

Aus dem Institut für Tierzucht und Haustiergenetik
der Georg-August-Universität Göttingen

**Untersuchungen zu den Auswirkungen der Datenstruktur
und der heterogenen Intra-Herden-Varianz auf die
Zuchtwertschätzung mit einem Testtagsmodell**

Dissertation
zur Erlangung des Doktorgrades
im Fachbereich Agrarwissenschaften
(Landwirtschaftliche Fakultät)
der Georg-August-Universität Göttingen

vorgelegt von
Eckart Grünhagen
geboren in Celle

Göttingen, im März 1998

Die Untersuchungen wurden mit dankenswerter Unterstützung der Deutschen
Forschungsgemeinschaft (DFG) durchgeführt

D 7

Referent:

PD Dr. H.H. Swalve

Korreferent:

Prof. Dr. E. Groeneveld

Tag der mündlichen Prüfung:

8. Mai 1998

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Berücksichtigung von Testtagsgemelken in der Zuchtwertschätzung	3
2.1	Definition eines Testtagsgemelkes	3
2.2	Der Einfluß von Umwelteffekten auf Testtagsgemelke	4
2.2.1	Herde, Jahr, Saison	4
2.2.2	Laktationsstadium	5
2.2.3	Alter	6
2.2.4	Trächtigkeit	6
2.2.5	Laktationsnummer	7
2.3	Strategien bei der genetischen Analyse von Testtagsgemelken	7
2.3.1	Zwei-Schritt-Methoden	7
2.3.2	Ein-Schritt-Methoden	8
3	Untersuchungen zur Datenqualität	11
3.1	Ausgangsdatenmaterial	11
3.2	Plausibilitätsüberprüfung	13
3.2.1	Milchleistung	13
3.2.2	Zellgehalt	14
3.2.3	Kalbealter	16
3.2.4	Herdentesttag	16
3.2.5	Kontrollintervall	19
3.3	Aufbereiteter Datensatz	20
3.3.1	Datenaufbereitung	20
3.3.2	Bereinigter Datensatz	20
3.4	Diskussion	23

4	Untersuchungen zur Connectedness	25
4.1	Problematik der Zeitgefährtengruppen bei Testtagsmodellen	25
4.2	Maßzahlen für Connectedness	27
4.2.1	Maßzahlen für die Connectedness ganz bestimmter Kontraste . .	28
4.2.2	Globale Maßzahlen	30
4.3	Beurteilung der Maßzahlen für Connectedness	32
4.4	Eigene Untersuchungen	34
4.4.1	Datenmaterial	34
4.4.2	Methoden	36
4.4.3	Ergebnisse	38
4.5	Diskussion	40
5	Heterogene Varianzen in Testtagsmodellen	42
5.1	Heterogene Varianzen zwischen Subpopulationen	42
5.2	Heterogene Varianzen innerhalb von Subpopulationen	43
5.3	Heterogene Varianzen in Testtagsmodellen	43
5.4	Korrekturverfahren des VIT	44
5.4.1	Laktationsstadium	44
5.4.2	Standardisierung der Streuung innerhalb HTD	44
5.4.3	Grenzen des Korrekturverfahrens	46
5.5	Verfahren zur Berücksichtigung von möglichen Ursachen heterogener Intra-Herden-Varianz	47
5.5.1	Korrektur der zufälligen Effekte	47
5.5.2	Korrektur der fixen Effekte	49
5.5.3	Clusteranalyse der Zeitgefährtengruppen	50
5.5.4	Zuchtwertschätzung	51
5.6	Anwendung des Verfahrens zur Berücksichtigung möglicher Ursachen heterogener Intra-Herden-Varianz	52
5.6.1	Datenmaterial	52
5.6.2	Ergebnisse	53
5.7	Diskussion	60
5.7.1	Vorkorrektur der Leistungen	60
5.7.2	Clusteranalyse	61
5.7.3	Größe der Zeitgefährtengruppen	62

6	Schlußfolgerungen	63
7	Zusammenfassung	66
8	Literaturverzeichnis	68
9	Anhang	80

Tabellenverzeichnis

3.1	Struktur des Ausgangsdatenmaterials der Verbände A und B	12
3.2	Anzahl der Kontrollen mit fehlendem Zellgehalt, bei denen auch an sämtlichen vorangegangenen Kontrollen der Kuh während der Laktation keine Zellen festgestellt wurden	14
3.3	Anzahl der MLP-Ergebnisse, die an den einzelnen Testtagen die Plausibilitätskriterien nicht erfüllten	15
3.4	Anzahl der Laktationen, die bestimmte Plausibilitätskriterien hinsichtlich des Kalbealters nicht erfüllten	16
3.5	Verteilung der ‚fiktiven‘ Herdentesttage über Klassen, die sich in der Differenz zwischen ‚fiktivem‘ und ‚wahrem‘ Kontrolldatum unterscheiden	17
3.6	Anzahl der Kühe, die in den einzelnen Laktationen mindestens ein fiktives Kontrolldatum hatten	18
3.7	Anzahl der Kühe, die in den einzelnen Laktationen mehr als ein fiktives Kontrolldatum hatten	18
3.8	Anzahl der Kontrollen der Testtagsdatensätze der Verbände A und B, deren Testtage bestimmte Kriterien in Bezug auf das Laktationsstadium nicht erfüllten	19
3.9	Anzahl der Laktationen, die bei der Datenaufbereitung der Testtagsdatensätze der Verbände A und B bestimmte Kriterien nicht erfüllten	21
3.10	Struktur des bereinigten Datenmaterials der Verbände A und B	22
4.1	Korrelationen einiger Maßzahlen für Connectedness mit der mittleren PEV der Kontraste zwischen Zuchtwerten	32
4.2	Struktur der vollständigen und reduzierten Datensätze der Kühe, die mehr als acht Testtage während der ersten Laktation haben	35
4.3	Verteilung der Subzellengröße des HTD-Effektes in den Datensätzen mit 3712 Kühen mit Leistung	36
4.4	Anzahl der Gleichungen und der Nicht-Null-Elemente der MMEs des vollständigen Modells sowie die Anzahl zu schätzender γ in den Datensätzen mit 3712 kontrollierten Kühen	37

4.5	Rohmittelwerte, Standardabweichungen, Variationskoeffizienten und Extrema der Sicherheiten der Zuchtwerte von Tieren mit Leistung (3712 Kühe)	38
4.6	Rohmittelwerte, Standardabweichungen, Variationskoeffizienten und Extrema von γ_{HTD} (Datensätze mit 3712 kontrollierten Kühen)	39
4.7	Verteilung von γ_{HTD} in den Datensätzen mit 3712 kontrollierten Kühen	39
4.8	Rohmittelwerte, Standardabweichungen, Variationskoeffizienten und Extrema von γ_{AS} (Datensätze mit 3712 kontrollierten Kühen)	40
5.1	Struktur des untersuchten Datensatzes der ersten Laktation aus den Neuen Bundesländern	53
5.2	Anteile bestimmter Größen der Zeitgefährtengruppen mit und ohne Berücksichtigung von UMGs in %	54
5.3	Ergebnisse der Zuchtwertschätzung im Merkmal Milchmenge ohne Berücksichtigung von UMGs	56
5.4	Ergebnisse der Zuchtwertschätzung im Merkmal Milchmenge mit Berücksichtigung von UMGs	56
5.5	Vergleich der auf eine gleiche Streuung korrigierten Ergebnisse der Zuchtwertschätzung im Merkmal Milchmenge von Tieren mit bekannten Eltern mit und ohne Berücksichtigung von UMGs	57
5.6	Auswirkungen der Berücksichtigung von UMGs auf die Toplisten der Bullen mit mehr als 15 Töchtern mit Leistung im Merkmal Milchmenge	58
5.7	Auswirkungen der Berücksichtigung von UMGs auf die Toplisten der Kühe mit Leistung im Merkmal Milchmenge	58
5.8	Rangkorrelationen zwischen den Ergebnissen der Zuchtwertschätzung mit und ohne Berücksichtigung von UMGs im Merkmal Milchmenge . .	59
5.9	Die 10 häufigsten Väter der Top500-Kühe bei der Zuchtwertschätzung mit und ohne Berücksichtigung von UMGs im Merkmal Milchmenge . .	59
5.10	Verteilung der Top500-Kühe auf die Betriebe bei der Zuchtwertschätzung mit und ohne Berücksichtigung von UMGs im Merkmal Milchmenge . .	60
9.1	Anzahl der Kühe (n), Mittelwerte (\bar{x}) und Standardabweichungen (s) in den Merkmalen <i>Milchmenge</i> (kg) der ersten drei Laktationen im aufbereiteten Datensatz des Verbandes A	81
9.2	Anzahl der Kühe (n), Mittelwerte (\bar{x}) und Standardabweichungen (s) in den Merkmalen <i>Fettmenge</i> (kg) der ersten drei Laktationen im aufbereiteten Datensatz des Verbandes A	81

9.3	Anzahl der Kühe (n), Mittelwerte (\bar{x}) und Standardabweichungen (s) in den Merkmalen <i>Eiweißmenge</i> (kg) der ersten drei Laktationen im aufbereiteten Datensatz des Verbandes A	82
9.4	Anzahl der Kühe (n), Mittelwerte (\bar{x}) und Standardabweichungen (s) in den Merkmalen <i>Milchmenge</i> (kg) der ersten drei Laktationen im aufbereiteten Datensatz des Verbandes B	82
9.5	Anzahl der Kühe (n), Mittelwerte (\bar{x}) und Standardabweichungen (s) in den Merkmalen <i>Fettmenge</i> (kg) der ersten drei Laktationen im aufbereiteten Datensatz des Verbandes B	83
9.6	Anzahl der Kühe (n), Mittelwerte (\bar{x}) und Standardabweichungen (s) in den Merkmalen <i>Eiweißmenge</i> (kg) der ersten drei Laktationen im aufbereiteten Datensatz des Verbandes B	83

Abbildungsverzeichnis

3.1	Beispiel für die Besetzung der Kontrolltage einer Herde im Zeitverlauf	17
5.1	95%-Konfidenzintervall (Bereich zwischen oberer und unterer Kurve) einer wahren Varianz von 15 kg^2 (mittlere Kurve) bei unterschiedlichen HTD-Größen im Merkmal Milchmenge	46
5.2	Varianzen der korrigierten Milchmenge innerhalb HTD	55
5.3	Varianzen der korrigierten Milchmenge innerhalb HTD* (mit Berücksichtigung von UMGs)	55

Abkürzungsverzeichnis

bST	:	Rinderwachstumshormon, bovines Somatotropin
bzw.	:	beziehungsweise
DIM	:	Tage in Milch, <i>days in milk</i>
DKA	:	Alter zum Zeitpunkt der dritten Kalbung
E%	:	Eiweißgehalt in %
EBV	:	geschätzter Zuchtwert, <i>estimated breeding value</i>
EKA	:	Alter zum Zeitpunkt der ersten Kalbung
Ekg	:	Eiweißmenge in kg
F%	:	Fettgehalt in %
Fkg	:	Fettmenge in kg
GB	:	Gigabyte
HF	:	Holstein Friesian
HTD	:	Herdentesttag
kg	:	Kilogramm
Lakt.	:	Laktation
MB	:	Megabyte
Mkg	:	Milchmenge in kg
MLP	:	Milchleistungsprüfung
MME	:	Mischmodellgleichungen, <i>mixed model equations</i>
PA	:	gemittelter Elternzuchtwert, <i>parent average</i>
PEV	:	Varianz des Schätzfehlers, <i>prediction error variance</i>
SMR	:	Schwarzbuntes Milchrind
Tg.	:	Tage
Tsd.	:	Tausend
u.a.	:	unter anderem
UMG	:	nicht identifizierte Managementgruppe, <i>unidentified management group</i>
vgl.	:	vergleiche
VIT	:	Vereinigte Informationssysteme Tierzucht w.V., Verden
Zellgeh.	:	Zellgehalt
ZKA	:	Alter zum Zeitpunkt der zweiten Kalbung

Kapitel 1

Einleitung

In der Milchleistungsprüfung wird bei jeder Kuh in monatlichen Abständen die tägliche Milchleistung gemessen. Die Leistungen an den Kontrolltagen werden mit einfachen Methoden zu 305-Tage-Leistungen aggregiert, die in die Routinezuchtwertschätzung eingehen. In der Zuchtwertschätzung wird versucht, diese berechnete Laktationsleistung um umweltbedingte Einflüsse zu korrigieren.

Umwelteinflüsse ändern sich aber im Verlauf einer Laktation, so daß es sinnvoller ist, die am Kontrolltag erbrachte Leistung und nicht die Laktationsleistung in den Schätzmodellen zu berücksichtigen. In Modellen, die die Kontrolltagsleistungen verwenden (sogenannte *Testtagsmodelle*), werden alle an einem Tag in einer Herde geprüften Kühe miteinander verglichen. Aus diesem Grund wird es notwendig, die Tagesleistungen (auch Testtagsleistungen) auf ein einheitliches Laktationsstadium mit Hilfe von Laktationskurven zu korrigieren. Durch die Tatsache, daß in die Zuchtwertschätzung mit Testtagsmodellen jedes Kontrolltagsgemelk einer Kuh eingeht, werden Hochrechnungen auf Laktationsleistungen überflüssig. Es wird möglich, daß Ergebnisse kostengünstigerer Verfahren der Milchleistungsprüfung (verlängerte Kontrollintervalle oder alternierende Kontrolle) problemlos in die Zuchtwertschätzung eingehen.

Beim Übergang auf ein Zuchtwertschätzverfahren mit einem Testtagsmodell müssen andere Plausibilitätskriterien bei der Datenaufbereitung verwendet werden als bei den Schätzverfahren, denen Laktationsleistungen zu grunde liegen. In der vorliegenden Arbeit sollten deshalb Plausibilitätskriterien erarbeitet werden, die insbesondere die Zuordnung von der Kontrolleistung zum Kontrolldatum überprüfen.

Da es in Deutschland sehr viele kleine Herden gibt, können Herdenkontrolltagsvergleichsgruppen sehr klein werden. Deshalb ist es ein Ziel dieser Arbeit, die Auswirkungen kleiner Umweltvergleichsgruppen auf die Zuchtwertschätzung mit einem Testtagsmodell zu untersuchen.

In der Vergangenheit hat es bei der Zuchtwertschätzung Probleme mit heterogenen Intra-Herden-Varianzen gegeben. Heterogene Intra-Herden-Varianzen beruhen beispielsweise auf sonderbehandelten Tieren oder auf einer extrem guten Vererbung bestimmter Testbullen. Aus diesem Grund werden Intra-Herden-Varianzen seit Juni 1994 bei der Zuchtwertschätzung in Deutschland multiplikativ standardisiert.

