseffekten, die in einer Zuchtwertschätzung berücksichtigt werden sollten.

Der Zusammenhang zwischen der Länge der Günstzeit und der Höhe der Milchleistungsmerkmale konnte bei der Darstellung der BLU-Schätzwerte der innerhalb der Günstzeitklassen geschätzten Regressionen auf den Trächtigkeitstag beobachtet werden. Dies bestätigt die Ergebnisse der Auswertungen mit der Variable Zwischenkalbezeit, die direkt mit der Günstzeit zusammenhängt. Zudem waren die Erwartungswerte für die Beobachtungen von Kühen ohne Günstzeitinformation deutlich niedriger als die Erwartungswerte für Beobachtungen von trächtigen Tieren, was ebenfalls mit den Ergebnissen aus den Modellen mit der Zwischenkalbezeit übereinstimmt.

Zusammenfassend werden somit für die Nestung der Korrektur des Trächtigkeitsstadiums innerhalb von

Güstzeitklassen sehr ähnliche Probleme wie bei einer Korrektur mit der Variable Zwischenkalbezeit erwartet. Eine Nestung der Regressionen auf den Trächtigkeitstag innerhalb von Güstzeitklassen wird demnach ebenfalls als nicht optimal angesehen und für eine Routinezuchtwertschätzung nicht empfohlen.

Kapitel 7

Schlussfolgerungen

Die vorliegenden Untersuchungsergebnisse und die hierzu geführte Diskussion lassen in den meisten Fällen klare Aussagen zur Definition von Umweltfaktoren in einem Testtagsmodell zu. Im Allgemeinen sind die hier getroffenen Schlussfolgerungen nicht auf ein "Fixed-Regression"-Testtagsmodell beschränkt, welches in den Untersuchungen verwendet wurde. Die verschiedenen Typen von Testtagsmodellen unterscheiden sich grundsätzlich nur in der Modellierung der tierspezifischen Effekte. Die zugrundeliegenden Leistungsinformationen in den verschiedenen Modelltypen bleiben die Kontrolltagsleistungen, bei deren Einbeziehung in die Zuchtwertschätzung die einwirkenden Umwelteinflüsse berücksichtigt werden müssen. Die Schlussfolgerungen können deshalb auch auf ein Testtagsmodell mit zufälligen Regressionen oder Kovarianzfunktionen übertragen werden.

Als Schlussfolgerungen aus der vorliegenden Arbeit lassen sich zusammenfassen:

1. Die Zeitgefährtengruppe sollte wegen der Vorteile in der Beschreibung der tagesspezifischen Umwelteinflüsse auf der Herdenkontrolltagesebene gebildet werden. Die getrennte Betrachtung des Herdenkontrolltageinflusses für die Beobachtungen aus verschiedenen Laktationen erscheint bei den in Bayern vorliegenden kleinen Herden als nicht angemessen. Durch das Ignorieren der Wechselwirkungen zwischen dem Herdenkontrolltag und der Laktationsnummer lässt sich die Genauigkeit der Zuchtwerte von Bullen und vor allem für Kühe aus kleineren Herden erheblich steigern. Die Gefahr einer Verzerrung der Zuchtwerte durch das Nichtberücksichtigen dieser Interaktion wird als unwahrscheinlich angesehen. Sie sollte jedoch nach der Festlegung der Modellierung der zufälligen Tiereffekte bei der Entwicklung der Routinezuchtwertschätzung noch einmal überprüft werden.
2. Die Laktationsnummer ist ein entscheidender Einflussfaktor auf die Komponenten der Milchleistung. Die im Testtagsmodell berücksichtigten Umweltfaktoren sollten weitestgehend innerhalb der Laktationen korrigiert werden.
3. Der Einfluss der Trächtigkeit muss in einer Routinezuchtwertschätzung für Milchleistungsmerkmale berücksichtigt werden. Dies gilt insbesondere für die Entwicklung eines Testtagsmodells

mit zufälligen Regressionen bzw. Kovarianzfunktionen zur Beschreibung der Zuchtwerte. Ein Ziel dieser Modelle ist die Berechnung von Persistenz-Zuchtwerten, die aber durch den Einfluss der Trächtigkeit verzerrt sein würden. Die Berücksichtigung der Trächtigkeit in der Form eines Polynoms dritter Ordnung der um den Mittelwert zentrierten Kovariable Trächtigkeitstag ermöglicht eine von den Variablen Gützeit und Zwischenkalbezeit unabhängige Korrektur des Trächtigkeitseinflusses. Da ein Zusammenhang zwischen der Höhe der Milchleistungsmerkmale und der Länge der Zwischenkalbezeit und Gützeit festgestellt wurde, würde eine Aufnahme dieser Variable in das Zuchtwertschätzverfahren zu einer Verzerrung der Erwartungswerte und folglich auch zu einer Beeinflussung der geschätzten Zuchtwerte führen.

4. Das Laktationsstadium muss bei der direkten Einbeziehung von Kontrolltagsleistungen in das Zuchtwertschätzverfahren korrigiert werden. Hierzu werden in der Regel Funktionen mit der Variable Laktationstag verwendet, die in der vorliegenden Arbeit nicht untersucht wurden. Bei der Auswahl dieser Funktionen muss zum einen die Anpassung an die vorliegenden Daten und zum anderen auch das Konvergenzverhalten bei der Lösung des Gleichungssystems berücksichtigt werden. Grundsätzlich muss ein Kompromiss zwischen der Anzahl Parameter der Funktion und der Güte der Korrektur gefunden werden.
5. Die Definition der Subgruppen, innerhalb derer separate Korrekturen für das Laktationsstadium durchgeführt werden, sollte anhand der Variablen Laktation, Kalbesaison, Kalbejahr, Kalbealter und Region erfolgen. Hierbei muss ein spezielles Augenmerk auf die Besetzung der einzelnen Subgruppen gelegt werden. Die stabile Schätzung von Regressionskoeffizienten zur Korrektur des Laktationsstadiums sollte Vorrang vor einer sehr detaillierten Definition der Subgruppen haben. Empfohlen wird die Definition basierend auf den einzelnen Kalbejahren, vier Kalbesaisons und bis zu sechs Kalbealterstufen. Bei der Einteilung der Erzeugungsgebiete in Bayern zu Regionen, die ebenfalls in die Subgruppendefinition mit einbezogen werden sollten, muss auf eine ausreichende Größe der Regionen geachtet werden.
6. Die Region stellt neben dem Herdenkontrolltag einen weiteren Einflussfaktor auf die Kontrolltagsleistungen dar, der aufgrund der stark unterschiedlichen Produktionsbedingungen in Bayern bei der Korrektur von herdenübergreifenden Einflussfaktoren berücksichtigt werden sollte. Die Einbeziehung der Region bei der Korrektur des Kalbealters und des Kalbe-Jahr-Monats, sowie bei der Definition der Subgruppen zur Korrektur des Laktationsstadiums erfordert eine Zusammenfassung der 48 landwirtschaftlichen Erzeugungsgebiete in Bayern. Hier könnte die von Würfl u. a. (1984) durchgeführte Zusammenfassung der Erzeugungsgebiete zu 12 sogenannten Agrargebieten genutzt werden, wobei eine weitere Zusammenfassung der Agrargebiete zu etwa sechs bis acht Regionen innerhalb Bayerns sinnvoll erscheint.
7. Das Kalbealter sollte außer bei der Korrektur des Laktationsstadiums auch als separater Einflussfaktor in das Modell aufgenommen werden. Ein quadratisches Polynom wird hierfür als ausreichend betrachtet, wobei die Werte um den Mittelwert des Kalbealters für die einzelnen Laktatio-

nen zentriert werden sollten. Um die regionsspezifischen Kalbealterseinflüsse zu berücksichtigen, sollten die Regressionen innerhalb der definierten Regionen genestet werden.