Werden Testtagsmodelle bei der Zuchtwertschätzung benutzt, muß bei der Standardisierung dieser Varianzen berücksichtigt werden, daß die Varianz innerhalb eines Herdenkontrolltages neben unterschiedlichen Gruppen innerhalb einer Herde auch auf unterschiedlichen Lakationsstadien der einzelnen Kühe zum Zeitpunkt der Milchkontrolle beruht. In der vorliegenden Arbeit wird ein Verfahren entwickelt, das Intra-Herden-Varianzen nicht multiplikativ standardisiert. Dieses Verfahren geht davon aus, daß es innerhalb einer Herde unterschiedliche Managementgruppen gibt, die zu einer erhöhten Intra-Herden-Varianz führen.

Kapitel 2

Berücksichtigung von Testtagsgemelken in der Zuchtwertschätzung

In vielen Ländern wird an der Entwicklung von Zuchtwertschätzverfahren mit Testtagsmodellen gearbeitet (REENTS ET AL., 1997). Im Jahre 1998 wird die Zuchtwertschätzung mit einem Testtagsmodell aller Voraussicht nach in Finnland, Kanada und Deutschland offiziell eingeführt werden. Deshalb soll in diesem Kapitel ein kurzer Überblick über den derzeitigen Stand der Zuchtwertschätzung mit Testtagsmodellen gegeben werden.

2.1 Definition eines Testtagsgemelkes

In der Bundesrepublik Deutschland werden in der Regel während eines Jahres 11 Milchkontrollen je Betrieb durchgeführt. Dabei werden die Milchmenge, Milchinhaltsstoffe, der Zellgehalt und auf Wunsch der Milchharnstoffgehalt für jede einzelne Kuh festgestellt. Das Kontrollintervall liegt bei ungefähr 30 Tagen. Zur Senkung der Prüfungskosten wird das Kontrollintervall teilweise verlängert (LANGHOLZ ET AL., 1994) oder es wird eine sogenannte alternierende Kontrolle durchgeführt. Bei dieser Form der Milchleistungsprüfung werden Kühe am Prüfungstag nur zu einer Melkzeit kontrolliert (PAUW, 1997). Die Melkzeit von aufeinanderfolgenden Testtagen wechselt vom Abend- auf das Morgengemelk und umgekehrt.

In der Literatur werden Testtagsergebnisse auf unterschiedliche Weise definiert. Viele Autoren (z.B. PANDER ET AL., 1992; PTAK UND SCHAEFFER, 1993; SWALVE, 1995a) verwenden in ihren Analysen das eigentliche Testtagsgemelk. Eine andere Möglichkeit, Kontrolltagsleistungen zu berücksichtigen, ist die Verwendung von kumulierten (WILMINK, 1988) bzw. durchschnittlichen (KAHTENBRINK UND SWALVE, 1993; SWALVE, 1995a) Leistungen innerhalb eines auf 30 Tage standardisierten Kontrollintervalls.

MEYER ET AL. (1987, 1989) sowie WIGGANS UND GODDARD (1997) ordnen ein Testtagsgemelk in Abhängigkeit vom zeitlichen Abstand der Kontrolle zum Abkalbedatum einem auf 30 Tage standardisierten Kontrollintervall zu. SWALVE (1995b) weist darauf hin, daß es bei dieser Testtagsdefinition zu Problemen kommen kann, wenn keine oder mehr als eine Kontrolle in einen vordefinierten 30-Tage-Abschnitt fällt.

WIGGANS UND GODDARD (1997) mitteln deshalb Testtagsgemelke oder weisen ein Gemelk einem nicht besetzten, aber zeitlich benachbarten 30-Tage-Abschnitt zu, wenn mehr als ein Kontrollergebnis in einen Kontrollabschnitt fällt.

2.2 Der Einfluß von Umwelteffekten auf Testtagsgemelke

2.2.1 Herde, Jahr, Saison

DANELL (1982a) und AURAN (1973) finden in ihren Untersuchungen, daß der Effekt der Herde einen nicht zu vernachlässigenden Einfluß auf einzelne Testtagsgemelke und Laktationsleistungen hat. Dabei verändert sich dieser Einfluß im Verlauf einer Laktation insbesondere in der Studie von AURAN (1973) nicht unerheblich.

SWALVE (1995b) weist darauf hin, daß der Herdeneffekt nicht isoliert betrachtet werden kann. Interaktionen mit anderen Umwelteffekten sollten gleichzeitig berücksichtigt werden. Für Testtagsgemelke gibt es neben der Verwendung von Kalbesaisons die Möglichkeit, Saisons zu definieren, die den Zeitpunkt des Testtages berücksichtigen. PANDER ET AL. (1992) schätzen genetische Parameter für Kontrolltagsleistungen mit Modellen, die sich in der Behandlung der Saison unterscheiden. Unter anderem wird ein Modell verwendet, das die Mehrfachinteraktion *Herde*Jahr*Monat des ersten Testtages* bzw. *Herde*Jahr*Kalbesaison* verwenden. Mit der Berücksichtigung des Monats des ersten Kontrolltages in den Modellen wird versucht, Saisons zu definieren, die den Zeitpunkt des Testtages erfassen. Allerdings ist der Monat des ersten Testtages nur dann ein Indikator für den Zeitpunkt späterer Kontrollen, wenn die Kontrollintervalle nicht zu stark variieren (SWALVE, 1995b). Aus ihren Untersuchungen folgern STANTON ET AL. (1992) ähnlich wie PANDER ET AL. (1992), daß der Effekt der Kalbesaison weniger wichtig ist als der der Saison, die den Zeitpunkt des Testtages beschreibt.

Verschiedene Autoren (u.a. MEYER ET AL., 1987; MEYER ET AL., 1989; STANTON ET AL., 1992; PTAK UND SCHAEFFER, 1993; SWALVE, 1995a) schlagen vor, den Herdenkontrolltag selbst als Saison, die den Zeitpunkt des Testtages beschreibt, zu verwenden, um Zeitgefährtengruppen zu bilden.

PTAK UND SCHAEFFER (1993) stellen in ihren Untersuchungen fest, daß die Bildung von Herdenkontrolltagsgruppen gegenüber einer Einteilung in *Herde*Jahr*Kalbesaison*-Gruppen zu einer Verminderung der Restvarianzkomponente führt. Gleichzeitig kommt es in diesem Fall zu einer Erhöhung der additiv-genetischen und permanenten Umweltkomponente.

Auch in anderen Studien (u.a. MEYER ET AL., 1987; MEYER ET AL., 1989; SWALVE, 1995a) wird gezeigt, daß sich die Restvarianzkomponente verringert, wenn anstatt der Herde*Jahr*Kalbesaison-Gruppen der Herdenkontrolltag in den Schätzmodellen erfaßt wird.

2.2.2 Laktationsstadium

In Übersichtsartikeln zum Laktationskurvenverlauf von beispielsweise MASSELIN ET AL. (1987) wird deutlich, daß Testtagsgemelke abhängig vom Laktationsstadium sind. Das Laktationsstadium wird in der Regel durch die Anzahl der Tage in Milch während einer Laktation dargestellt.

Um den Verlauf der Laktationskurve zu schätzen, verwenden verschiedene Autoren (KEOWN ET AL., 1986; KACHMAN UND EVERETT, 1989; SCHUTZ ET AL., 1990; TRUS UND BUTTAZONI, 1990; OLORI, 1997) das Laktationsstadium als fixen Effekt, indem sie mehrere Tage-in-Milch-Klassen bilden.

Ähnlich wie TRUS UND BUTTAZONI (1990) und KETTUNEN ET AL. (1997) benutzt OLORI (1997) ein Modell, bei dem die einzelnen Laktationsstadiumsklassen als unterschiedliche Merkmale behandelt werden. Die Korrelationen der Testtagsgemelke untereinander können deshalb zur Schätzung des Laktationskurvenverlaufs herangezogen werden.

SWALVE (1995b) weist darauf hin, daß das Laktationsstadium je nach Definition des Testtages unterschiedlich in den statistischen Modellen zur Schätzung der genetischen Parameter berücksichtigt wird. In den Studien, die den Testtag auch als solchen behandeln (AURAN, 1976; DANELL, 1982b; PANDER ET AL., 1992; SWALVE, 1995a), wird eine Regression benutzt, die der variierenden Länge des Intervalls zwischen der Abkalbung und der ersten Kontrolle Rechnung trägt. Dabei wird angenommen, daß die Kontrollintervalle nach der ersten Kontrolle mehr oder weniger konstant bleiben. MEYER ET AL. (1989) benutzen polynomische Regressionen sechsten Grades, um den Effekt der variierenden Abstände zwischen Kalbung und der entsprechenden Nummer des Testtages innerhalb der Laktation zu berücksichtigen.

MEYER ET AL. (1987) sowie alle auf der Arbeit von PTAK UND SCHAEFFER (1993) beruhenden Untersuchungen schätzen genetische Parameter mit Hilfe von Wiederholbarkeitsmodellen, bei denen jedes Testtagsgemelk als wiederholte Messung innerhalb einer Laktation aufgefaßt wird. Bei dieser Herangehensweise wird das Laktationsstadium durch Regressionskoeffizienten erfaßt. MEYER ET AL. (1987) verwenden eine polynomische Regression zehnten Grades, um die unterschiedliche Anzahl der Tage in Milch an den einzelnen Testtagen zu berücksichtigen. In den auf PTAK UND SCHAEFFER (1993) beruhenden Untersuchungen werden die unterschiedlichsten Kovariablen benutzt (vgl. GUO UND SWALVE, 1995, 1997; JAMROZIK ET AL., 1997c).

2.2.3 Alter

Der Alterseinfluß auf Testtagsgemelke nimmt mit zunehmender Laktationsdauer ab (AURAN, 1973; DANELL, 1982a). Er wird auf unterschiedliche Weise in statistischen Modellen berücksichtigt. Etliche Autoren (u.a. AURAN, 1976; DANELL, 1982b; WILMINK, 1988; KACHMAN UND EVERETT, 1989; TRUS UND BUTTAZONI, 1990; PANDER ET AL., 1992; PTAK UND SCHAEFFER, 1993; KAHTENBRINK UND SWALVE, 1993; EVERETT ET AL., 1994; SWALVE, 1995a; REENTS UND DOPP, 1996b; KETTUNEN ET AL., 1997; JAMROZIK ET AL., 1997b) verwenden in ihren Analysen das Alter zum Zeitpunkt der Kalbung. Dabei wird das Kalbealter entweder als Regression (AURAN, 1976; DANELL, 1982b; WILMINK, 1988; KACHMAN UND EVERETT, 1989; TRUS UND BUTTAZONI, 1990; PANDER ET AL., 1992; KAHTENBRINK UND SWALVE, 1993; EVERETT ET AL., 1994; SWALVE, 1995a) oder als fixer Effekt (PTAK UND SCHAEFFER, 1993; REENTS UND DOPP, 1996b; KETTUNEN ET AL., 1997; JAMROZIK ET AL., 1997b) in die jeweiligen Modelle aufgenommen.

In der Untersuchung von MEYER ET AL. (1989) wird nicht das Kalbealter, sondern das Alter am Testtag in den statistischen Modellen verwendet. In dieser Arbeit wird das Alter am Kontrolltag durch eine lineare und quadratische Regression erfaßt, während es bei MEYER ET AL. (1987) als polynomische Regression vierten Grades in das Modell eingeht. STANTON ET AL. (1992) empfehlen aber aufgrund ihrer Untersuchungen und der Arbeit von KACHMAN UND EVERETT (1989), das Kalbealter in Testtagsmodellen zu benutzen, um den Effekt des Alters auf die Milchleistung zu erfassen.

2.2.4 Trächtigkeit

In den Studien von DANELL (1982a) und AURAN (1974) wird deutlich, daß die Trächtigkeit einen Einfluß auf einzelne Testtagsgemelke der laufenden Laktation hat. Beide Autoren stellen fest, daß der Effekt der Trächtigkeit mit zunehmender Trächtigkeitsdauer größer wird. Ähnlich wie DANELL (1982a) beschreiben SADEK UND FREEMAN (1992) eine Leistungssteigerung bei zunehmender Günstzeit.

Die Trächtigkeit wird in den linearen Modellen zur Schätzung genetischer Parameter für Kontrolltagsleistungen unterschiedlich berücksichtigt. KACHMAN UND EVERETT (1989), VAN TASSELL ET AL. (1992), EVERETT ET AL. (1994) sowie KETTUNEN ET AL. (1997) schlagen eine Korrektur auf die Anzahl der Trächtigkeitstage vor. REENTS UND DOPP (1996b) wählen die Zwischenkalbezeit, um den Effekt der Trächtigkeit auf das Testtagsgemelk zu erfassen. Während DANELL (1982b) die Günstzeit in das Modell aufnimmt, führen TRUS UND BUTTAZONI (1990) einen Effekt mit zwei Klassen, tragend und nicht tragend, ein. Innerhalb der Effektklasse *tragend* wird eine lineare und quadratische Regression auf die Anzahl der Tage, die zwischen erfolgreicher Besamung und dem jeweiligen Testtag liegt, verwendet.

2.2.5 Laktationsnummer

Die Laktationsnummer wird in den Modellen einiger Autoren auf unterschiedliche Weise berücksichtigt. In der Untersuchung von STANTON ET AL. (1992) wird die Laktationsnummer als fixer Effekt aufgefaßt, während die auf PTAK UND SCHAEFFER (1993) beruhenden Arbeiten Testtagsgemelke innerhalb einer Laktation als wiederholte Leistungen interpretieren. REENTS ET AL. (1995a) verwenden in ihrer Untersuchung ein Mehr-Laktationen-Modell, das Testtagsgemelke innerhalb einer Laktation als wiederholte Leistungen auffaßt. Leistungen verschiedener Laktationen werden als unterschiedliche, aber miteinander korrelierte Merkmale interpretiert. REENTS ET AL. (1995a) nehmen den Vorschlag von PTAK UND SCHAEFFER (1993) auf, die Laktationsnummer über den zufälligen permanenten Umwelteffekt zu berücksichtigen.

2.3 Strategien bei der genetischen Analyse von Testtagsgemelken

Die schnelle Entwicklung in der Computerleistung und der Fortschritt in der Statistik wirft die Frage auf, warum in der Vergangenheit fast ausschließlich 305-Tage-Leistungen für die Zuchtwertschätzung in der Milchrinderzucht herangezogen worden sind. Die relativ einfache Konstruktion der 305-Tage-Leistung aus den einzelnen Kontrolltagseleistungen widerspricht der Absicht der Zuchtwertschätzung, Leistungen möglichst genau um Umwelteffekte zu korrigieren.

PTAK UND SCHAEFFER (1993) weisen darauf hin, daß die Genauigkeit der 305-Tage-Zuchtwertschätzung variiert, weil eine unterschiedliche Anzahl von Testtagen und verschiedene Verfahren bei deren Berechnung verwendet werden. Werden abgebrochene Laktationen auf komplette Laktationsleistungen hochgerechnet, besteht die Gefahr, daß Zuchtwerte verzerrt sein können (REENTS UND DOPP, 1996b). Die Zusammenfassung mehrerer Kontrolltagsergebnisse zu einer Leistung, der Laktationsleistung, ermöglicht zwar die Korrektur um systematische Umwelteffekte wie Kalbealter und -saison, die Berücksichtigung von spezifischen Einflüssen eines Testtages wird aber verhindert (MEYER ET AL., 1989; PTAK UND SCHAEFFER, 1993). Verschiedene Autoren (u.a. MEYER ET AL., 1989; PTAK UND SCHAEFFER, 1993; SWALVE, 1995a) schlagen deshalb statt eines Herden*Jahr*Saison-Effektes den Kontrolltag als Vergleichsgruppe vor.

2.3.1 Zwei-Schritt-Methoden

MEYER ET AL. (1989) benutzen als Alternative zur Laktationsleistung einen kanonischen Index. Der in der Arbeit verwendete kanonische Index ist eine Linearkombination von korrigierten Testtagsergebnissen. Die Gewichtungsfaktoren der einzelnen Testtage werden von der Varianz-Kovarianz-Matrix der Kontrolltagsgemelke abgeleitet.

JONES UND GODDARD (1990) beschreiben in ihrer Arbeit, daß Testtagsgemelke einer Laktation in der australischen Zuchtwertschätzung in Form eines Index berücksichtigt werden. In diesen Index gehen die einzelnen auf Alter und Laktationsstadium vorkorrigierten Testtagsgemelke als Abweichung vom Kontrolltagsdurchschnitt ein.

Nach Auffassung von VAN TASSELL ET AL. (1992) und EVERETT ET AL. (1994) sollten Umwelteffekte innerhalb der Herde erfaßt werden. VAN TASSELL ET AL. (1992) stellen fest, daß 305-Tage-Leistungen, die auf vorkorrigierten Testtagsleistungen beruhen, höhere Heritabilitäten als Laktationsleistungen, die um Umwelteffekte korrigiert werden, besitzen.

Auch WIGGANS UND GODDARD (1997) benutzen bei der Zuchtwertschätzung Leistungen, die vorher auf herdenspezifische Effekte vorkorrigiert worden sind.

2.3.2 Ein-Schritt-Methoden

Im Gegensatz zu den Zwei-Schritt-Methoden werden bei den Ein-Schritt-Methoden alle für Testtagsgemelke relevanten Effekte gleichzeitig bei der Zuchtwertschätzung berücksichtigt. Bei den Ein-Schritt-Methoden werden lineare Modelle verwendet, die die einzelnen Testtagsgemelke einer Kuh im Verlauf einer Laktation entweder als wiederholte Messung eines Merkmals oder als unterschiedliche, aber korrelierte Merkmale auffassen.

2.3.2.1 Wiederholbarkeitsmodelle

Annahme: Nur der Effekt des Laktationsstadiums ändert sich im Laktationsverlauf.

In ihrer Untersuchung schätzen MEYER ET AL. (1987) Varianzkomponenten mit einem Modell, das unter anderem den Herdenkontrolltag und eine Kovariable für das Laktationsstadium enthält.

Ähnlich wie MEYER ET AL. (1987) benutzen PTAK UND SCHAEFFER (1993) ein Wiederholbarkeitsmodell für Testtagsgemelke, das die Laktationsleistung als Selektionskriterium ersetzen soll. PTAK UND SCHAEFFER (1993) berücksichtigen in ihrem Modell den Herdenkontrolltag, den Tiereffekt, den permanent auf die Laktation wirkenden Umwelteffekt, den Effekt von Kalbealter*Kalbesaison und das Laktationsstadium. Das Laktationsstadium wird in Form von vier Kovariablen erfaßt, die der Arbeit von ALI UND SCHAEFFER (1987) entnommen worden sind. Für jede Kalbealter*Kalbesaison-Klasse werden die Regressionskoeffizienten dieser Kovariablen separat geschätzt. PTAK UND SCHAEFFER (1993) zeigen, daß Modelle, die den Herdenkontrolltag berücksichtigen, die Restvarianz signifikant gegenüber Modellen mit Herde*Kalbejahr*Kalbesaison-Gruppen vermindern. Sie favorisieren die Verwendung von Testtagsgemelken anstatt der traditionellen Laktationsleistungen, um die Genauigkeit der Zuchtwertschätzung zu verbessern.

REENTS ET AL. (1995a,b) erweitern das Modell von PTAK UND SCHAEFFER (1993) zu einem Mehr-Laktationen-Modell, das Testtagsgemelke innerhalb einer Laktation als wiederholte Leistungen auffaßt. Leistungen verschiedener Laktationen werden als unterschiedliche, aber miteinander korrelierte Merkmale interpretiert. Dieses Modell wird in Deutschland zweimal jährlich zur inoffiziellen Zuchtwertschätzung benutzt (REENTS UND DOPP, 1996b).

Annahme: Der Effekt des Laktationsstadiums und des Tieres ändert sich im Laktationsverlauf.

SCHAEFFER UND DEKKERS (1994) weisen darauf hin, daß bei der Unterstellung des Modells von PTAK UND SCHAEFFER (1993) die Laktationskurven innerhalb Kalbealter*Kalbesaison-Klassen parallel verlaufen. Unterschiede in der Persistenz bleiben auf diese Weise unberücksichtigt. Die beiden Autoren schlagen deshalb ein Modell vor, das den Effekt eines Tieres als mehrere, zufällige und untereinander korrelierte Regressionskoeffizienten (*random regressions*) dargestellt, deren zugehörige Kovariablen von der Anzahl Tage in Milch abhängig sind (JAMROZIK ET AL., 1997a). Die mit diesem Modell geschätzten Heritabilitäten sind am Anfang und Ende der Laktation höher als in der Laktationsmitte. Dies entspricht nicht den bisher gefundenen Literaturwerten (u.a. SWALVE, 1995b, 1998; KETTUNEN ET AL., 1997).

Annahme: Der Effekt des Laktationsstadiums, des Tieres und der permanenten Umwelt ändert sich im Laktationsverlauf.

Wird zusätzlich zu dem von JAMROZIK ET AL. (1997a) auch der permanente Umwelteffekt in mehrere, zufällige, aber untereinander unkorrelierte Regressionskoeffizienten aufgeteilt, deren korrespondierende Kovariablen von den Tagen in Milch abhängig sind, nähern sich die Erblichkeiten im Laktationsverlauf denen der Literatur an (JAMROZIK ET AL., 1997d). KETTUNEN ET AL. (1997) stellen dagegen nur eine Niveauverschiebung in den Heritabilitäten während der gesamten Laktation fest. Das Modell von JAMROZIK ET AL. (1997d) ist ein Drei-Laktationen-Mehrmerkmals-Modell mit Milch-, Fett- und Eiweißmenge sowie Zellgehalt.

2.3.2.2 Mehrmerkmalsmodelle

Um die Ergebnisse der Varianzkomponentenschätzung bei Modellen mit *random regressions* mit denen ‚herkömmlicher‘ Modelle zu vergleichen, verwenden VAN DER WERF ET AL. (1997), KETTUNEN ET AL. (1997) und OLORI (1997) Mehrmerkmalsmodelle. Das Laktationsstadium wird in diesen Modellen durch einen fixen Effekt berücksichtigt, dessen Klassen jeweils einen bestimmten Laktationsabschnitt repräsentieren.

Während KETTUNEN ET AL. (1997) ein Random-Regression-Modell in Anlehnung an JAMROZIK ET AL. (1997a,d) benutzen, verwenden VAN DER WERF ET AL. (1997) und OLORI (1997) ein Random-Regression-Modell, das auf *covariance functions* beruht (MEYER UND HILL, 1997).

Mit Covariance Functions wird in diesen Untersuchungen versucht, anhand der gemittelten Testtagsgemelke in den einzelnen Laktationsstadiumsklassen eine stetige Funktion zu schätzen, mit der sämtliche Kovarianzen zwischen beliebigen Laktationstagen geschätzt werden können. Das auf Covariance Functions beruhende Random-Regression-Modell ist erst dann mit dem von JAMROZIK ET AL. (1997d) oder KETTUNEN ET AL. (1997) äquivalent, wenn die gleichen Funktionen zur Modellierung der fixen und zufälligen Effekte unterstellt werden und wenn bei der Schätzung der Covariance Functions die Laktationsstadiumsklassen eine Klassenbreite von einem einzigen Tag haben.

OLORI (1997) stellt in Anlehnung an KIRKPATRICK ET AL. (1990) mit der Untersuchung der Eigenfunktionen der geschätzten Covariance Function fest, daß durch Unterstellung eines Modells ohne *random regressions* ungefähr 93 % der additiv-genetischen Varianz erklärt werden. Allerdings sollte bei der Arbeit von OLORI (1997) beachtet werden, daß er die Daten nur einer Herde ausgewertet hat. Außerdem berücksichtigt OLORI (1997) in seinem Random-Regression-Modell keinen Effekt, der mit dem Herdenkontrolltag in den Modellen von JAMROZIK ET AL. (1997d) oder KETTUNEN ET AL. (1997) vergleichbar ist. Der Zeitpunkt der Prüfung wird durch eine einfache, fixe Regression auf die Laktationswoche beschrieben. OLORI (1997) fordert, daß heterogene Restvarianzstrukturen, die auch von JAMROZIK ET AL. (1997d) berücksichtigt werden, angenommen werden sollten.

Kapitel 3

Untersuchungen zur Datenqualität

3.1 Ausgangsdatenmaterial

Das Datenmaterial für die im Rahmen dieser Arbeit durchgeführten Untersuchungen wurde vom VIT (Vereinigte Informationssysteme Tierzucht, Verden) zur Verfügung gestellt. Der Datensatz umfaßte sämtliche Testtagsgemelke von den Kühen zweier Herdbuchverbände, die in den Jahren 1990 bis 1995 abgekalbt hatten. Testtagsgemelke der vierten oder höheren Laktation waren im Datenmaterial nicht enthalten. Um die unterschiedlichen Betriebsstrukturen innerhalb Deutschlands möglichst gut zu berücksichtigen, wurden die MLP-Daten eines Verbandes aus Nordwestdeutschland (Verband A) und eines Verbandes aus den Neuen Bundesländern (Verband B) ausgewählt.

Aus Tabelle 3.1 geht hervor, daß die Herden des Verbandes B im Mittel deutlich größer als die des Verbandes A sind. In der größten Herde des Verbandes B wurden 1013 Kühe an einem Kontrolltag geprüft, während der größte Herdentesttag des Verbandes A mit 108 Tieren vergleichsweise wenig Tiere enthält.

Tabelle 3.1: Struktur des Ausgangsdatenmaterials der Verbände A und B

	Verband A			Verband B		
Anzahl der Herden	2280			1546		
Anzahl der Herdentesttage	119378			68275		
mittlere Anzahl Kühe je Herdentesttag	15.6			48.2		
kleinste Anzahl Kühe je Herdentesttag	1			1		
größte Anzahl Kühe je Herdentesttag	108			1013		
Anzahl der Väter	3639			8188		
mittlere Anzahl Nachkommen je Vater	31.6			28.2		
kleinste Anzahl Nachkommen je Vater	1			1		
größte Anzahl Nachkommen je Vater	13709			5211		
Anzahl der Kühe insgesamt	114858			230777		
	1. Laktation	2. Laktation	3. Laktation	1. Laktation	2. Laktation	3. Laktation
Anzahl der Kühe	89472	65980	49504	159630	134592	107521
Testtagsgemelke insgesamt	813601	603428	446404	1302094	1118721	873066
mittlere Anzahl Testtagsgemelke je Kuh	9.1	9.1	9.0	8.2	8.3	8.1

3.2 Plausibilitätsüberprüfung

Das Ausgangsdatenmaterial wurde verschiedenen Plausibilitätsabfragen unterzogen, weil es sich bei diesem Datenmaterial um einen Rohdatensatz handelte, wie er nach dem Einlesen der MLP-Ergebnisse entsteht (REENTS, 1996). Obwohl in der vorliegenden Arbeit nur die Milchmengenmerkmale als Merkmale in Schätzmodellen betrachtet werden, lag es nahe, die Datenqualität auch im Merkmal Zellgehalt zu untersuchen, da seit März 1996 vom VIT in diesem Merkmal Zuchtwerte anhand eines Testtagswiederholbarkeitsmodelles geschätzt werden (REENTS UND DOPP, 1996a). In weiteren Schritten wurden das Kalbealter, die Herdentesttage und die Kontrollintervalle auf Plausibilität überprüft. Die Datenaufbereitung erfolgte mit dem Programmpaket *SAS 6.11* (SAS, 1996) und mit Perl5-Programmen auf verschiedenen Workstations der *Gesellschaft für wissenschaftliche Datenverarbeitung Göttingen* (GWDG).

3.2.1 Milchleistung

REENTS UND DOPP (1996b) berücksichtigten in ihren Untersuchungen an einem deutschen MLP-Datenbestand nur Testtagsgemelke mit einer Milchmenge zwischen 1.5 und 90 kg. Außerdem mußten die Milchinhaltsstoffe in einem Bereich zwischen 1.5 und 8.5 % liegen. Dagegen hat SWALVE (1995a) die Grenzen für ein gültiges Einzelkontrollergebnis sehr viel enger gezogen. Die Milchmenge eines gültigen Testtagsgemelkes lag in dieser Untersuchung zwischen 2 und 70 kg, während ein Fettgehalt zwischen 1.5 und 7 % und ein Eiweißgehalt zwischen 1.5 und 5 % als plausibel gewertet wurde.

In der vorliegenden Untersuchung wurden die Plausibilitätsgrenzen von SWALVE (1995a) verwendet, um insbesondere Kühe bei den weiteren Untersuchungen unberücksichtigt zu lassen, die beispielsweise aufgrund eines höheren Jersey-Anteils oder einer Stoffwechselstörung extrem hohe Inhaltsstoffe aufweisen. In Tabelle 3.3 ist u.a. dargestellt, wieviele Kontrollergebnisse die Plausibilitätskriterien in den Milchleistungsmerkmalen nicht erfüllten. Es wird deutlich, daß es bei Kühen des Verbandes B, der in den Neuen Bundesländern angesiedelt ist, im Vergleich mit Tieren von Verband A häufiger Testtagsgemelke gab, bei denen sehr hohe Fett- und Eiweißgehalte festgestellt wurden. Sowohl bei Tieren aus Verband A als auch bei Kühen des Verbandes B gab es mehr auffällig hohe Fettgehalte am ersten Testtag in der Laktation als an allen darauffolgenden Kontrolltagen.