8. Das Kalbejahr in Kombination mit dem Kalbemonat und der Region sollte neben dem Herdenkontrolltag zu einer Berücksichtigung der zeitlichen Komponente im Testtagsmodell führen. Bei der hier empfohlenen Mehrfachinteraktion wird der durchschnittliche Einfluss des Kalbezeitpunktes innerhalb der Region über alle Kontrolltagsbeobachtungen einer Laktation geschätzt, während der Herdenkontrolltag die individuellen Umwelteinflüsse innerhalb einer Herde berücksichtigt. Bei den relativ schwach besetzten Herdenkontrolltagssubzellen verbessert diese Effektkombination die Korrektur von saisonalen Umwelteinflüssen.

Neben den Schlussfolgerungen zu den einzelnen Umwelteinflussfaktoren stellt sich die Frage nach der Notwendigkeit verschiedener Modelle für die beiden Rassen Braunvieh und Fleckvieh. Grundsätzlich kann aus den vergleichenden Untersuchungen der biologischen Merkmale Milch-, Fett- und Proteinmenge innerhalb der beiden Rassen Braunvieh und Fleckvieh die Schlussfolgerung gezogen werden, dass sich die entwickelten Modelle nicht grundsätzlich in der Definition der Einflussfaktoren unterscheiden. Für die einzelnen biologischen Merkmale und Rassen müssen jedoch eigene Einflussfaktoren in den Modellen berücksichtigt werden, was durch eine separate Schätzung der Merkmale innerhalb der Rassen, wie sie in der momentanen Routinezuchtwertschätzung nach dem Abschnittsmodell durchgeführt wird, auch gewährleistet ist.

Neben der Übertragung der Ergebnisse aus der vorliegenden Arbeit auf die Entwicklung einer Routinezuchtwertschätzung in Bayern können die Schlussfolgerungen auch auf die Entwicklung von Testtagsmodellen in anderen Bundesländern bzw. europäischen Staaten übertragen werden, in denen eine ähnliche Struktur der Kontrolltagsdaten wie in Bayern vorliegt.

Kapitel 8

Zusammenfassung

Das Ziel der vorliegenden Untersuchungen war die Prüfung und Optimierung von Umwelteinflüssen in einem Testtagsmodell zur Zuchtwertschätzung für die Milchleistungsmerkmale Milch-, Fett- und Proteinmenge. Dabei wurde im Speziellen auf die Problematik der Berücksichtigung von Leistungsbeobachtungen aus kleinen Herden in Bayern eingegangen, die in anderen deutschen Bundesländern (z.B. Baden-Württemberg, Hessen) und europäischen Staaten (Österreich, Schweiz, Italien, Finnland, Polen) ähnlich vorhanden ist. Über den Herdeneinfluss hinaus wurden die Interaktionen zwischen den Umwelteinflussfaktoren auf Signifikanz geprüft und die einzelnen Einflussfaktoren separat in ihrer Definition überprüft. Besonders detailliert wurde die Berücksichtigung des Trächtigkeitseinflusses in einem Testtagsmodell untersucht.

Im Mittelpunkt der Untersuchungen stand zum einen die Beurteilung der Anpassung verschiedener Auswertungsmodelle an die beobachteten Leistungsdaten und zum anderen die Ermittlung der Genauigkeit der geschätzten Zuchtwerte (Korrelation r_{HI}). Die Korrelation zwischen wahren und geschätzten Zuchtwerten hat direkte Auswirkungen auf den Zuchtfortschritt und wurde daher als entscheidendes Kriterium bei der Modellierung des Herdeneffektes verwendet.

Die Möglichkeit einer direkten Berücksichtigung der tagesspezifischen Herdenumwelt, welche auf die erfassten Leistungsmerkmale einwirkt, wird als großer Vorteil bei der Anwendung eines Testtagsmodells angesehen. Bei der in Bayern vorliegenden ungünstigen Herdenstruktur muss jedoch eine Optimierung des Herdenkontrolltagseffektes erfolgen. Die Optimierung wurde mit Hilfe einer in der vorliegenden Arbeit entwickelten Methode durchgeführt, mit der der Einfluss von zusätzlich in das Modell eingeführten Einflussfaktoren auf die Genauigkeit der Zuchtwertschätzung berechnet werden kann. Die Untersuchungen am Kontrolltagsdatenmaterial der Rassen Braunvieh und Fleckvieh in Bayern haben gezeigt, dass sich die Genauigkeit der geschätzten Zuchtwerte erhöht, wenn die Wechselwirkung zwischen dem Herdenkontrolltag und der Laktationsnummer nicht im Modell berücksichtigt wird. Dies gilt vor allem für die Zuchtwerte von Kühen aus kleineren Herden, aber auch für die Zuchtwerte der Bullen.

Neben der Herdenumwelt hat die Trächtigkeit einen großen Einfluss auf die Milchleistung. Es wurden verschiedene Möglichkeiten zur Korrektur des Trächtigkeitseinflusses in einem Testtagsmodell unter-

sucht. Die Korrektur mit Hilfe der Variable Zwischenkalbezeit, die in der Regel in Zuchtwertschätzungen mit Abschnittsleistungen verwendet wird, kann als nicht optimal für ein Testtagsmodell bezeichnet werden. Gleiches gilt für die Berücksichtigung mit Hilfe der Günstzeit im Testtagsmodell. Ein möglicher Zusammenhang zwischen der Zwischenkalbezeit bzw. Günstzeit und den Milchleistungsmerkmalen kann zu Ungenauigkeiten bei der Schätzung von Zuchtwerten führen. Durch die Verwendung der Variable Trächtigkeitstag am Tag der Leistungserbringung können diese Probleme vermieden werden. Die Ergebnisse der vorliegenden Arbeit führen zur Empfehlung der Variable Trächtigkeitstag, die in Form eines Polynoms dritter Ordnung in das Testtagsmodell aufgenommen werden sollte.

Die Korrektur des Laktationsstadiums erfolgt in Testtagsmodellen in der Regel mit partiellen Regressionen auf die Variable Laktationstag, die in Subgruppen des Tiermaterials geschätzt werden können. Dies bedeutet, dass ein gleicher Laktationsverlauf für Kühe innerhalb der Subgruppen angenommen wird. Die Bildung dieser Subgruppen kann mit verschiedener Variablen erfolgen, für die ein Einfluss auf den Laktationsverlauf angenommen wird. Hierbei sollte eine stabile Schätzung der Regressionskoeffizienten den Vorrang vor einer zu detaillierten Definition der Subgruppen bekommen. Für ein bayerisches Testtagsmodell wurde eine Subgruppenbildung vorgeschlagen, die auf den Variablen Laktationsnummer, Kalbesaison, Kalbejahr, Kalbealter und Region basiert.

Die Untersuchung der Definition von einzelnen Einflussfaktoren und deren Wechselwirkungen hat gezeigt, dass verschiedene Interaktionen aus dem Modell ausgeschlossen werden können, ohne dass es zu negativen Wirkungen auf die Güte der Anpassung des Modells kommt.

Die Ergebnisse der vorliegenden Arbeit sind nicht auf die Anwendung in einem "Fixed-Regression"-Testtagsmodell beschränkt. Der Unterschied zu anderen Testtagsmodelltypen liegt in der Modellierung der tierspezifischen Effekte, die Berücksichtigung der Umwelteinflussfaktoren erfolgt in gleicher Weise wie in den durchgeführten Untersuchungen. Die Ergebnisse sind deshalb auch auf andere Testtagsmodelltypen übertragbar. Gleiches gilt für die Übertragung der Schlussfolgerungen auf Rinderpopulationen anderer Länder, in denen eine ähnliche Herdenkontrolltagsstruktur vorhanden ist.

Kapitel 9

Summary

The aim of this study was to examine the impact and to optimize the definition of environmental effects in a test day model for genetic evaluation of the traits milk, fat, and protein yield in cattle. Special attention was given to the definition of the herd test day contemporary group, because of the unfavourable herd structure in Bavaria. The problem of small dairy herds exists also in several other German states (e.g. Baden-Württemberg or Hessen) and European countries (e.g. Austria, Switzerland, Italy, Finland or Poland) and can lead to problems in the prediction of genetic values with a test day model. In addition, interactions between other environmental effects and the various definitions of the single effects were analysed. Also, different alternatives for the correction of the influence of pregnancy were investigated.

The fit of different models for the fixed effects was compared using the residual mean squared error. Models were tested against each other with the F-statistic. As an important factor for the breeding progress, the correlations between true and estimated breeding values were taken to evaluate various mixed models with respect to different definitions of effects. Especially for the optimization of the herd test day effect this criterion was used.

The possibility of taking environmental effects directly on the herd test day level into account is regarded as a major advantage of test day models over models that use aggregated yields. Because of the relatively small herd test day subclasses within Bavaria an optimal definition of the herd test day factor is crucial. In this study the optimization was done with a newly developed method, that allows to calculate the influence of additionally included effects in the model on the correlation between true and estimated breeding values. The results from different data sets from different regions of Bavaria showed an increase of this correlation, if the interaction between herd test day and lactation was not included in the model. This was especially valid for breeding values of cows in smaller herds, but also for sires. Therefore, it was recommended to include the herd test day effect in the model but ignore the interaction with parity.

Besides the herd environment, pregnancy also has a large influence on daily milk production. Different possibilities were tested to account for the state of pregnancy. The correction with the variable 'calving interval', that is commonly used in breeding value estimations for aggregated yield traits, has been found

not to be optimal for a test day model. The same is true for the variable 'days open'. A correlation between milk production traits and the effects 'calving interval' or 'days open' could lead to biased estimated breeding values. With the inclusion of the direct variable 'days carried calf' these problems can be minimized. The results of the study led to the recommendation to include the variable 'days carried calf' as a linear, quadratic and cubic covariate in the evaluation model.

The correction of the different stages of lactation for each yield observation is usually done using different partial regressions on the variable 'days in milk'. These partial regressions are estimated within defined subgroups of cows. Consequently, an equal shape of the lactation curve is assumed for the cows in one subgroup. The subgroup definition is based on variables that have an influence on the shape of the lactation curve. The definition of subgroups is a tradeoff between stable estimators for the partial regressions and a very detailed division of subgroups. For the Bavarian test day model a subgroup definition was proposed that is based on the variables parity, calving season, calving year, calving age and region.

The results of this study are not restricted to the application in a 'fixed regression model', as it was used here. The difference to other types of test day models lies in the definition of the animal effects. The correction of the environmental factors can be done in the same way as in this study. The conclusions of this study can also be generalized to other countries, where similar herd structures can be found.

Kapitel 10

Literaturverzeichnis

- [ABB und LBR Jahresbericht 1999] ABB UND LBR JAHRESBERICHT 1999 ; ARBEITSGEMEINSCHAFT DER BESAMUNGSSTATIONEN IN BAYERN E.V. UND LANDESVERBAND BAYERISCHER RINDERZÜCHTER E.V. (Hrsg.). *Rinderzucht Besamung Embryotransfer in Bayern 1999*
- [Ali und Schaeffer 1987] ALI, T.E. ; SCHAEFFER, L.R.: Accounting for covariances among test day milk yield in dairy cows. In: *Can. J. Anim. Sci.* 67 (1987), S. 637–644
- [Auran 1973] AURAN, T.: Studies on monthly and cumulative monthly milk yield records. I. The effect of age, month of calving, herd and length of first period. In: *Acta Agric. Scand* 23 (1973), S. 189–199
- [Auran 1974] AURAN, T.: Studies on monthly and cumulative monthly milk yield records. II. The effect of calving intervall and stage of pregnancy. In: *Acta Agric. Scand* 24 (1974), S. 339–348
- [Bar-Anan und Genizi 1981] BAR-ANAN, R. ; GENIZI, A.: The effects of lactation, pregnancy and calendar month on milk records. In: *Anim. Prod.* 33 (1981), S. 281–290
- [Berger u. a. 1981] BERGER, P.J. ; SHANKS, R.D. ; FREEMAN, A.E. ; LABEN, R.C.: Genetic aspects of milk yield and reproductive performance. In: *J. Dairy Sci.* 64 (1981), S. 114–122
- [Boichard und Lee 1992] BOICHARD, D. ; LEE, A.J.: Approximate accuracy of genetic evaluation under a single-trait animal model. In: *J. Dairy Sci.* 75 (1992), S. 868–877
- [Brotherstone 1987] BROTHERSTONE, S.: A note on the value and methods of correcting milk records for calving interval or days dry. In: *Anim. Prod.* 44 (1987), S. 322–325
- [Brotherstone und Hill 1996] BROTHERSTONE, S. ; HILL, W.G.: Heterogeneity of variance amongst herds for milk production. In: *Animal Prod.* 42 (1996), S. 297–303
- [Candrák u. a. 1997] CANDRÁK, J. ; KALDLECÌK, O. ; SCHAEFFER, L.R.: The use of test-day model for slovak cattle populations. In: *48th Annual Meeting of the European Association for Animal Production, Vienna, Austria, Aug 25-28, 1997* (1997)