3.2.2 Zellgehalt

Aus Tabelle 3.3 geht hervor, daß bei sehr vielen Probegemelken kein Zellgehalt festgestellt wurde. Im Ausgangsdatenmaterial gab es bei Kühen des Verbandes A 156'218 Einzelkontrollergebnisse mit fehlendem Zellgehalt, während es bei Verbandes B sogar 286'284 Testtagsgemelke ohne festgestellten Zellgehalt waren. Es kann vermutet werden, daß die Untersuchungslabors in den weiter zurückliegenden Jahren noch nicht in der Lage waren, sämtliche anfallenden Proben auf Zellgehalt zu untersuchen. Die in Tabelle 3.2 zusammengestellten Zahlen unterstützen diese Vermutung. Bei mindestens 36 % der fehlenden Zellgehaltsuntersuchungen des Verbandes A kann davon ausgegangen werden, daß es im Untersuchungslabor bis zu einem bestimmten Zeitpunkt nicht möglich war, den Zellgehalt zu bestimmen. Dies gilt auch für mindestens 44 % der Testtagsgemelke ohne Zellzahl bei Verband B.

Tabelle 3.2: Anzahl der Kontrollen mit fehlendem Zellgehalt, bei denen auch an sämtlichen vorangegangenen Kontrollen der Kuh während der Laktation keine Zellen festgestellt wurden

	Verband A	Verband B
insgesamt	55747	127054
Kalbejahr 1990	29319	1440
Kalbejahr 1991	18782	41179
Kalbejahr 1992	7501	56319
Kalbejahr 1993	41	24221
Kalbejahr 1994	62	3371
Kalbejahr 1995	42	524

Beträgt der Zellgehalt bei einem Probegemelk 9'999'000, bedeutet das, daß das Analysegerät die Zellzahl nicht bestimmen konnte. Ein Zellgehalt von 9'999'000 gilt deshalb nicht als real gemessen.

Tabelle 3.3: Anzahl der MLP-Ergebnisse, die an den einzelnen Testtagen die Plausibilitätskriterien nicht erfüllten

Nr. des Testtages	Verband A								Verband B							
	Mkg		F%		E%		Zellgeh. (in Tsd.)		Mkg		F%		E%		Zellgeh. (in Tsd.)	
	< 2 kg	> 70 kg	< 2 %	> 7 %	< 1.5 %	> 5 %	= 0	= 9999	< 2 kg	> 70 kg	< 2 %	> 7 %	< 1.5 %	> 5 %	= 0	= 9999
1			55	1288		105	19882	9	155	5	57	7521	3	424	48576	82
2	1		58	142	1	12	18613	8	109	2	47	2397	3	191	35852	45
3	1		50	65		7	17908	7	126	3	25	1789		200	33902	49
4			48	80		6	16699	5	140	6	13	1766	1	239	33388	69
5	1		42	87	1	10	15629	2	179	2	6	1776		302	29178	41
6	2		40	121	1	12	14387	5	206	5	5	2136	1	431	25318	40
7	1		37	163		23	13082	5	332	2	4	2541	3	802	22906	44
8	4		28	251		107	12046	4	540	5	2	3021	1	1610	19019	43
9	8		23	461	1	332	10212	7	794	1		3425		2553	15865	34
10	25		12	747		862	8604	6	890	3	4	2936	1	3003	11953	19
11	24		9	768		1025	5639	4	720	3	2	2175		2553	7148	14
12	19		6	457		707	3304	2	379	1	1	1055		1285	3089	5
13				16		26	213	2	11			31		32	78	
14															9	
15															2	
16																
17															1	

3.2.3 Kalbealter

Die Plausibilitätskriterien für das Alter zum Zeitpunkt der Kalbung, die in der vorliegenden Arbeit verwendet werden, stimmen in etwa mit denen von REENTS UND DOPP (1996b) überein. Die Datensätze einer Laktation wurden nur dann berücksichtigt, wenn das Erstkalbealter (EKA) zwischen 600 und 1260 Tagen und das Alter zum Zeitpunkt der zweiten und dritten Kalbung (ZKA bzw. DKA) im Bereich von 900 bis 1760 Tagen bzw. 1200 und 2260 Tagen lag. Im Ausgangsdatenmaterial gab es relativ wenig Laktationen, bei denen das Kalbealter diese Kriterien nicht erfüllte (vgl. Tabelle 3.4).

Tabelle 3.4: Anzahl der Laktationen, die bestimmte Plausibilitätskriterien hinsichtlich des Kalbealters nicht erfüllten

	Verband A	Verband B
$600 \text{ Tg.} \leq \text{EKA} \leq 1260 \text{ Tg.}$	7	19
$900 \text{ Tg.} \leq \text{ZKA} \leq 1760 \text{ Tg.}$	1	5
$1200 \text{ Tg.} \leq \text{DKA} \leq 2260 \text{ Tg.}$	61	255

3.2.4 Herdentesttag

Bei der Datenaufbereitung traten immer wieder Herdentesttage (HTD) auf, an denen die Anzahl der geprüften Tiere deutlich niedriger als an dem vorhergehenden und nachfolgenden HTD war.

In Abbildung 3.1 ist die Besetzung der Kontrolltage einer beispielhaften Herde dargestellt. Neben Kontrolltagen, an denen mehr als 100 Tiere geprüft wurden, gibt es einzelne Testtage (Tag 7, 29, 75, 132), an denen deutlich weniger Tiere kontrolliert wurden.

Die an diesen unerwartet schlecht besetzten Kontrolltagen geprüften Tiere wurden oft entweder am vorhergehenden oder am nachfolgenden HTD *nicht* geprüft. Das Kontrollintervall zwischen dem auffälligen Testtag und dem Kontrolltag, an dem die Tiere nicht kontrolliert wurden, betrug in 70.4 % bzw. 99.4 % der Fälle bei Verband A bzw. B weniger als drei Wochen (vgl. Tabelle 3.5).

Dies läßt den Schluß zu, daß es sich bei diesen Kontrolltagen um fiktive Tage handelt, an denen im Kuhbestand keine Milchkontrolle durchgeführt wurde.

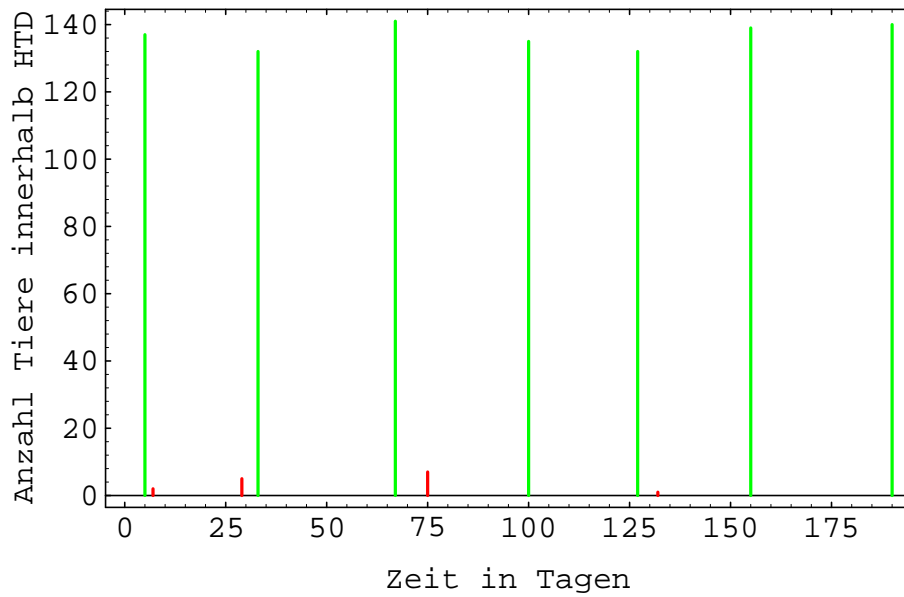


Abbildung 3.1: Beispiel für die Besetzung der Kontrolltage einer Herde im Zeitverlauf

Tabelle 3.5: Verteilung der ‚fiktiven‘ Herdentesttage über Klassen, die sich in der Differenz zwischen ‚fiktivem‘ und ‚wahrem‘ Kontrolldatum unterscheiden

Differenz zwischen ‚fiktivem‘ und ‚wahrem‘ Kontrolldatum	Verband A	Verband B
1 bis 7 Tage	9.6 %	77.3 %
8 bis 14 Tage	34.5 %	19.7 %
15 bis 21 Tage	26.3 %	2.4 %
22 bis 28 Tage	25.5 %	0.3 %
mehr als 28 Tage	4.1 %	0.3 %

Aus Tabelle 3.6 geht deutlich hervor, daß es insbesondere bei Verband B sehr viele Kühe gab, die mindestens ein fiktives Kontrolldatum während einer Laktation hatten.

Tabelle 3.6: Anzahl der Kühe, die in den einzelnen Laktationen mindestens ein fiktives Kontrolldatum hatten

	Verband A	Verband B
1. Laktation	4411	26324
2. Laktation	1702	18523
3. Laktation	1207	13385

Daraufhin wurden die Einzelkontrollergebnisse der Kühe, die eine Prüfung an einem fiktiven Testtag hatten, den ‚wahren‘ Testtagen zugeordnet. In den weiteren Untersuchungen wurden aber dennoch Laktationen ausgeschlossen, die mehr als einen fiktiven Testtag enthielten. Die Anzahl der Laktationen, die mehr als einen konstruierten Kontrolltag hatten, ist beim Verband B aus den Neuen Bundesländern besonders hoch. Annähernd jede 10. Laktation dieses Verbandes hat mindestens zwei fiktive Kontrolldaten, während im Datensatz des Verbandes A nur jede 500. Laktation bei diesem Kriterium auffällt (vgl. Tabelle 3.7).

Tabelle 3.7: Anzahl der Kühe, die in den einzelnen Laktationen mehr als ein fiktives Kontrolldatum hatten

	Verband A	Verband B
1. Laktation	288	17088
2. Laktation	73	12255
3. Laktation	30	9434

Bei den Datensätzen beider Verbände fiel auf, daß einige Tiere (Verband A: 2163, Verband B: 958) mehr als 12 Milchkontrollen innerhalb von 365 Tagen hatten. Im Datenmaterial des Verbandes B gab es sogar eine Kuh, die während der zweiten Laktation an 20 Tagen innerhalb eines Jahres geprüft wurde.

3.2.5 Kontrollintervall

Um sicherzustellen, daß die Nummer des Testtages innerhalb einer Laktation mit einem bestimmten Laktationsstadium korrespondiert, wurden bestimmte Bedingungen an den Zeitpunkt der Kontrolle innerhalb einer Laktation gestellt. Natürlich kann ein Testtagsgemelk nur dann plausibel sein, wenn das Datum der aktuellen Kontrolle zeitlich nach der vorherigen Milchleistungsprüfung liegt. Trotzdem gibt es Datensätze im Ausgangsdatenmaterial, die diese Bedingung nicht erfüllten (vgl. Tabelle 3.8).

Die erste Kontrolle in einer Laktation hatte wie in der Arbeit von SWALVE (1995a) zwischen dem 4. und 45. Laktationstag zu erfolgen. Keine Kuh im Datensatz wurde vor dem vierten Laktationstag geprüft, allerdings wurden insbesondere bei Verband B viele Tiere nach dem 45. Laktationstag das erste Mal kontrolliert.

Die zweite und alle weiteren Kontrollen mußten bis zu einem bestimmten Laktationstag erfolgt sein. REENTS UND DOPP (1996b) gehen davon aus, daß eine Kontrolle 7 bis 90 Tage nach der vorherigen Kontrolle liegen sollte, während SWALVE (1995a) diesen Zeitraum mit 14 bis 70 Tagen beziffert. In der vorliegenden Arbeit wurde ein anderes Kriterium gewählt, weil fiktive Herdentesttage den ‚wahren‘ Testtagen zugeordnet wurden (vgl. Abschnitt 3.2.4). Praxisunübliche Kontrollintervalle von beispielsweise 7 Tagen treten auf diese Weise nicht mehr auf. Deshalb wurde die Bedingung an das Datum der i . Kontrolle gestellt, nicht nach dem $(i \cdot 50)$. Laktationstag zu liegen. Die in Tabelle 3.8 zusammengestellten Anzahlen von Testtagsgemelken, die die einzelnen an sie gestellten Bedingungen nicht erfüllten, zeigen, daß die Milchkontrolle beim Verband B oft zu einem nicht zur Nummer des Testtags passenden Zeitpunkt in der Laktation stattgefunden hat.

Tabelle 3.8: Anzahl der Kontrollen der Testtagsdatensätze der Verbände A und B, deren Testtage bestimmte Kriterien in Bezug auf das Laktationsstadium nicht erfüllten

Kriterium (DIM: Tage in Milch)	Verband A	Verband B
$\text{DIM}_{1. \text{ Testtag}} < 4 \text{ Tage}$	0	0
$\text{DIM}_{1. \text{ Testtag}} > 45 \text{ Tage}$	3272	45932
$\text{DIM}_{i. \text{ Testtag}; i>1} > i \cdot 50 \text{ Tage}$	2009	55717
$\text{DIM}_{i. \text{ Testtag}; i>1} < \text{DIM}_{(i-1). \text{ Testtag}}$	104	9

3.3 Aufbereiteter Datensatz

3.3.1 Datenaufbereitung

In Abschnitt 3.2 wurde beschrieben, welche Plausibilitätskriterien an das Ausgangsdatenmaterial gestellt wurden. Tabelle 3.9 zeigt, wieviele Laktationen bei der Datenaufbereitung in den einzelnen Laktationen aus dem Datensatz herausfallen, wenn die einzelnen Plausibilitätsüberprüfungen *nacheinander* an dem aus dem vorangegangenen Aufbereitungsschritt entstandenen Datensatz durchgeführt werden.

Im Datenmaterial des Verbandes A sind über alle drei Laktationen etwa 92 % der Datensätze plausibel. Ein Großteil der als nicht brauchbar eingestuften Records dieses Verbandes kann die gestellten Bedingungen an die Milchleistung und das Kontrollintervall nicht erfüllen. Im Vergleich zu Verband A ist der Anteil verwendbarer Datensätze von Verband B deutlich geringer. In der ersten Laktation entsprechen nur 67 %, in der zweiten und dritten Laktation ungefähr 75 % der Records den Plausibilitätskriterien. Ähnlich wie bei Verband A genügen viele Datensätze den Plausibilitätsanforderungen in der Milchleistung und im Kontrollintervall nicht. Bei Verband B kommt aber noch hinzu, daß in vielen Laktationen mehr als ein fiktives Kontrolldatum vorliegt. Darüberhinaus konnte ein eindeutig konstruierter Testtag einer einzelnen Kuh, nicht dem ‚eigentlichen‘ Datum zugeordnet werden, weil die Kuh auch an beiden zeitlich benachbarten Testtagen geprüft wurde.

3.3.2 Bereinigter Datensatz

Wie im vorangegangenen Abschnitt beschrieben, verkleinerte sich der Datensatz des Verbandes A im Vergleich zu dem des Verbandes B bei der Datenaufbereitung nicht so stark. Der bereinigte Datensatz enthält 4096 Kühe weniger als der Ausgangsdatsatz, während dieser Unterschied bei Verband B 41408 Kühe beträgt (vgl. Tabelle 3.1 und 3.10). Aus diesem Grund ändert sich ebenfalls die Struktur der Pedigreeinformationen: weniger Väter haben im Mittel weniger Nachkommen im Datensatz.