- [Casanova 2000] CASANOVA, L.: Testtagsmodell und neue Basis eingeführt. In: *Schweizer Braunvieh* 5/6 2000 (2000), S. 10–12
- [Chauhan 1987a] CHAUHAN, V.P.S.: Dairy sire evaluation fitting some of the herd-year-season effects as random. In: *Livest. Prod. Sci.* 16 (1987), S. 117–130
- [Chauhan 1987b] CHAUHAN, V.P.S.: Partitioning of herd, year and season variation in milk production. In: *Livest. Prod. Sci.* 16 (1987), S. 107–116
- [Chauhan u. a. 1990] CHAUHAN, V.P.S. ; HAGGER, C. ; SCHMITZ, F. ; KÜNZI, N. ; CRETENAND, J.: Models for adjusting for herd, year and season effects in dairy sire evaluation in small herds. In: *Livest. Prod. Sci.* 26 (1990), S. 245–261
- [Chauhan und Hill 1986] CHAUHAN, V.P.S. ; HILL, W.G.: Seasonal grouping in a herd-year-season model evaluation. In: *Animal Prod.* 43 (1986), S. 63–71
- [Chauhan und Thompson 1996] CHAUHAN, V.P.S. ; THOMPSON, R.: Dairy sire evaluation using a rolling monthmodel. In: *J. Anim. Breed. Genet.* 103 (1996), S. 321–333
- [Congleton Jr. und Everett 1980] CONGLETON JR., W.R. ; EVERETT, R.W.: Application of the incomplete gamma function to predict cumulative milk production. In: *J. Dairy Sci.* 63 (1980), S. 109–119
- [Coulon u. a. 1995] COULON, J.B. ; PEROCHON, L. ; LESCOURET, F.: Modelling the effect of the shape of pregnancy on dairy cows milk yield. In: *Animal Sci.* 60 (1995), S. 401–408
- [Danell 1982] DANELL, B.: Studies on lactation yield and individual testday yields of Swedish dairy cows. I. Environmental influence and development of adjustment factors. In: *Acta. Agric. Scand.* 32 (1982), S. 65–81
- [Danell 1990] DANELL, B.: Genetic aspects of different parts of lactation. In: *Proc. 4th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Edinburgh* 14 (1990), S. 114–117
- [Dempfle 1982] DEMPFLE, L.: Zuchtwertschätzung beim Rind mit einer ausführlichen Darstellung der BLUP-Methode. In: *Verlag Paul-Parey, Hamburg, Heft 3* (1982)
- [Dong und Van Vleck 1989] DONG, M.C. ; VAN VLECK, L.D.: Estimates of genetic and environmental (co)variances for first lactation milk yield, survival, and calving interval. In: *J. Dairy Sci.* 72 (1989), S. 678–684
- [El Amin u. a. 1986] EL AMIN, F.M. ; SIMERL, N.A. ; WILCOX, C.J.: Genetic and environmental effects upon reproductive performance of Holstein crossbreds in the Sudan. In: *J. Dairy Sci.* 69 (1986), S. 1093–1097
- [Erb u. a. 1952] ERB, R.E. ; GOODWIN, M.M. ; MORRISON, R.A. ; SHAW, A.O.: Lactation studies. I. Effect of gestation. In: *J. Dairy Sci.* 35 (1952), S. 224–233

- [Freeman 1973] FREEMAN, A.E.: Age adjustment of production records: history and basic problems. In: *J. Dairy Sci.* 56 (1973), S. 941–950
- [Funk u. a. 1987] FUNK, D.A. ; FREEMAN, A.E. ; BERGER, P.J.: Effects of previous days open, previous days dry, and present days open on lactation yield. In: *J. Dairy Sci.* 70 (1987), S. 2366–2373
- [Gengler 1996] GENGLER, N.: Persistency of lactation yields: a review. In: *Proc. Interbull Intern. Workshop GIFT, Gembloux Bulletin No. 12* (1996), S. 87–96
- [Genizi u. a. 1992] GENIZI, A. ; SCHINDLER, H. ; AMIR, S. ; ZARCHI, M. ; FOOTE, R.H.: A simulation study of the effects of the calving interval on milk yields of dairy cows in fixed time periods. In: *Animal Prod.* 55 (1992), S. 309–314
- [Gottschalk u. a. 1992] GOTTSCHALK, A. ; ALPS, H. ; ROSENBERGER, W.: *Praktische Rinderzucht und Haltung*. Verlagsunion Agrar München, 1992
- [Grünhagen und Swalve 1997] GRÜNHAGEN, E. ; SWALVE, H.H.: Effect of cell size in test day models. In: *Proc. Interbull Meeting, Vienna, Austria. Int. Bull Evaluation Service, Bulletin No.16* (1997), S. 66–70
- [Guo 1998] GUO, Z.: *Modelle zur Beschreibung der Laktationskurve des Milchrindes und ihre Verwendung in Modellen zur Zuchtwertschätzung*, Universität Göttingen, Dissertation, 1998
- [Guo und Swalve 1997] GUO, Z. ; SWALVE, H.H.: Comparison of different lactation curve sub-models in test day models. In: *Proc. Interbull Meeting, Vienna, Austria. Int. Bull Evaluation Service, Bulletin No.16* (1997), S. 75–79
- [Hansen u. a. 1983] HANSEN, L.B. ; FREEMAN, A.E. ; BERGER, P.J.: Yield and fertility relationships in dairy cattle. In: *J. Dairy Sci.* 66 (1983), S. 293–305
- [Harris und Johnson 1998] HARRIS, B. ; JOHNSON, D.: Approximate reliability of genetic evaluations under an animal model. In: *J. Dairy Sci.* 81 (1998), S. 2723–2728
- [Hazel und Lush 1942] HAZEL, L.N. ; LUSH, J.L.: The efficiency of three methods of selection. In: *J.Hered.* 33 (1942), S. 393–399
- [Heinrichs u. a. 1994] HEINRICHS, A.J. ; WELLS, S.J. ; HURD, H.S. ; HILL, G.W. ; DARGATZ, D.A.: The national dairy heifer evaluation project: a profile of heifer management practices in the United States. In: *J. Dairy Sci.* 77 (1994), S. 1548–1555
- [Henderson 1963] HENDERSON, C.R.: Selection index and expected genetic advance. In: *Statistical Genetics and Plant Breeding* NAS-NRC Publication 982 (1963), S. 141–163
- [Henderson 1973] HENDERSON, C.R.: Sire evaluation and genetic trend. In: *Proc. Anim.Breed. Genet. in honor of J.L. Lush, ASAS and ADSA, Champaign, Illinois* (1973), S. 10–41

- [Henderson 1974] HENDERSON, C.R.: General flexibility of linear model techniques for sire evaluation. In: *J. Dairy Sci.* 57 (1974), S. 963–972
- [Henderson 1975a] HENDERSON, C.R.: Best linear unbiased estimation and prediction under a selection model. In: *Biometrics* 31 (1975), S. 423–447
- [Henderson 1975b] HENDERSON, C.R.: Comparison of alternative sire evaluation methods. In: *J. Anim. Sci.* 41 (1975), S. 760–770
- [Henderson 1984] HENDERSON, C.R.: *Applications of linear models in animal breeding*. University of Guelph Canada, 1984
- [Heringstad u. a. 1999] HERINGSTAD, B. ; KLEMETSDAL, G. ; RUANE, J.: Short communication: validation of estimates of genetic trend in the Norwegian cattle population. In: *J. Dairy Sci.* 82 (1999), S. 2811–2812
- [Hermas u. a. 1987] HERMAS, S.A. ; YOUNG, C.W. ; RUST, J.W.: Genetic relationships and additive genetic variation of productive and reproductive traits in Guernsey dairy cattle. In: *J. Dairy Sci.* 70 (1987), S. 1252–1257
- [Hillerton u. a. 1990] HILLERTON, J.E. ; KNIGHT, C.H. ; TURVEY, A. ; WHEATLEY, S.D. ; WILDE, C.J.: Milk yield and mammary function of dairy cows milked four times daily. In: *J. Dairy Res.* 57 (1990), S. 285–294
- [Hofinger u. a. 2000] HOFINGER, M. ; WIESBÖCK, J. ; POTUCEK, E. ; ZAR (ZENTRALE ARBEITSGEMEINSCHAFT ÖSTERREICHISCHER RINDERZÜCHTER) (Hrsg.). *Die österreichische Rinderzucht 1999*. 2000
- [International Bull Evaluation Services 2000] INTERNATIONAL BULL EVALUATION SERVICES (Hrsg.): *National genetic evaluation programmes for dairy production traits practiced in Interbull Member Countries 1999-2000*. Bd. *Bulletin 24*. Department of Animal Breeding and Genetics, SLU, Uppsala, Sweden, 2000
- [Jamrozik u. a. 1997a] JAMROZIK, J. ; KISTEMAKER, G.J. ; DEKKERS, J.C.M. ; SCHAEFFER, L.R.: Comparison of possible covariates for use in a random regression model for analyses of test day yields. In: *J. Dairy Sci.* 80 (1997), S. 2550–2556
- [Jamrozik und Schaeffer 1997] JAMROZIK, J. ; SCHAEFFER, L.R.: Estimates of genetic parameters for a test day model with random regressions for yield traits of first lactation Holsteins. In: *J. Dairy Sci.* 80 (1997), S. 762–770
- [Jamrozik u. a. 1996] JAMROZIK, J. ; SCHAEFFER, L.R. ; DEKKERS, J.C.M.: Random regression models for production traits in Canadian Holsteins. In: *Proc. Interbull Annual Meeting, Veldhoven Bulletin No. 14* (1996), S. 124–134

- [Jamrozik u. a. 1997b] JAMROZIK, J. ; SCHAEFFER, L.R. ; DEKKERS, J.C.M.: Genetic evaluation of dairy cattle using test day yields and random regression model. In: *J. Dairy Sci.* 80 (1997), S. 1217–1226
- [Jamrozik u. a. 1998] JAMROZIK, J. ; SCHAEFFER, L.R. ; GRIGNOLS, F.: Genetic parameters for production traits and somatic cell score of Canadian Holsteins with multiple trait random regression model. In: *Proc. 6th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Armidale* 23 (1998), S. 303–306
- [Jamrozik u. a. 1997c] JAMROZIK, J. ; SCHAEFFER, L.R. ; LIU, Z. ; JANSEN, G.: Multiple trait random regression test day model for production traits. In: *Proc. Interbull Meeting, Vienna, Austria. Int. Bull Evaluation Service, Bulletin No.16* (1997), S. 43–47
- [Jones und Goddard 1990] JONES, L.P. ; GODDARD, M.E.: Five years experience with the animal model for dairy evaluations in Australia. In: *Proc. 4th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Edinburgh* 13 (1990), S. 382–385
- [Karras u. a. 1998] KARRAS, K. ; AUMANN, J. ; AVERDUNK, G.: Zuchtwertschätzung auf Milchleistung. In: *DGfZ-Schriftenreihe (Beilage)* 11 (1998)
- [Keown u. a. 1986] KEOWN, J.F. ; EVERETT, R.W. ; EMPLET, N.B. ; WADELL, L.H.: Lactation curves. In: *J. Dairy Sci.* 69 (1986), S. 769–781
- [Kirkpatrick u. a. 1994] KIRKPATRICK, M. ; HILL, W.G. ; THOMPSON, R.: Estimating the covariance structure of traits during growth and ageing, illustrated with lactation in dairy cattle. In: *Genet. Res.* 64 (1994), S. 57–69
- [Kirkpatrick u. a. 1990] KIRKPATRICK, M. ; LOFSVOLD, D. ; BULMER, M.: Analysis of the inheritance, selection and evolution of growth trajectories. In: *Genetics* 124 (1990), S. 979–993
- [Kistemaker 1997] KISTEMAKER, G.: *The comparison of random regression testday models and a 305-day model for evaluation of milk yield in dairy cattle*, University of Guelph, Guelph, Dissertation, 1997
- [Lee u. a. 1997] LEE, J.K. ; VAN RADEN, P.M. ; NORMAN, H.D. ; WIGGANS, G.R. ; MEINERT, T.R.: Relationship of yield during early lactation and days open during current lactation with 305-day yield. In: *J. Dairy Sci.* 80 (1997), S. 771–776
- [Lidauer und Mäntysaari 1996] LIDAUER, M. ; MÄNTYSAARI, E.A.: Detection of bias in animal model pedigree indices of heifers. In: *Agricultural and Food Sci. Finland* 5 (1996), S. 387–397
- [Lidauer u. a. 1999a] LIDAUER, M. ; STRANDÈN, I. ; MÄNTYSAARI, E.: MiX99, Mixed model equations Solver - Manual. In: *Release XI/99* (1999)
- [Lidauer u. a. 1999b] LIDAUER, M. ; STRANDÈN, I. ; MÄNTYSAARI, E.A. ; PÖSÖ, J. ; KETTUNEN, A.: Solving large test-day models by iteration on data and preconditioned conjugate gradient. In: *J. Dairy Sci.* 82 (1999), S. 2788–2796

- [LKV Bayern Jahresbericht 1997] LKV BAYERN JAHRESBERICHT 1997 ; LANDESKURATORIUM DER ERZEUGERRINGE FÜR TIERISCHE VEREDELUNG IN BAYERN E.V. (Hrsg.). *Leistungs- und Qualitätsprüfung in der Rinderzucht in Bayern 1997*
- [LKV Bayern Jahresbericht 1999] LKV BAYERN JAHRESBERICHT 1999 ; LANDESKURATORIUM DER ERZEUGERRINGE FÜR TIERISCHE VEREDELUNG IN BAYERN E.V. (Hrsg.). *Leistungs- und Qualitätsprüfung in der Rinderzucht in Bayern 1999*
- [Makuza und McDaniel 1996] MAKUZA, S.M. ; MCDANIEL, B.T.: Effects of days dry, previous days open, and current days open on milk yields of cows in Zimbabwe and North Carolina. In: *J. Dairy Sci.* 79 (1996), S. 702–709
- [Marti und Funk 1994] MARTI, C.F. ; FUNK, D.A.: Relationship between production and days open at different levels of herd production. In: *J. Dairy Sci.* 77 (1994), S. 1682–1690
- [Meyer 1987a] MEYER, K.: Approximate accuracy of genetic evaluation under an animal model. In: *Livest. Prod. Sci.* 21 (1987), S. 87–100
- [Meyer 1987b] MEYER, K.: Estimates of variances due to sire x herd interactions and environmental covariances between paternal half-sibs for first lactation dairy production. In: *Livest. Prod. Sci.* 17 (1987), S. 95–115
- [Meyer u. a. 1989] MEYER, K. ; GRASER, H.-U. ; HAMMOND, K.: Estimates of genetic parameters for first lactation test day production of Australian Black and White cows. In: *Livest. Prod. Sci.* 21 (1989), S. 177–199
- [Meyer u. a. 1987] MEYER, K. ; GRASER, H.U. ; SMITH, S.P.: Estimation of adjustment factors and variance components for testday production in Australian Black and White populations. In: *Summary report to ADHIS on analysis of prod. records conducted by AGBU during 1985-87. Compiled by H.U. Graser, AGBU, UNE, Armidale* (1987)
- [Meyer und Hill 1997] MEYER, K. ; HILL, W.G.: Estimation of genetic and phenotypic covariance functions for longitudinal or 'repeated' records by restricted maximum likelihood. In: *Livest. Prod. Sci.* 47 (1997), S. 185–200
- [Miller 1973] MILLER, P.D.: A recent study of age adjustment. In: *J. Dairy Sci.* 56 (1973), S. 952–958
- [Miller u. a. 1970] MILLER, P.D. ; LENTZ, W.E. ; HENDERSON, C.R.: Joint influence of month and age of calving on milk yield of Holstein cows in northeastern United States. In: *J. Dairy Sci.* 53 (1970), S. 351–357
- [Misztal u. a. 1991] MISZTAL, I. ; LAWLOR, T.J. ; SHORT, T.H. ; WIGGANS, G.R.: Continuous genetic evaluation of Holsteins for type. In: *J. Dairy Sci.* 74 (1991), S. 2001–2009