Beim Vergleich der Tabellen 3.1 und 3.10 wird besonders deutlich, daß die Zuordnung der konstruierten zu den ‚wahren‘ Testtagen dazu geführt hat, daß sich die Anzahl der Herdentesttage bei Verband B um 19930 stark verringert hat, obwohl bei der Datenaufbereitung nur 60 Herden herausgefallen sind. Die Anzahl der Herden bei Verband A reduzierte sich allerdings nur um 26, während die Zahl der Herdentesttage um 4715 abnahm. Trotz der geringeren Anzahl an Laktationen gegenüber dem Ausgangsdaten-satz veränderte sich die mittlere Anzahl an Testtagsgemelken je Kuh und Laktation bei beiden Verbänden nur geringfügig durch die einzelnen Aufbereitungsschritte.

Tabelle 3.9: Anzahl der Laktationen, die bei der Datenaufbereitung der Testtagsdatensätze der Verbände A und B bestimmte Kriterien nicht erfüllten

Kriterium	Verband A			Verband B		
	1. Lakt.	2. Lakt.	3. Lakt.	1. Lakt.	2. Lakt.	3. Lakt.
Ausgangsdatenmaterial	89472	65980	49504	159630	134592	107521
$2 \text{ kg} \leq \text{Mkg}_{\text{alle Testtage}} \leq 70 \text{ kg}$ und $2 \% \leq \text{F}\%_{\text{alle Testtage}} \leq 7 \%$ und $1.5 \% \leq \text{E}\%_{\text{alle Testtage}} \leq 5 \%$	2800	2447	1966	12657	14409	11752
$600 \text{ Tg.} \leq \text{EKA} \leq 1260 \text{ Tg.}$ $900 \text{ Tg.} \leq \text{ZKA} \leq 1760 \text{ Tg.}$ $1200 \text{ Tg.} \leq \text{DKA} \leq 2260 \text{ Tg.}$	6	1	60	19	4	224
fiktive Testtage sind richtigen Testtagen zuzuordnen					1	
nicht mehr als ein fiktiver Testtag je Laktation	272	72	27	16660	11402	8791
$4 \text{ Tg.} \leq \text{DIM}_{1, \text{ Testtag}} \leq 45 \text{ Tg.}$ und $\text{DIM}_{i, \text{ Testtag}; i>1} \leq i \cdot 50 \text{ Tg.}$ und $\text{DIM}_{i, \text{ Testtag}; i>1} > \text{DIM}_{(i-1), \text{ Testtag}}$	3886	2230	1672	23401	8882	5996
resultierender Datensatz	82508	61230	45779	106893	99894	80758
Anteil brauchbarer Records am Ausgangsmaterial	92.2 %	92.8 %	92.5 %	67.0 %	74.2 %	75.1 %

Tabelle 3.10: Struktur des bereinigten Datenmaterials der Verbände A und B

	Verband A			Verband B		
Anzahl der Herden	2254			1486		
Anzahl der Herdentesttage	114663			48345		
mittlere Anzahl Kühe je Herdentesttag	14.9			48.6		
kleinste Anzahl Kühe je Herdentesttag	1			1		
größte Anzahl Kühe je Herdentesttag	104			924		
Anteil der HTDs mit bis zu 20 Kühen	74.3 %			42.5 %		
Anteil der HTDs mit 21 bis 50 Kühen	24.7 %			25.8 %		
Anteil der HTDs mit 51 bis 100 Kühen	1.0 %			18.4 %		
Anteil der HTDs mit mehr als 100 Kühen	0.0 %			13.3 %		
Anzahl der Väter	3569			7326		
mittlere Anzahl Nachkommen je Vater	31.0			25.8		
kleinste Anzahl Nachkommen je Vater	1			1		
größte Anzahl Nachkommen je Vater	13183			4323		
Anzahl der Kühe insgesamt	110765			189369		
	1. Laktation	2. Laktation	3. Laktation	1. Laktation	2. Laktation	3. Laktation
Anzahl der Kühe	82508	61230	45779	106893	99894	80758
Testtagsgemelke insgesamt	743756	557886	411620	874673	827879	648264
mittlere Anzahl Testtagsgemelke je Kuh	9.0	9.1	9.0	8.2	8.3	8.0

Nach der Zuweisung von den an fiktiven Herdentesttagen erbrachten Leistungen zu den ‚wahren‘ Herdentesttagen kann die Herdenstruktur weiter aufgeschlüsselt werden. 99 % aller Tiere des Verbandes A stehen in Herden, bei denen bis zu 50 Kühe zum Zeitpunkt einer Milchkontrolle in Milch waren, während bei Verband B nur etwa 68.3 % der Kühe in Herden dieser Größe zu finden sind. Im Verband B befinden sich 13.3 % der Tiere in Herden mit mehr als 100 melkenden Kühen. Die Zahl der Kühe des Verbandes A in dieser Herdenkategorie ist vernachlässigbar klein. Die zwischen diesen beiden Verbänden vermuteten Unterschiede in der Herdengrößenstruktur werden somit bestätigt. Die dem Verband aus den Neuen Bundesländern (Verband B) angeschlossenen Betriebe haben gegenüber denen des Verbandes aus den Alten Bundesländern (Verband A) größere Herden.

3.4 Diskussion

Seit März 1996 werden in Deutschland Zellzahlzuchtwerte mit einem Mehrlaktation-Testtagswiederholbarkeitsmodell offiziell geschätzt (REENTS UND DOPP, 1996a). Die inoffizielle Zuchtwertschätzung für die Milchmengenmerkmale erfolgt seit Dezember 1995 im halbjährlichen Rhythmus. Im zugrundeliegenden Schätzmodell dienen alle an einem Herdentesttag geprüften Tiere als Vergleichsgruppe.

Bei der Plausibilitätsüberprüfung der Milchleistung wurden in der vorliegenden Arbeit Kriterien von SWALVE (1995a) verwendet, um die Daten des Verbandes A mit denen des Verbandes B möglichst vergleichbar zu machen. Beim Verband B aus den Neuen Bundesländern gibt es deutlich mehr Testtagsgemelke, die die obere Grenze des als plausibel geltenden Bereichs sowohl im Fett- als auch im Eiweißgehalt überschreiten. Ein Grund dafür ist sicherlich, daß sich im Datenmaterial des Verbandes B SMR-Kühe befinden, die sich je nach Jersey-Anteil durch höhere Inhaltsstoffe auszeichnen. Bei der Datenanalyse fällt auf, daß die Zahl der Fettgehaltsüberschreitungen am ersten Testtag in der Laktation bei beiden Verbänden weit über denen der anderen Kontrolltage liegt. Dies könnte u.a. an Stoffwechselstörungen (Ketosen) liegen, die bei einer Energieunterversorgung während des Laktationsbeginns zu gesteigerten Fettgehalten in der Milch führen.

Fehlende Zellgehaltsuntersuchungen während einer Laktation verringern die Genauigkeit der Zuchtwertschätzung mit einem von REENTS ET AL. (1995a,b) vorgeschlagenen Testtagsmodell (vgl. PTAK UND SCHAEFFER, 1993; SWALVE, 1995a). Zum jetzigen Zeitpunkt gibt es aber kaum noch Testtagsgemelke ohne festgestellten Zellgehalt. Die Datenqualität im Merkmal Zellgehalt hat sich im Laufe der zurückliegenden Jahre nachhaltig gebessert (vgl. Tabelle 3.2).

Bei den Milchleistungsmerkmalen benutzen REENTS UND DOPP (1996b) ähnlich wie bei der Zuchtwertschätzung für Zellgehalt (REENTS UND DOPP, 1996a) Kontrolltage, deren Kontrollintervall zwischen 7 und 90 Tagen liegt. Obwohl SWALVE (1995a) bereits auf das Vorhandensein von konstruierten Kontrolltagen im deutschen MLP-Datenmaterial hinweist, erfolgt weder eine Zuordnung von fiktiven Testtagen zu ‚wahren‘ noch ein Ausschluß der Testtagsgemelke an diesen Tagen. Wie in Abschnitt 3.2.4 beschrieben, befinden sich in den konstruierten Herdentesttagen Kühe, die entweder am vorhergehenden oder am nachfolgenden Testtag der Herde *nicht* kontrolliert wurden. Die Anzahl der Tiere je fiktiven Herdentesttag ist viel niedriger als an den ‚eigentlichen‘ Kontrolltagen der Herde. Außerdem liegt das Kontrollintervall meistens deutlich unter 30 Tagen (vgl. Tabelle 3.5). Die von REENTS UND DOPP (1996a,b) angenommene untere Plausibilitätsgrenze beim Kontrollintervall von in der Praxis nicht vorkommenden 7 Tagen (LANGHOLZ ET AL., 1994) führt – obwohl es bei der Festlegung dieses Kriteriums eigentlich nicht beabsichtigt wurde – nicht in allen Fällen zum Ausschluß der Einzelkontrollergebnisse an konstruierten Herdentesttagen. Unter der Voraussetzung, daß die konstruierten zeitlich nach den ‚wahren‘ Prüfungstagen liegen, werden bei Verband A nur 9.7 % der Kontrollergebnisse mit fiktivem Kontrolldatum mit diesen Plausibilitätsgrenzen erkannt, während bei Verband B 69.4 % der Testtagsgemelke mit konstruiertem Testtag nicht im auszuwertenden Datensatz bleiben. Liegen die fiktiven Kontrolltage dagegen zeitlich vor den ‚tatsächlichen‘ Testtagen, werden die ‚wahren‘ Kontrolltage fälschlicherweise als nicht plausibel gewertet, wenn das Kontrollintervallkriterium von REENTS UND DOPP (1996a,b) an den Datensatz angelegt wird.

Insbesondere im Datenmaterial des Verbandes B aus den Neuen Bundesländern gibt es sehr viele fiktive Testtage (vgl. Tabelle 3.6). SWALVE (1995a) beschreibt, daß Kühe auch dann einen künstlich konstruierten Kontrolltag haben, wenn das erbrachte Testtagsgemelk aberkannt wurde. In diesem Fall wird neben den Leistungsdaten auch das Kontrolldatum unter Berücksichtigung der benachbarten Testtage nach internationalen Regeln interpoliert. Bei der Anwendung eines Testtagsmodells ist es aber sinnvoller, nur die Milchleistungsdaten und nicht das Kontrolldatum zu interpolieren. In den weiteren Untersuchungen werden deshalb keine Tiere berücksichtigt, die mehr als einen fiktiven Testtag in einer Laktation haben.

Sobald sich mehr als eine Kuh in einer fiktiven Herdentesttagsvergleichsgruppe befindet, kommt es zu Verzerrungen in der Zuchtwertschätzung, weil es sich bei dieser Vergleichsgruppe nicht um die tatsächliche Vergleichsgruppe handelt. Um aber in der Praxis verlässlichere Zuchtwerte sowohl für die Zellzahl als auch für die Milchmengenmerkmale mit einem Testtagsmodell schätzen zu können, sollten die vorhandenen Daten so aufbereitet werden, daß die Anzahl der fiktiven Herdentesttage möglichst gering wird.

Kapitel 4

Untersuchungen zur Connectedness

4.1 Problematik der Zeitgefährtengruppen bei Testtagsmodellen

Bisher werden die Zuchtwerte für Milchrinder in Deutschland mit einem Mehrmerkmalstiermodell geschätzt (VIT, 1997). Bei diesem Verfahren werden einzelne Herden nur dann direkt berücksichtigt, wenn eine Klasse der Mehrfachinteraktion Herde*Kalbejahr*Kalbesaison mit mindestens 6 Tieren besetzt ist. Andernfalls werden Kühe einer Klasse der Mehrfachinteraktion Region*Herdenklasse*Kalbejahr*Kalbesaison zugeordnet. REINHARDT (1995) weist darauf hin, daß mit der beschriebenen variablen Einteilung der Zeitgefährtengruppen in der Routinezuchtwertschätzung die Anzahl der Kalbesaisons verringert wurde, um mehr Kühe direkt innerhalb der Herde vergleichen zu können. Mit einer Analyse der Residuen zeigt REINHARDT (1995), daß ein direkter Vergleich innerhalb Herde*Kalbejahr*Kalbesaison dem innerhalb Region*Herdenklasse*Kalbejahr*Kalbesaison vorzuziehen ist.

Wird der Herdenkontrolltag zur Bildung von Zeitgefährtengruppen herangezogen (z.B. PTAK UND SCHAEFFER, 1993; SWALVE, 1995a; REENTS ET AL., 1995a; REENTS UND DOPP, 1996b), verringert sich die Anzahl der Beobachtungen gegenüber einer Einteilung in Herde*Kalbejahr*Kalbesaison-Klassen deutlich. REENTS ET AL. (1995a) weisen daraufhin, daß die Anzahl der Beobachtungen für Herdentesttage sehr klein sein kann. Auch SWALVE (1995a) gibt bei einer Klassifikation in Herdentesttage zu bedenken, daß besonders in Ländern mit kleiner Herdengröße Zeitgefährtengruppen eine kritische Größe annehmen können.

PTAK UND SCHAEFFER (1993) schlagen zur noch besseren Erfassung der Umwelt die Berücksichtigung von Managementgruppen innerhalb einer Herde in den Schätzmodellen vor, so daß die Größe der Zeitgefährtengruppen gegenüber Modellen, die den Herdentesttag berücksichtigen, noch weiter verringert wird.

Obwohl verschiedene Autoren (MEYER ET AL., 1987; MEYER ET AL., 1989; PTAK UND SCHAEFFER, 1993; SWALVE, 1995a) zeigen, daß die Bildung von Herdenkontrolltagsgruppen gegenüber einer Einteilung in Herde*Kalbejahr*Kalbesaison-Gruppen bei den von PTAK UND SCHAEFFER (1993) vorgeschlagenen Testtagswiederholbarkeitsmodellen zu einer Verminderung der Restvarianzkomponente führt, bleibt zu prüfen, ob Zuchtwertschätzungen mit Testtagsmodellen zu einer verbesserten Selektion beitragen können.

Eine Voraussetzung für eine genauere Selektion ist die Vergleichbarkeit von gleichzeitig geschätzten Zuchtwerten. Werden gemischte Modelle bei der Datenanalyse verwendet, können alle Kontraste zwischen zufälligen Effekten geschätzt werden, weil sie einen Erwartungswert und eine unterstellte Varianz besitzen (FOULLEY ET AL., 1984; zit. nach BOICHARD ET AL., 1996). In diesem Fall sind die Zuchtwerte direkt miteinander zu vergleichen, weil alle Kontraste zwischen Zuchtwerten ohne Verwendung von Erwartungswerten zu schätzen sind (BOICHARD ET AL., 1996). In diesem Fall gilt das Design als verknüpft (engl. connected).