- [Misztal und Perez-Enciso 1998] MISZTAL, I. ; PEREZ-ENCISO, M.: FSPAK90 - a Fortran 90 interface to sparse-matrix package FSPAK with dynamic memory allocation and sparse matrix structure. In: *Proc. 6th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Armidale 27* (1998), S. 467–468
- [Mäntysaari und Van Vleck 1989] MÄNTYSAARI, E. ; VAN VLECK, L.D.: Estimation of genetic parameters for production and reproduction in Finnish Ayrshire cattle. In: *J. Dairy Sci.* 72 (1989), S. 2375–2386
- [Mäntysaari und Sillanpää 1993] MÄNTYSAARI, E.A. ; SILLANPÄÄ, M.J.: Bias in pedigree indices of dairy bulls: Should the management group effects be fixed and should we use smaller heritability. In: *44th Annual Meeting of the European Association for Animal Production, Aarhus, Denmark, Aug 16-19, 1993* (1993), S. 236, Abstract
- [Norman u. a. 1995] NORMAN, H.D. ; MEINERT, T.R. ; SCHUTZ, M.M. ; WRIGHT, J.R.: Age and seasonal effects on Holstein yield for four regions of the United States over time. In: *J. Dairy Sci.* 78 (1995), S. 1855–1861
- [Norman u. a. 2000] NORMAN, H.D. ; WRIGHT, J.R. ; WIGGANS, G.R.: Effect of adjustment for herd test day on repeatability and heritability of 305-day milk, fat, and protein yields. In: *J. Dairy Sci.* 83, Suppl.I (2000), S. 52
- [Oikawa und Sato 1996] OIKAWA, T. ; SATO, K.: Study on animal model prediction for a data set with small herd effect. In: *Anim. Sci. Technol. (Jpn.)* 67 (1996), S. 755–763
- [Oikawa und Sato 1997] OIKAWA, T. ; SATO, K.: Treating small herds as fixed or random in an animal model. In: *J. Anim. Breed. Genet.* 114 (1997), S. 177–183
- [Olori 1997] OLORI, V.E.: *Utilization of dairy milk recording in genetic evaluation of dairy cattle*, University of Edinburgh, Edinburgh, Dissertation, 1997
- [Olori u. a. 1997] OLORI, V.E. ; BROTHERSTONE, S. ; HILL, W.G. ; MCGUIRK, B.J.: Effect of gestation stage on milk yield and composition in Holstein Friesian dairy cattle. In: *Livest. Prod. Sci.* 52 (1997), S. 167–176
- [Oltenucu u. a. 1980] OLTENACU, P.A. ; ROUNSAVILLE, T.R. ; MILLIGAN, R.A. ; HINTZ, R.L.: Relationship between days open and cumulative milk yield at various intervals from parturition for high and low producing cows. In: *J. Dairy Sci.* 63 (1980), S. 1317–1327
- [Pander u. a. 1992] PANDER, B.L. ; HILL, W.G. ; THOMPSON, R.: Genetic parameters of test day records of British Holstein-Friesian heifers. In: *Anim. Prod.* 55 (1992), S. 11–21
- [Perez-Enciso u. a. 1994] PEREZ-ENCISO, M. ; MISZTAL, I. ; ELZO, M.A.: FSPAK - an interface for public domain sparse matrix subroutines. In: *Proc. 5th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Guelph 22* (1994), S. 77–78

- [Pirlo u. a. 2000] PIRLO, G. ; MIGLIOR, F. ; SPERONI, M.: Effect of age at first calving on production traits and on difference between milk yield returns and rearing costs in Italian Holsteins. In: *J. Dairy Sci.* 83 (2000), S. 603–608
- [Platen u. a. 1999] PLATEN, M. ; KROCKER, M. ; LINDEMANN, E. ; GROSS, U.: Einfluß des Erstkalbealters auf Fruchtbarkeit und Leistung bei Milchkühen. In: *Arch. Tierz.* 42 (1999), S. 417–429
- [Pösö und Mäntysaari 1996] PÖSÖ, J. ; MÄNTYSAARI, E.A.: Genetic relationships between reproductive disorders, operational days open and milk yield. In: *Livest. Prod. Sci.* (1996), S. 41–48
- [Pösö u. a. 1996] PÖSÖ, J. ; MÄNTYSAARI, E.A. ; KETTUNEN, A.: Estimation of genetic parameter of test day production in Finnish Ayrshire cows. In: *Proc. Interbull Annual Meeting, Veldhoven Bulletin No. 14* (1996), S. 45–47
- [Ptak und Schaeffer 1993] PTAK, E. ; SCHAEFFER, L.R.: Use of test day yields for genetic evaluation of dairy sires and cows. In: *Livest. Prod. Sci.* 34 (1993), S. 23–34
- [Ptak und Zarnecki 1998] PTAK, E. ; ZARNECKI, A.: Genetic Evaluation of Polish Black and White cattle using different test day models. In: *49th Annual Meeting of the European Association for Animal Production, Warsaw, Poland, Aug 24-27, 1998* (1998)
- [Raheja u. a. 1989] RAHEJA, K.L. ; BURNSIDE, E.B. ; SCHAEFFER, L.R.: Relationships between fertility and production in Holstein dairy cattle in different lactations. In: *J. Dairy Sci.* 72 (1989), S. 2670–2678
- [Reents und Dopp 1996] REENTS, R. ; DOPP, L.: Genetic evaluation for dairy production traits with a test day model for multiple lactations. In: *Proc. Interbull Annual Meeting, Veldhoven Bulletin No. 14* (1996), S. 113–117
- [Reents u. a. 1997] REENTS, R. ; DOPP, L. ; REINHARDT, F.: Experiences with a genetic evaluation using test day data. In: *Proc. Interbull Meeting, Vienna, Austria. Int. Bull Evaluation Service, Bulletin No.16* (1997), S. 48–52
- [Reents u. a. 1998] REENTS, R. ; DOPP, L. ; REINHARDT, F. ; SCHMUTZ, M.: Beschreibung des Zuchtwertschätzverfahrens für Milchleistung (Testtagstiermodell). In: *DGfZ-Schriftenreihe* 11 (1998), S. 16–33
- [Reents u. a. 1995a] REENTS, R. ; JAMROZIK, J. ; SCHAEFFER, L.R. ; DEKKERS, J.C.M.: Estimation of genetic parameters for test day cell score. In: *J. Dairy Sci.* 78 (1995), S. 2847–2857
- [Reents u. a. 1995b] REENTS, R. ; JAMROZIK, J. ; SCHAEFFER, L.R. ; DEKKERS, J.C.M.: Genetic evaluation for somatic cell score with a multiple lactation test day model. In: *J. Dairy Sci.* 78 (1995), S. 2858–2870

- [Roman und Wilcox 2000] ROMAN, R.M. ; WILCOX, C.J.: Bivariate animal model estimates of genetic, phenotypic, and environmental correlations for production, reproduction, and somatic cells in Jerseys. In: *J. Dairy Sci.* 83 (2000), S. 829–835
- [Sadek und Freeman 1992] SADEK, M.H. ; FREEMAN, A.E.: Adjustment factors for previous and present days open considering all lactations. In: *J. Dairy Sci.* 75 (1992), S. 279–287
- [SAS Institute Inc. 1996] SAS INSTITUTE INC.: *SAS User's Guide, Version 6*. Fourth Edition. Cary, NC: , 1996
- [Schaeffer und Dekkers 1994] SCHAEFFER, L.R. ; DEKKERS, J.C.M.: Random regressions in animal models for test day production in dairy cattle. In: *Proc. 5th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Guelph* 18 (1994), S. 443–446
- [Schaeffer und Henderson 1972] SCHAEFFER, L.R. ; HENDERSON, C.R.: Effects of days dry and days open on Holstein milk production. In: *J. Dairy Sci.* 55 (1972), S. 107–112
- [Schaeffer u. a. 2000] SCHAEFFER, L.R. ; JAMROZIK, J. ; KISTEMAKER, G.J. ; VAN DORMAAL, B.J.: Experience with a test-day model. In: *J. Dairy Sci.* 83 (2000), S. 1135–1144
- [Schmitz u. a. 1991] SCHMITZ, F. ; EVERETT, R.W. ; QUAAS, R.L.: Herd-year-season clustering. In: *J. Dairy Sci.* 74 (1991), S. 629–636
- [Searle 1971] SEARLE, S.R.: *Linear models*. John Wiley & Sons, Inc., New York, 1971
- [Searle 1987] SEARLE, S.R.: *Linear models for unbalanced data*. John Wiley & Sons, Inc., New York, 1987
- [Seykora und McDaniel 1983] SEYKORA, A.J. ; MCDANIEL, B.T.: Heritabilities and correlations of lactation yields and fertility for Holsteins. In: *J. Dairy Sci.* 66 (1983), S. 1486–1493
- [Shanks u. a. 1981] SHANKS, R.D. ; BERGER, P.J. ; FREEMAN, A.E. ; DICKINSON, F.N.: Genetic aspects of lactation curves. In: *J. Dairy Sci.* 64 (1981), S. 1852–1860
- [Sharma u. a. 1990] SHARMA, A.K. ; WILCOX, C.J. ; MARTIN, F.G. ; THATCHER, W.W.: Effects of stage of lactation and pregnancy and their interactions on milk yield and constituents. In: *J. Dairy Sci.* 73 (1990), S. 1586–1592
- [Sivarajasingam 1993] SIVARAJASINGAM, S.: Comparison of alternative methods of handling contemporary group effects in animal model prediction. In: *J. Anim. Breed. Genet.* 110 (1993), S. 401–411
- [Stanton u. a. 1992] STANTON, T.L. ; JONES, L.R. ; EVERETT, R.W. ; KACHMAN, S.D.: Estimating milk, fat and protein lactation curves with a test day model. In: *J. Dairy Sci.* 75 (1992), S. 1691–1700
- [Strabel 1997] STRABEL, T.: Herd-test-date clustering. In: *Proc. Interbull Meeting, Vienna, Austria. Int. Bull Evaluation Service, Bulletin No.16* (1997), S. 71–74

[Strabel und Szwaczkowski 1998] STRABEL, T. ; SZWACZKOWSKI, T.: Influence of herd-test-day grouping on the accuracy of breeding evaluation in dairy cattle. In: *Proc. 6th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Armidale* 25 (1998), S. 629–632

[Strabel und Szwaczkowski 1999] STRABEL, T. ; SZWACZKOWSKI, T.: The use of test day models with small size of contemporary groups. In: *J. Anim. Breed. Genet.* 116 (1999), S. 379–386

[Strandberg und Lundberg 1991] STRANDBERG, E. ; LUNDBERG, C.: A note on the estimation of environmental effects on lactation curves. In: *Anim. Prod.* 53 (1991), S. 399–402

[Strandèn und Lidauer 1999] STRANDÈN, I. ; LIDAUER, M.: Solving large mixed linear models using preconditioned conjugate gradient iteration. In: *J. Dairy Sci.* 82 (1999), S. 2779–2787

[Strandèn u. a. 2000] STRANDÈN, I. ; MÄNTYSAARI, E.A. ; LIDAUER, M.: Genetic evaluation of Finnish dairy cattle using random regression test-day model. In: *51st Annual Meeting of the European Association for Animal Production, Den Haag, Netherland, Aug 21-24, 2000* (2000)

[Swalve 1995a] SWALVE, H.H.: The effect of test day models on the estimation of genetic parameters and breeding values for dairy yield traits. In: *J. Dairy Sci.* 78 (1995), S. 929–938

[Swalve 1995b] SWALVE, H.H.: Genetic relationship between dairy lactation persistency and yield. In: *J. Anim. Breed. And Genetics* 112 (1995), S. 303–311

[Swalve 1995c] SWALVE, H.H.: Test day models in the analysis of dairy production data - a review. In: *Arch. Tierz.* 38 (1995), S. 591–612

[Swalve 1998] SWALVE, H.H.: Use of test day records for genetic evaluation. In: *Proc. 6th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Armidale* 23 (1998), S. 295–302

[Swalve 2000] SWALVE, H.H.: Theoretical basis and computational methods for different test-day genetic evaluation methods. In: *J. Dairy Sci.* 83 (2000), S. 1115–1124

[Swalve und Gengler 1998] SWALVE, H.H. ; GENGLER, N.: Genetics of lactation persistency. In: *Proc. Int. Symp. Metabolic Stress in Dairy Cows. British Society of Animal Science (BSAS), EU Concerted Action Group on Genetic Improvement of Functional Traits (GIFT) and British Cattle Veterinary Assoc. (BCVA), Edinburgh, Scotland, 1998*, S. 75–82

[Swalve und Guo 1999] SWALVE, H.H. ; GUO, Z.: An illustration of lactation curves stratified by lactation yields within herd. In: *Arch. Tierz.* 42 (1999), S. 515–525

[Tekerli u. a. 2000] TEKERLI, M. ; AKINCI, Z. ; DOGAN, I. ; AKCAN, A.: Factors affecting the shape of lactation curves of Holstein cows from the Balikesir province of Turkey. In: *J. Dairy Sci.* 83 (2000), S. 1381–1386