GROENEVELD UND SPILKE (1998) erwarten, daß weniger Tiere aus kleineren Vergleichsgruppen selektiert werden. In kleineren Zeitgefährtengruppen liegen die geschätzten Zuchtwerte der Tiere näher am Erwartungswert, so daß die Wahrscheinlichkeit, daß diese Tiere an den Enden der Verteilung der Zuchtwerte selektiert werden, geringer wird. Datensätze mit kleinen Vergleichsgruppen führen deshalb nicht zu ‚falschen‘ Selektionsentscheidungen.

In den folgenden Abschnitten werden zunächst unterschiedliche Maßzahlen für Connectedness vorgestellt. Ein Kriterium wurde ausgewählt, um den Einfluß unterschiedlicher Subzellenbesetzungen des HTD-Effektes und des Effektes von Kalbealter*Kalbesaison auf die Connectedness des Datensatzes zu untersuchen, wenn ein von PTAK UND SCHAEFFER (1993) vorgeschlagenes Testtagswiederholbarkeitsmodell unterstellt wird. Bei der Berechnung dieser Maßzahl werden auch die *prediction error variances* (PEV) der Zuchtwerte errechnet, so daß es sinnvoll erschien, den Einfluß unterschiedlicher Subzellenbesetzungen auf die Sicherheit der Zuchtwertschätzung in einem gesonderten Abschnitt darzustellen.

4.2 Maßzahlen für Connectedness

In den folgenden Abschnitten werden Maßzahlen für Connectedness beschrieben, bei denen ein Tiermodell mit einem Merkmal unterstellt wird:

$$y = Xb + Za + e \quad (4.1)$$

mit

- y = Vektor der Beobachtungswerte
- X, Z = Designmatrix der fixen bzw. zufälligen Effekte
- b = Vektor der fixen Effekte
- a = Vektor der zufälligen Tiereffekte
- e = Vektor der zufälligen Resteffekte

Bei diesem Ein-Merkmals-Tiermodell werden folgende Varianzen angenommen:

$$\text{Var} \begin{pmatrix} a \\ e \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A\sigma_a^2 & 0 \\ 0 & I\sigma_e^2 \end{pmatrix}$$

wobei

- A = additiv-genetische Verwandtschaftsmatrix
- I = Einheitsmatrix
- σ_a^2 = additiv-genetische Varianz
- σ_e^2 = Restvarianz

HENDERSON (1963) zeigte, daß die Lösungen des Gleichungssystems 4.1 identisch mit denen der Mischmodellgleichungen (MME) sind:

$$\begin{bmatrix} X'X & X'Z \\ Z'X & Z'Z + \lambda A^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{b} \\ \hat{a} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'y \\ Z'y \end{bmatrix}, \lambda = \frac{\sigma_e^2}{\sigma_a^2} \quad (4.2)$$

Die Lösungen der MME können durch Multiplikation des Gleichungssystems mit der invertierten Koeffizientenmatrix bestimmt werden, wenn die Koeffizientenmatrix eine Inversion zuläßt. Für die Inverse der Koeffizientenmatrix der MME wird folgende Notation gewählt:

$$\begin{bmatrix} X'X & X'Z \\ Z'X & Z'Z + \lambda A^{-1} \end{bmatrix}^{-1} = \begin{bmatrix} C^{bb} & C^{ba} \\ C^{ab} & C^{aa} \end{bmatrix} \quad (4.3)$$

Mit C^{ab} wird die Submatrix der invertierten Koeffizientenmatrix bezeichnet, deren Zeilen mit den Tiergleichungen (a) und deren Spalten mit den Gleichungen für die fixen Effekte (b) korrespondieren. Die Varianz-Kovarianz-Matrix des Schätzfehlers der Zuchtwerte wird entsprechend als C^{aa} abgekürzt.

Die Matrix C^{aa} muß bei einigen Maßzahlen für Connectedness, wie sie in Übersichtsartikeln von BOICHARD ET AL. (1996) und KENNEDY UND TRUS (1993) beschrieben werden, aufgestellt werden. In größeren Datensätzen ist es schwierig, die Koeffizientenmatrix des Gleichungssystems zu invertieren, so daß man mit diesen Methoden an Grenzen stößt. Näherungslösungen für Elemente der Matrix C^{aa} gibt es zur Zeit nur für die Diagonalelemente (MISZTAL UND WIGGANS, 1988; MEYER, 1989), so daß bei größeren Datensätzen auf andere Maßzahlen zurückgegriffen werden muß.

HANOCQ (1995) unterteilt die Maßzahlen für Connectedness in zwei Gruppen. Einige Verfahren bestimmen Connectedness-Indices für ganz bestimmte Kontraste, während bei anderen Herangehensweisen globale Maßzahlen für den Grad der Verknüpfung innerhalb eines Datensatzes bestimmt werden.

4.2.1 Maßzahlen für die Connectedness ganz bestimmter Kontraste

4.2.1.1 Gene Flow

Eine Maßzahl für Connectedness kann aus der Matrix $X'ZTQ$ hergeleitet werden (KENNEDY UND TRUS, 1993), wobei T , eine untere Dreiecksmatrix, den Genfluß von der Basispopulation zur aktuellen Population darstellt (KENNEDY ET AL., 1988). Die Matrix Q weist den Tieren der Basispopulation Managementgruppen zu und darf deshalb nicht mit der gleichnamigen Matrix verwechselt werden, die Tiere unterschiedlichen genetischen Gruppen zuordnet (vgl. auch QUAAS, 1988). Unter der Voraussetzung, daß höchstens eine Leistung je Tier vorliegt, ergibt die Summe der Elemente der i . Zeile von $X'ZTQ$ die Anzahl der Tiere in Managementgruppe i mit Leistung. Das ij . Element dieser Matrix stellt den genetischen Beitrag der Vorfahren aus Gruppe j zu Tieren, die eine Leistung in Gruppe i erbracht haben, dar.

Eine Maßzahl für die Verknüpfung zweier Managementgruppen wird mit $x'X'ZTQx$ berechnet, wobei x als Kontrast zwischen zwei Managementgruppen definiert ist. Kleinere Werte dieses Kriteriums kennzeichnen einen höheren Grad an Connectedness.

4.2.1.2 Genetic Drift Variance

Laut KENNEDY UND TRUS (1993) ist die Maßzahl für Connectedness, die aus der Matrix $X'ZAZ'X$ hergeleitet werden kann, gegenüber der Genflußmethode genauer und vielseitiger anwendbar. Die Matrix $X'ZAZ'X$ enthält die Summen der additiv-genetischen Verwandtschaft innerhalb (Diagonalelemente) und zwischen (Off-Diagonal-Elemente) Managementgruppen.

Das ij . Element der Matrix \bar{A} läßt sich ableiten, indem das ij . Element der Matrix $X'ZAZ'X$ durch das Produkt der Anzahl der Tiere mit Leistung der i . und j . Gruppe dividiert wird:

$$\bar{A} = (X'X)^{-1}(X'ZAZ'X)(X'X)^{-1} \quad (4.4)$$

Die Elemente von \bar{A} können als genetische Komponenten der Drift(ko)varianz zwischen Managementeinheiten gedeutet werden (SØRENSEN UND KENNEDY, 1983).

Eine Maßzahl für Connectedness zwischen zwei Managementgruppen kann demnach als $x'\bar{A}x$ abgeleitet werden. x stellt den Kontrastvektor dar. Je kleiner der Wert dieses Kriteriums ist, desto höher ist der Grad an Connectedness. Ein ähnliches Verfahren benutzten BANOS ET AL. (1991), um die Verknüpfung der Ayrshires und Jerseys zwischen den USA und Kanada zu untersuchen.

4.2.1.3 PEV des Kontrastes zwischen Zuchtwerten

KENNEDY UND TRUS (1993) favorisieren die PEV des Kontrastes zwischen Zuchtwerten zweier Tiere als Kennziffer für Connectedness. Sie zeigen, daß eine schlechtere Verknüpfung unterschiedlicher Managementeinheiten der zu vergleichenden Tiere zu einer größeren PEV dieses Kontrastes führt, weil in der PEV des Kontrastes auch die Unsicherheit für die Schätzung des Managementeffektes berücksichtigt wird.

4.2.1.4 Connectedness-Index γ

Auch FOULLEY ET AL. (1984, 1990) benutzen die PEV des Kontrastes zwischen zwei Zuchtwerten dazu, um Aussagen über den Grad der Verknüpfung des Datenmaterials zu machen:

$$\gamma(x) = \frac{x'C_R^{aa}x}{x'C_F^{aa}x} \quad (4.5)$$

Mit x wird in dieser Gleichung der Kontrast bezeichnet. C_R^{aa} und C_F^{aa} stehen für die Submatrix der invertierten Koeffizientenmatrix der MME des um einen fixen Effekt reduzierten (R) und des vollständigen (F) Modells (vgl. auch Formel 4.3). Es kann gezeigt werden, daß es sich bei allen möglichen $\gamma(x)$ um die Eigenwerte der Matrix $(C_F^{aa})^{-1}C_R^{aa}$ handelt (vgl. auch HANOCQ, 1995).

Der Wertebereich von γ liegt zwischen 0 und 1. Je näher der Wert bei 1 liegt, desto geringer ist der Einfluß des in dem reduzierten Modell gegenüber dem vollständigen Modell weggelassenen fixen Effektes auf die Connectedness des Datensatzes.

4.2.1.5 Coefficient of determination

LALOË (1993) dividiert die PEV der Kontraste zwischen Zuchtwerten zunächst durch die Varianz der Kontraste zwischen Zuchtwerten und zieht in einem weiteren Schritt

dieses Verhältnis von 1 ab. In Matrixschreibweise läßt sich dieser *coefficient of determination* (CD) des Kontrastes x wie folgt darstellen:

$$CD(x) = \frac{x'(A - C_F^{aa})x}{x'Ax} \quad (4.6)$$

Dieses Kriterium wird benutzt, um die Schätzgenauigkeit des Kontrastes zu messen, weil es sich beim CD um die quadrierte Korrelation zwischen der wahren und geschätzten Differenz zweier Zuchtwerte handelt. Ähnlich wie beim Connectedness-Index γ liegt der Wertebereich von CD zwischen 0 und 1. Ein Wert von 0 bedeutet, daß der Datensatz keine Information zur Verfügung stellt, um den betrachteten Kontrast zwischen den Zuchtwerten zweier Tiere korrekt zu schätzen. Der Kontrast wird in diesem Fall nur mit Hilfe von Erwartungswerten geschätzt.

LALOË (1993) zeigt, daß die Eigenwerte der Matrix $A^{-1}(A - C_F^{aa})$ die CD s sämtlicher möglichen Kontraste x darstellen.

4.2.2 Globale Maßzahlen

In den vorangehenden Abschnitten wurden Maßzahlen für Connectedness vorgestellt, die den Grad der Verknüpfung zweier Tiere charakterisieren. KENNEDY UND TRUS (1993) konstruieren ähnlich wie HOFER (1994) aus den vielen möglichen Kontrasten innerhalb eines Datensatzes eine einzige Maßzahl für Connectedness, indem sie die Werte über alle Kontraste mitteln.

4.2.2.1 Connectedness-Index η

FOULLEY ET AL. (1990) schlagen als globale Maßzahl für Connectedness das Verhältnis der Determinanten der Matrizen C_R^{aa} und C_F^{aa} vor:

$$\eta = \frac{|C_R^{aa}|}{|C_F^{aa}|} \quad (4.7)$$

η stellt eine Verallgemeinerung des Connectedness-Indexes γ dar (FOULLEY ET AL., 1990). Dementsprechend liegt der Wertebereich von η zwischen 0 und 1. Ein Wert von 1 kennzeichnet ein vollständig verknüpftes Design.

FOULLEY ET AL. (1992) standardisieren η mit der Dimension von C^{aa} (hier q):

$$\eta^* = \left(\frac{|C_R^{aa}|}{|C_F^{aa}|} \right)^{\frac{1}{q}} \quad (4.8)$$

Diese Maßzahl leiten FOULLEY ET AL. (1992) von der Kullback-Leibler-Distanz D zwischen der gemeinsamen Dichtefunktion des Schätzfehlers der Zuchtwerte und fixen Effekte und dem Produkt der jeweiligen marginalen Dichtefunktionen ab:

$$D = -\frac{1}{2} \ln \left(\frac{|C_R^{aa}|}{|C_F^{aa}|} \right) = -\frac{1}{2} \ln \eta \quad (4.9)$$

Aus dieser Beziehung folgt mit Formel 4.8:

$$\eta^* = e^{\frac{-2D}{q}} \quad (4.10)$$

4.2.2.2 Methoden, die auf dem *coefficient of determination* beruhen

LALOË (1993) benutzt drei verschiedene Kriterien für Connectedness, die sich vom *coefficient of determination* CD (vgl. Abschnitt 4.2.1.5) ableiten lassen. In den folgenden Formeln wird der i . Eigenwert der Matrix $A^{-1}(A - C_F^{aa})$ mit ν_i bezeichnet. In seiner Studie betrachtet LALOË (1993) nur die $q - 1$ größten Eigenwerte dieser Matrix, weil er zeigt, daß immer ein Eigenwert 0 wird. Eine Aussage über die Connectedness eines Datensatzes könnte in diesem Fall mit Kriterium ρ_2 nicht getroffen werden, weil ρ_2 immer, auch bei vollständig verknüpften Designs, den Wert von 0, der einer nicht verknüpften Datenstruktur entspräche, annehmen würde.

$$\rho_1 = \frac{1}{q-1} \sum_{i=1}^q \nu_i \quad (4.11)$$

$$\rho_2 = \left(\prod_{i=2}^q \nu_i \right)^{\frac{1}{q-1}} \quad (4.12)$$

$$\rho_3 = 1 - \left(\prod_{i=1}^q (1 - \nu_i) \right)^{\frac{1}{q-1}} \quad (4.13)$$

Das Kriterium ρ_1 stellt das arithmetische Mittel der Eigenwerte von $A^{-1}(A - C_F^{aa})$ dar, während es sich bei ρ_2 um das geometrische Mittel dieser Eigenwerte handelt. Die dritte Maßzahl ρ_3 beruht auf der Kullback-Leibler-Distanz zwischen der angenommenen Verteilung der Zuchtwerte und der Dichtefunktion der Zuchtwerte bei gegebenem geschätzten Zuchtwert.

Es kann gezeigt werden, daß die Beziehung $0 \leq \rho_2 \leq \rho_1 \leq \rho_3 \leq 1$ gilt (vgl. LALOË, 1993). Die Maßzahl ρ_2 ist bei kleineren Eigenwerten empfindlicher, während ρ_3 auf größere Eigenwerte sensibler reagiert. Kann mindestens ein Kontrast nur aus den Erwartungswerten für diesen Kontrast geschätzt werden, nimmt ρ_2 den Wert 0 an. In diesem Fall gilt das Design als nicht vollständig verknüpft. ρ_3 wird 1, wenn nur ein einziger Eigenwert 1 ist. In diesem Fall kann das Kriterium ρ_3 ein vollständig verknüpftes Design suggerieren, auch wenn alle anderen Eigenwerte einen Wert von 0 annehmen.