- [Thompson u. a. 1982] THOMPSON, J.R. ; FREEMAN, A.E. ; BERGER, P.F.: Days-open adjusted, annualized, and fat-corrected yields as alternatives to mature-equivalent records. In: *J. Dairy Sci.* 65 (1982), S. 1562–1577
- [Tosh und Wilton 1994] TOSH, J.J. ; WILTON, J.W.: Effects of data structure on variance of prediction error and accuracy of genetic evaluation. In: *J. Anim. Sci.* 72 (1994), S. 2568–2577
- [Tucker 2000] TUCKER, H.A.: Hormones, mammary growth, and lactation: a 41-year perspective. In: *J. Dairy Sci.* 83 (2000), S. 874–884
- [Ugarte u. a. 1992] UGARTE, E. ; ALENDA, R. ; CARABANO, M.J.: Fixed or random contemporary groups in genetic evaluations. In: *J. Dairy Sci.* 75 (1992), S. 269–278
- [Uimari und Mäntysaari 1995] UIMARI, P. ; MÄNTYSAARI, E.A.: Relationship between bull dam herd characteristics and estimated breeding value of bull. In: *Agricultural Sci. Finland* 4 (1995), S. 463–472
- [Van Bebber u. a. 1997] VAN BEBBER, J. ; REINSCH, N. ; JUNGE, W. ; KALM, E.: Accounting for herd, year and season effects in genetic evaluations of dairy cattle: a review. In: *Livest. Prod. Sci.* 51 (1997), S. 191–203
- [Van der Werf u. a. 1998] VAN DER WERF, J.H.J. ; GODDARD, M. ; MEYER, K.: The use of covariance functions and random regressions for genetic evaluation of milk production based on test day records. In: *J. Dairy Sci.* 81 (1998), S. 3300–3308
- [Van Raden und Wiggans 1991] VAN RADEN, P.M. ; WIGGANS, G.R.: Derivation, calculation, and use of national animal model information. In: *J. Dairy Sci.* 74 (1991), S. 2737–2746
- [Van Vleck 1987] VAN VLECK, L.D.: Contemporary groups for genetic evaluations. In: *J. Dairy Sci.* 70 (1987), S. 2456–2464
- [VanTassel u. a. 1992] VANTASSEL, C.P. ; QUAAS, R.L. ; EVERETT, R.W.: Parameter estimates for 305-day ME records and 305-day test-day residual records. In: *J. Dairy Sci.* 75, Suppl.1 (1992), S. 251
- [Vargas u. a. 2000] VARGAS, B. ; KOOPS, W.J. ; HERRERO, M. ; VAN ARENDONK, J.A.M.: Modeling extended lactations of dairy cows. In: *J. Dairy Sci.* 83 (2000), S. 1371–1380
- [Visscher und Goddard 1993] VISSCHER, P.M. ; GODDARD, M.E.: Fixed and random contemporary groups. In: *J. Dairy Sci.* 76 (1993), S. 1444–1454
- [VIT 2000] VIT: VIT-Veröffentlichung Zuchtwertschätzung Bullen, Mai 2000. (2000)
- [Wade u. a. 1993] WADE, K.M. ; QUAAS, R.L. ; VAN VLECK, L.D.: Estimation of the parameters involved in a first-order autoregressive process for contemporary groups. In: *J. Dairy Sci.* 76 (1993), S. 3033–3040

- [Weller 1989] WELLER, J.I.: Genetic analysis of fertility traits in Israeli dairy cattle. In: *J. Dairy Sci.* 72 (1989), S. 2644–2650
- [Weller u. a. 1985] WELLER, J.I. ; BAR-ANAN, R. ; OSTERKORN, K.: Effects of days open on annualized milk yields in current and following lactations. In: *J. Dairy Sci.* 68 (1985), S. 1241–1249
- [Wiggans und Ernst 1986] WIGGANS, G.R. ; ERNST, C.A.: Effect of days open on records in progress. In: *J. Dairy Sci.* 69, Suppl.I (1986), S. 125
- [Wiggans und Goddard 1996] WIGGANS, G.R. ; GODDARD, M.E.: A computationally feasible test day model with separate first and later lactation genetic effects. In: *Proc. Interbull Annual Meeting, Veldhoven* Bulletin No. 14 (1996), S. 118–123
- [Wilmink 1987a] WILMINK, J.B.M.: Adjustment of lactation yield for age at calving in relation to level of production. In: *Livest. Prod. Sci.* 16 (1987), S. 321–334
- [Wilmink 1987b] WILMINK, J.B.M.: Adjustment of test-day milk, fat and protein yield for age, season and stage of lactation. In: *Livest. Prod. Sci.* 16 (1987), S. 335–348
- [Wilton u. a. 1967] WILTON, J.W. ; BURNSIDE, E.B. ; RENNIE, J.C.: The effects of days dry and days open on the milk and butterfat production of Holstein-Friesian cattle. In: *Can. J. Anim. Sci.* 47 (1967), S. 85–90
- [Wood 1985] WOOD, P.D.P.: Importance of the calving interval to milk yield in the following lactation of British Friesian cows. In: *J. Dairy Res.* 52 (1985), S. 1–8
- [Würfl u. a. 1984] WÜRFL, P. ; DÖRFLER, J. ; RINTELEN, P.-M.: Die Einteilung Bayerns in Landwirtschaftliche Standorte, Landwirtschaftliche Erzeugungsgebiete und Agrargebiete. In: *Bay. Ldw. Jahrbuch* 61 (1984), S. 377–423
- [Zotto 2000] ZOTTO, R.D.: Comparison of different test-day models for genetic evaluation of Italian Brown dairy cattle. In: *Proc. Interbull Meeting, Bled, Slovenia. Int. Bull Evaluation Service, Bulletin No.25* (2000)

Danksagung

Herrn Prof. Dr. Leo Dempfle möchte ich für die Überlassung des Themas danken. Ganz besonders möchte ich für die bei der Durchführung der Arbeit jeder Zeit gewährte wissenschaftliche Betreuung danken. Für die Übernahme des Korreferates bedanke ich mich bei Herrn PD Dr. Hermann H. Swalve.

Bei Herrn Dr. Kay-Uwe Götz bedanke ich mich für die intensive Betreuung und die stets gewährte Unterstützung. Herrn Dr. Gottfried Averdunk und Herrn Dr. Johannes Aumann möchte ich für die anregenden Diskussionen und die Unterstützung zu Beginn des Projektes danken. Herrn Dr. Georg Thaller möchte ich ebenfalls danken für die Betreuung in der nicht immer einfachen Zeit zum Anfang des Projektes.

Der Bayerischen Landesanstalt für Tierzucht in Grub möchte ich für die Möglichkeit der Anfertigung dieser Arbeit und für das ideale Arbeitsumfeld danken. Bedanken möchte ich mich insbesondere bei den Kollegen der Abteilung 3 "Tiergenetik und Datenverarbeitung", die zum Gelingen der Arbeit beigetragen haben.

Für die Bereitstellung der Kontrolltagsdaten danke ich dem LKV Bayern. Dem Bayerischen Staatsministerium für Landwirtschaft und Forsten danke ich für die finanzielle Unterstützung des Projektes.

Nicht zuletzt möchte ich meiner Frau Linda danken, die es mir durch ihren Rückhalt und ihre Unterstützung ermöglicht hat, meine Promotion erfolgreich zu bestreiten.