4.3 Beurteilung der Maßzahlen für Connectedness

In der Arbeit von KENNEDY UND TRUS (1993) werden einige der vorgestellten Maßzahlen für Connectedness verglichen. Als Referenzmethode schlagen die beiden Autoren die mittlere PEV der Kontraste zwischen Zuchtwerten vor. In Tabelle 4.1 ist ein Teil der Ergebnisse ihrer Simulationsstudie wiedergegeben.

Tabelle 4.1: Korrelationen einiger Maßzahlen für Connectedness mit der mittleren PEV der Kontraste zwischen Zuchtwerten

Maßzahl	Korrelation
Gene Flow (gemittelt)	.671
Genetic Drift Variance (gemittelt)	.924
η^*	-.959
γ (gemittelt)	-.990

Die von der Genfluß-Matrix abgeleitete Maßzahl ist das mit Abstand schlechteste Kriterium für Connectedness. Dagegen ist die Korrelation zwischen der Referenzmethode und den drei anderen in Tabelle 4.1 aufgeführten Maßzahlen größer als 0.90. Das auf der *genetic drift variance* beruhende Kriterium hat mit 0.924 eine annähernd hohe Korrelation wie die Maßzahlen η^* und γ , obwohl der Rechenaufwand gegenüber den von FOULLEY ET AL. (1984,1990,1992) vorgeschlagenen Maßzahlen deutlich geringer ist.

Bei der Berechnung von η^* und γ ist es erforderlich, Teile der Koeffizientenmatrix der MME zu invertieren. In größeren Datensätzen bereitet diese Inversion, trotz ausgefeilter Algorithmen wie den FSPAK-Routinen (MISZTAL UND PEREZ-ENCISO, 1993), Schwierigkeiten, weil die Grenzen des Hauptspeichers einer Workstation schnell erreicht werden. Da die Anzahl der Nicht-Null-Elemente des Gleichungssystems einer quadratischen Funktion in Abhängigkeit von der Anzahl Gleichungen folgt, steigt der Speicherplatzbedarf sehr schnell an, sobald der aufsteigende Ast dieser Funktion erreicht wird. Aus diesem Grund können mit Routinen wie FSPAK (MISZTAL UND PEREZ-ENCISO, 1993) nur relativ kleine Gleichungssysteme invertiert werden (GROENEVELD, 1998).

Ähnlich schwierig gestaltet sich die Bestimmung der Determinante der invertierten Teilmatrizen der Koeffizientenmatrix bei η^* , weil der Wert für diese Determinante bei sehr großen Tierzahlen eine Größenordnung annimmt, die sich nicht mehr mit genügender Genauigkeit darstellen läßt. Auch bei der erforderlichen Bestimmung der Eigenwerte der Matrix $A^{-1}(A - C_R^{aa})$ bei den von LALOË (1993) vorgeschlagenen Kriterien kann es schwierig sein, hinreichend genaue Werte zu berechnen, wenn es sich um große Matrizen handelt (GOLUB UND VAN LOAN, 1983).

Der Connectedness-Index $\gamma(x)$ ist mit $CD(x)$ über die folgende Beziehung verknüpft:

$$\gamma(x) = \frac{1 - CD_R(x)}{1 - CD_F(x)} \quad (4.14)$$

$CD_R(x)$ stellt in dieser Formel den CD des Kontrastes x dar, wenn das unterstellte lineare Modell um einen fixen Effekt gegenüber dem vollständigen Modell reduziert wird. Dementsprechend kennzeichnet $CD_F(x)$ den CD des Kontrastes beim vollständigen Modell.

Aus der Formel 4.14 läßt sich ableiten, daß $\gamma(x)$ den kleinstmöglichen Wert von $(1 - CD_R(x))$ annimmt, wenn der Kontrast x im vollständigen Modell nicht anhand von vorliegenden Informationen im Datenmaterial geschätzt werden kann ($CD_F(x) = 0$). LALOË (1996) widerlegt mit seiner Untersuchung die Annahme, daß der Index γ ausschließlich vom Datendesign abhängig ist. Sobald im vollständigen Modell ein Kontrast nur mit Erwartungswerten ($CD_F(x) = 0$) bestimmt werden kann, wird der Wert von γ mit abnehmender Information aus dem Datensatz im reduzierten Modell ($CD_R(x) \rightarrow 0$) größer. Obwohl die Connectedness des Datensatzes in diesem Fall geringer wird, vermittelt der größere Wert von γ den Eindruck, das Design sei besser verknüpft.

BOICHARD ET AL. (1996) zieht daraus die Schlußfolgerung, daß die Maßzahlen, die vom CD abgeleitet werden, geeignet sind, um den Grad an Connectedness eines gegebenen Designs zu beschreiben. Methoden, die auf dem Vergleich eines vollständigen und eines reduzierten Modells beruhen (γ und η^*), lassen sich anwenden, um den Einfluß eines bestimmten Effektes auf die Connectedness zu untersuchen.

In den eigenen Untersuchungen wurde deshalb der über alle Kontraste *gemittelte* Connectedness-Index γ verwendet (vgl. Kennedy und Trus, (1993); HOFER,1994), um den Einfluß des Herdentesttag- und des Kalbealter*Kalbesaison-Effektes auf die Connectedness des Datensatzes zu beurteilen. Die Wahrscheinlichkeit des Auftretens zweier nicht verknüpfter Tiere ($CD_F(x) = 0$) kann in der Region, in der die Daten erfaßt wurden, als sehr gering eingestuft werden, weil die Besamungsdichte in diesem Gebiet sehr hoch ist. Die Verzerrungen des Connectedness-Indexes γ durch den von LALOË (1996) beschriebenen Effekt sind deshalb vernachlässigbar klein.

4.4 Eigene Untersuchungen

Die eigenen Untersuchungen zur Connectedness wurden an einem Teildatenmaterial des aufbereiteten Datensatzes des Verbandes A durchgeführt. Bei Verband A steht ein sehr großer Anteil der Kühe in Herden mit weniger als 20 Kühen, während die Herden, die dem Verband B angeschlossen sind, deutlich größer sind. Mit Hilfe des Indexes γ wurde der Einfluß unterschiedlicher Subzellenbesetzungen des HTD-Effektes und des Effektes von Kalbealter*Kalbesaison auf die Connectedness des Datensatzes untersucht, wenn ein von PTAK UND SCHAEFFER (1993) vorgeschlagenes Testtagsmodell unterstellt wird.

4.4.1 Datenmaterial

Aus dem vollständigen, aufbereiteten Datensatz des Verbandes A wurden Teildatensätze mit mindestens 1, 4 oder 10 Tieren in der ersten Laktation innerhalb eines Herdentesttages (HTD) selektiert. Jede Kuh, die in einem dieser Datensätze enthalten ist, hat mindestens 8 aufeinanderfolgende Testtage innerhalb der Laktation. Bei den Datensätzen mit mindestens einer oder vier Kühen innerhalb eines Herdentesttages wurden jeweils zwei reduzierte Datensätze A und B erstellt, indem Herden und Tiere zufällig aus dem vollständigen Datenmaterial gestrichen wurden, um die gleiche Anzahl an Kühen mit Leistung über alle Teildatensätze hinweg zu erhalten. Die Standardisierung auf eine einheitliche Anzahl von Tieren mit Leistung war notwendig, weil der Grad an Connectedness, der durch zufällige Effekte (verwandtschaftliche Beziehungen und Einfluß der permanenten Umwelt) bedingt ist, in einem hohen Maße von der Anzahl der Tiere mit Leistung im Datensatz abhängig ist. Tabelle 4.2 gibt einen Überblick über die Struktur der einzelnen Datensätze. Die mittlere Kuhzahl innerhalb HTD liegt in den unterschiedlichen, auf gleiche Tierzahl standardisierten Datensätzen, zwischen 6.4 und 17.9.

Die Verteilung der Kühe über die einzelnen Subzellengrößen des HTD-Effektes ist in Tabelle 4.3 dargestellt. Die Subzellenbesetzung der reduzierten Datensätze A und B ist sehr ähnlich. Werden auch einfach besetzte HTDs im Datensatz zugelassen, sind 11 % aller Subzellen dieses Effektes einfach besetzt, während nur 2 % der Subzellen mehr als 20 Tiere enthalten. Mehr als 34 % der Subzellen des HTD-Effektes sind dagegen im Datensatz mit mindestens 10 Tieren innerhalb HTD mit mehr als 20 Kühen besetzt.

Tabelle 4.2: Struktur der vollständigen und reduzierten Datensätze der Kühe, die mehr als acht Testtage während der ersten Laktation haben

	mindestens ... Kühe innerhalb HTD						
	1		4			10	
	gesamt	reduziert		gesamt	reduziert		gesamt
		A	B		A	B	
Anzahl Kühe mit Leistung	64105	3712	3712	38590	3712	3712	3712
Testtagsgemelke	684948	39691	39592	409213	39597	39539	38675
Anzahl Herden	2041	106	116	1124	97	97	95
Anzahl HTD	103133	5764	6144	39635	3752	3677	2157
mittlere Anzahl Kühe je HTD	6.6	6.9	6.4	10.3	10.6	10.8	17.9
größte Anzahl Kühe je HTD	46	38	36	45	45	41	44
mittlere Anzahl Testtagsgemelke je Kuh	10.7	10.7	10.7	10.6	10.6	10.7	10.4
größte Anzahl Testtagsgemelke je Kuh	13	13	13	13	13	13	13
Tiere in der Pedigreedatei		10306	10354		11033	10759	12136

Tabelle 4.3: Verteilung der Subzellengröße des HTD-Effektes in den Datensätzen mit 3712 Kühen mit Leistung

	mindestens ... Kühe innerhalb HTD				
	1		4		10
	A	B	A	B	
Subzellengröße = 1	11.4 %	11.2 %			
$2 \leq$ Subzellengröße < 4	18.7 %	20.7 %			
$4 \leq$ Subzellengröße < 10	43.2 %	46.1 %	52.2 %	49.6 %	
$10 \leq$ Subzellengröße < 20	24.3 %	20.4 %	40.6 %	43.4 %	65.3 %
Subzellengröße ≥ 20	2.4 %	1.6 %	7.2 %	7.0 %	34.7 %

4.4.2 Methoden

Der Einfluß des HTD-Effektes und des Effektes von Kalbealter*Kalbesaison wurde mit dem Connectedness-Index γ untersucht:

$$\gamma_{\Delta}(x) = \frac{x' C_R^{aa} x}{x' C_F^{aa} x} \quad (4.15)$$

Die Notation dieser Gleichung entspricht der in Formel 4.5. Δ kennzeichnet den fixen Effekt, der im reduzierten Modell gegenüber dem vollständigen Modell weggelassen wurde. Bei der Datenanalyse wurde das von PTAK UND SCHAEFFER (1993) vorgeschlagene Testtagswiederholbarkeitsmodell unterstellt:

$$y_{ijkl} = HTD_i + AS_j + \sum_{m=1}^4 b_{jm} X_{jm} + a_k + pe_k + e_{ijkl}$$

wobei

y_{ijkl} = Testtagsgemelk, Milchmenge

HTD_i = HTD-Effekt, fix

AS_j = Effekt von Kalbealter*Kalbesaison, fix, 15 Klassen

X_{jm} = fixe Kovariablen genestet innerhalb AS, DIM=Tage in Milch

$X_{j1} = \text{DIM}/305$, $X_{j2} = (\text{DIM}/305)^2$,

$X_{j3} = \ln(305/\text{DIM})$, $X_{j4} = (\ln(305/\text{DIM}))^2$

a_k = additiv-genetischer Effekt, zufällig

pe_k = Effekt der permanenten Umwelt auf die Kuh, zufällig

e_{ijkl} = Restfehler, zufällig

Die Mischmodellgleichungen (MME) wurden mit einer modifizierten Version des Programmpaketes *MTDFREML* (BOLDMAN ET AL., 1993) aufgestellt. Das Unterprogramm *mtdfprep.f* wurde so verändert, daß innerhalb eines fixen Effektes genestete Kovariablen mit ins Modell genommen werden konnten. Die für die Berechnung von γ benötigten Teilmatrizen der invertierten Koeffizientenmatrix der MME wurden mit den FSPAK-Routinen von MISZTAL UND PEREZ-ENCISO (1993) berechnet. Beim Aufstellen der MME wurden die genetischen Parameter ($\sigma_a^2=3.13$, $\sigma_{pe}^2=4.10$ und $\sigma_e^2=4.02$) aus der Studie von SWALVE (1995a) verwendet.

Die Sicherheiten der einzelnen Zuchtwerte unter Annahme des vollständigen Modells lassen sich von den Diagonalelementen der Matrix C_F^{aa} ableiten. Die *prediction error variance* des Zuchtwertes des i . Tieres (PEV_i) ist das i . Diagonalelement der Matrix C_F^{aa} . Für die Sicherheit des Zuchtwertes des i . Tieres ($r_{TI_i}^2$) gilt dann die Beziehung:

$$r_{TI_i}^2 = \frac{\sigma_a^2 - PEV_i}{\sigma_a^2} = 1 - \frac{PEV_i}{\sigma_a^2} \quad (4.16)$$

Wie bereits in Abschnitt 4.3 dargestellt wurde, stellt die Berechnung des Connectedness-Indexes γ sehr hohe Anforderungen an die Hard- und Software. Sämtliche Berechnungen wurden auf einer Linux-Workstation mit 512 MB Hauptspeicher durchgeführt. Um den Hauptspeicherbedarf der Programme zu minimieren, wurden Teile der invertierten Koeffizientenmatrix auf Festplatte geschrieben. Durch die enorm große Anzahl an zu schätzenden γ (insgesamt $\frac{(n-1)n}{2}$ schätzbare γ bei n Tieren im Pedigreefile, vgl. auch Tabelle 4.4) wurde die maximal zulässige Dateigröße von 1 GB auf der Festplatte schnell erreicht.

Tabelle 4.4: Anzahl der Gleichungen und der Nicht-Null-Elemente der MMEs des vollständigen Modells sowie die Anzahl zu schätzender γ in den Datensätzen mit 3712 kontrollierten Kühen

			Gleichungen	Nicht-Null-Elemente	zu schätzende γ
mindestens	1	A	19857	502'851	53'101'665
		B	20285	505'449	53'597'481
... Kühe	4	A	18572	469'130	60'858'028
		B	18223	467'335	57'872'661
HTD	10		18080	408'574	73'635'180

4.4.3 Ergebnisse

4.4.3.1 Sicherheiten der Zuchtwerte

In Tabelle 4.5 sind die Rohmittelwerte, Standardabweichungen, Variationskoeffizienten und Extrema der Sicherheiten der Zuchtwerte von Tieren mit Leistung zusammengestellt. Die Sicherheiten wurden nur für die auf gleiche Tierzahlen mit erfaßten Leistungen standardisierten Datensätze berechnet.

Tabelle 4.5: Rohmittelwerte, Standardabweichungen, Variationskoeffizienten und Extrema der Sicherheiten der Zuchtwerte von Tieren mit Leistung (3712 Kühe)

	mindestens ... Kühe innerhalb HTD				
	1		4		10
	A	B	A	B	
mittlere Sicherheit	.45	.45	.47	.46	.46
Standardabweichung	.054	.053	.045	.044	.048
Variationskoeffizient [%]	12.0	11.8	9.6	9.6	10.4
kleinste Sicherheit	.13	.01	.25	.21	.27
größte Sicherheit	.57	.56	.56	.56	.55

Beim Vergleich der mittleren Sicherheiten wird deutlich, daß die durchschnittliche Sicherheit fast unabhängig von der kleinstmöglichen Subzellengröße für HTD zu sein scheint. Die Mittelwerte bewegen sich in dem sehr kleinen Bereich zwischen 45 und 47 %. Die Variationskoeffizienten sind allerdings für die Datensätze, in denen auch einfach besetzte Subzellen vorkommen können, merklich höher als in den anderen Datensätzen. Dies beruht sowohl auf den kleineren Mittelwerten als auch auf den größeren Standardabweichungen der Sicherheiten in den Datensätzen mit mindestens einem Tier innerhalb HTD. Die kleinsten auftretenden Sicherheiten in diesen Datensätzen sind ebenfalls deutlich kleiner als in den Datensätzen mit einer HTD-Subzellengröße von mindestens vier bzw. zehn Kühen.

4.4.3.2 Connectedness

In den Tabellen 4.6 und 4.8 sind Mittelwerte und Streuungsparameter für γ_{HTD} und γ_{AS} zusammengestellt. Im reduzierten Modell, das bei der Berechnung von γ_{HTD} benutzt wird, fehlt der fixe Effekt des Herdentesttages, während im entsprechenden Modell zur Bestimmung von γ_{AS} neben dem fixen Effekt von Kalbealter*Kalbesaison auch die in diesem Effekt genesteten Kovariablen, die das Merkmal auf das Laktationsstadium korrigieren, weggelassen wurden.

Einfluß des Herdentesttages Bei der Betrachtung der beschreibenden Statistik für γ_{HTD} in Tabelle 4.6 fällt auf, daß es nur kleine Unterschiede zwischen den Mittelwerten von γ_{HTD} der einzelnen Datensätze gibt. Die sehr nahe bei 1 liegenden Mittelwerte von γ_{HTD} (~ 0.97) weisen darauf hin, daß der Beitrag des HTD-Effektes zur Connectedness des Datensatzes nur sehr klein ist (vgl. Abschnitt 4.2.1.4). Andere Einflußfaktoren (AS, verwandtschaftliche Beziehungen zwischen den Tieren und der Effekt der permanenten Umwelt) führen zu einem befriedigenden Verknüpfungsgrad innerhalb des Datensatzes unter Annahme des Modells von PTAK UND SCHAEFFER (1993).

Tabelle 4.6: Rohmittelwerte, Standardabweichungen, Variationskoeffizienten und Extrema von γ_{HTD} (Datensätze mit 3712 kontrollierten Kühen)

	mindestens ... Kühe innerhalb HTD				
	1		4		10
	A	B	A	B	
mittleres γ_{HTD}	.964	.963	.976	.969	.973
Standardabweichung von γ_{HTD}	.038	.035	.026	.031	.033
Variationskoeffizient [%]	3.9	3.6	2.7	3.2	3.4
kleinstes γ_{HTD}	.233	.369	.375	.304	.299
größtes γ_{HTD}	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

Die Ursachen für den etwas höheren Variationskoeffizienten von γ_{HTD} in den Datensätzen mit mindestens einem Tier innerhalb HTD sind sowohl im etwas niedrigeren Mittelwert als auch in der höheren Standardabweichung zu suchen. Aus Tabelle 4.7 geht hervor, daß der Anteil der γ_{HTD} , die kleiner als 0.95 sind, in diesen Datensätzen mit ca. 20 % größer ist als in den anderen untersuchten Datensätzen.

Tabelle 4.7: Verteilung von γ_{HTD} in den Datensätzen mit 3712 kontrollierten Kühen

	mindestens ... Kühe innerhalb HTD				
	1		4		10
	A	B	A	B	
$\gamma_{HTD} < .80$.82 %	.53 %	.25 %	.29 %	.38 %
$.80 \leq \gamma_{HTD} < .95$	19.21 %	21.50 %	8.15 %	15.87 %	13.04 %
$\gamma_{HTD} \geq .95$	79.97 %	77.97 %	91.60 %	84.84 %	86.58 %

Einfluß des Effektes von Kalbealter*Kalbesaison Der extrem nahe bei 1 liegende durchschnittliche Wert für γ_{AS} von 0.999 in allen Datensätzen (vgl. Tabelle 4.8) läßt die Schlußfolgerung zu, daß der Effekt von Kalbealter*Kalbesaison fast nichts zur Verknüpfung des Datensatzes bei Annahme eines Testtagswiederholbarkeitsmodells beiträgt. Der Variationskoeffizient ist in den untersuchten Datensätzen annähernd gleich. Während bei γ_{HTD} Werte von unter 0.30 aufgetreten sind, liegen die Minima bei γ_{AS} in sämtlichen Datensätzen über 0.90.

Tabelle 4.8: Rohmittelwerte, Standardabweichungen, Variationskoeffizienten und Extrema von γ_{AS} (Datensätze mit 3712 kontrollierten Kühen)

	mindestens ... Kühe innerhalb HTD				
	1		4		10
	A	B	A	B	
mittleres γ_{AS}	.999	.999	.999	.999	.999
Standardabweichung von γ_{AS}	.002	.002	.002	.002	.002
Variationskoeffizient [%]	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
kleinstes γ_{AS}	.901	.912	.909	.948	.912
größtes γ_{AS}	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

4.5 Diskussion

In der Literatur werden von verschiedenen Autoren (REENTS ET AL., 1995a; SWALVE, 1995a) Bedenken geäußert, daß bei einer Einteilung in Herdentesttage Zeitgefährtengruppen eine kritische Größe annehmen können. Kleinere Zeitgefährtengruppen verringern die Genauigkeit, mit der Zuchtwerte geschätzt werden können (vgl. u.a. SCHMITZ ET AL., 1991; TOSH UND WILTON, 1994). Deshalb wurde in der Vergangenheit versucht, die Zeitgefährtengruppen mit unterschiedlichen Methoden zu vergrößern (VAN VLEK, 1987).

DEMPFLE (1982) schlägt vor, Herden mit ähnlichen Managementbedingungen zu Herdenklassen zusammenzufassen. In der Regel wird die Einteilung in Herdenklassen anhand der durchschnittlichen Herdenleistung vorgenommen. In Deutschland und der Schweiz werden Betriebe zu Herdenklassen in der Routinezuchtwertschätzung zusammengefaßt, wenn eine bestimmte Größe der Zeitgefährtengruppe innerhalb Herde nicht erreicht wird (VIT, 1997; HOFER, 1995).

Werden die Zeitgefährtengruppen in den angenommenen Modellen als fixer Effekt behandelt, führt eine nicht zufällige Verteilung von Vatertieren über die Umweltvergleichsgruppen nicht zu verzerrten Zuchtwerten (HENDERSON, 1973).

Allerdings wird weniger Information benutzt, um Zuchtwerte zu schätzen, als bei Modellen, in denen die Zeitgefährtengruppen als zufälliger Effekt betrachtet werden. Modelle mit zufälligen Vergleichsgruppen haben deshalb den Vorteil, Zuchtwerte genauer zu schätzen, wenn die Verteilung der Genotypen über die Zeitgefährtengruppen zufällig ist. Werden überlegene Vatertiere nur in besseren Herden eingesetzt, kommt es sowohl bei Modellen mit zufälligen als auch bei Modellen mit fixen Vergleichsgruppen zu verzerrten Schätzungen (UGARTE ET AL., 1992; VISSCHER UND GODDARD, 1993). Aus ihren Untersuchungen folgern VISSCHER UND GODDARD (1993) dennoch, daß Vergleichsgruppen nur dann als zufällig behandelt werden sollten, wenn sichergestellt werden kann, daß es keine Beziehungen zwischen bestimmten Vatertieren und Umweltvergleichsgruppen gibt. In Deutschland kann nicht davon ausgegangen werden, daß die Verteilung der Väter über die Population zufällig ist, so daß die Behandlung des Herdentesttageffektes als zufälligen Effekt im Schätzmodell nicht in Betracht kommt.

SCHMITZ ET AL. (1991) schlagen in ihrer Arbeit Cluster-Algorithmen vor, um insbesondere schlecht über Zeitklassen verteilte Tiere in Herde*Jahr*Saison-Klassen einzuteilen. In diesem Punkt ist diese Methode dem von STRANDBERG UND GRANDINSSON (1997) untersuchten Verfahren der Fuzzy-Klassifikation der Zeitgefährten überlegen, weil STRANDBERG UND GRANDINSSON (1997) fest vorgegebene Grenzen zwischen Vergleichsgruppen voraussetzen.

STRABEL (1997) nimmt den Gedanken des Clusters von Umweltvergleichsgruppen auf und faßt kleine Herdentesttageffekte unter Berücksichtigung der mittleren Herdenleistung und des Datums des Testtags zu größeren Klassen zusammen. Aus der vorliegenden Untersuchung geht allerdings hervor, daß eine Zusammenlegung von Herdentesttagen wie sie neben STRABEL (1997) auch von REENTS ET AL. (1995b) und REENTS UND DOPP (1996b) beschrieben wird, nicht notwendig zu sein scheint.

Die mittlere Sicherheit der Zuchtwerte von Kühen mit Leistung wird bei Annahme eines Testtagwiederholbarkeitsmodelles von PTAK UND SCHAEFFER (1993) nur in geringem Umfang von der kleinstmöglichen Subzellengröße des Herdentesttags beeinflusst (vgl. Abschnitt 4.4.3.1). Da der durchschnittliche Wert von γ_{HTD} in jedem untersuchten Datensatz nahe bei 1 liegt (~ 0.97), sind die Zuchtwerte der Tiere trotz teilweise geringer Subzellenbesetzung hinreichend gut miteinander vergleichbar. Die Vergleichbarkeit der Zuchtwerte wird bei dem untersuchten Testtagsmodell fast überhaupt nicht vom Kalbealter*Kalbesaison-Effekt beeinflusst, weil der mittlere Wert für γ_{AS} in allen Datensätzen sehr, sehr nahe bei 1 liegt.

Kapitel 5

Heterogene Varianzen in Testtagsmodellen

5.1 Heterogene Varianzen zwischen Subpopulationen

In den meisten der zur Zeit angewendeten Zuchtwertschätzverfahren wird eine homogene Varianz zwischen den einzelnen Subpopulationen angenommen. In einigen Untersuchungen (u.a. HILL ET AL., 1983; BOLDMAN UND FREEMAN, 1990; VISSCHER ET AL., 1991; DODENHOFF, 1994) hat sich jedoch herausgestellt, daß durchaus heterogene Varianzstrukturen vorliegen können. Wird fälschlicherweise eine homogene Varianzstruktur bei der Zuchtwertschätzung unterstellt, werden aus der variableren Umwelt umso mehr Tiere selektiert, je größer die Varianzunterschiede sind und je schärfer selektiert wird (HILL, 1984). Dies führt zu einem verminderten genetischen Fortschritt (VINSON, 1987). Eine Reihe von Untersuchungen (vgl. SWALVE, 1992; DODENHOFF, 1994) finden ansteigende Heritabilitäten im Merkmal Milchmenge bei zunehmenden Herdendurchschnittsleistungen. MEINERT ET AL. (1985) folgern aus der Tatsache, daß bei zunehmender Durchschnittsleistung sowohl die additiv-genetische als auch die Restvarianz ansteigt, daß in Herden mit einer höheren Leistung größere genetische Unterschiede vorliegen als in Herden mit niedrigeren Leistungen. VINSON (1987) gibt als Ursache für die höhere Heritabilität der Milchmenge in Betrieben mit einer besseren Durchschnittsleistung bessere Umweltbedingungen an, die zu einer besseren Ausschöpfung des genetischen Potentials der Kühe führen.

Neben Managementfaktoren und Sonderbehandlung kann die Heterogenität nach VISSCHER ET AL. (1991) auch auf möglichen Genotyp-Umwelt-Interaktionen, unterschiedlichen Zuchtstrategien und Herden-Väter-Interaktionen beruhen. Allerdings werden von VAN TASSELL UND BERGER (1994) nur geringe Herden-Väter-Interaktionen vermutet.

5.2 Heterogene Varianzen innerhalb von Subpopulationen

Ähnlich wie SHORT ET AL. (1990) führen VISSCHER ET AL. (1991) heterogene Herden auf unterschiedliche Betriebsleiterfähigkeiten zurück. In ihren Untersuchungen finden PADILLA UND KEOWN (1990), daß die größten Varianzen in Herden auftreten, in denen die Betriebsleiter versuchen, das Management der Kühe hinsichtlich der Fütterung, Haltung und Gesundheitsprophylaxe zu optimieren. WEIGEL ET AL. (1993) sehen die Ursachen für uneinheitliche Herden weniger in der Fütterung, sondern mehr in der verwendeten Melktechnik, in der Futterkonservierung und in der Herdengröße.

MEUWISSEN ET AL. (1996) geben zu bedenken, daß vor allem in den Niederlanden Kühe unterschiedlicher Rassen in einer Herde gemolken werden, was zwangsläufig zu uneinheitlicheren Herden führt.

Zum Schätztermin Juni 1994 hat das VIT eine Änderung des Zuchtwertschätzverfahrens vorgenommen, um Unterschiede in der phänotypischen Varianz einzelner Herden zu berücksichtigen (VIT, 1994; zit. n. DODENHOFF, 1994). Der Anlaß für diese Änderung waren vermehrt auftretende extrem hohe Zuchtwerte einzelner Kühe. Durch gezielte Managementmaßnahmen versuchen es manche Betriebsleiter ganz bewußt, die Streuung der Milchleistung zu erhöhen, damit die Zuchtwerte ihrer ‚besten‘ Kühe davon profitieren (DERBOVEN, 1993). Solche Maßnahmen können beispielsweise darin bestehen, daß einzelne Kühe vom Betriebsleiter eine Sonderbehandlung erfahren oder daß weniger wertvolle Trägartiere neben den ‚normalen‘ Kühen gehalten werden (SWALVE UND DÖPKE, 1994). Weitere Ursachen für heterogene Herden sind nach SWALVE UND DÖPKE (1994) in der sehr guten oder sehr schlechten Vererbung von Testbullen und in der Umstellung der Zuchtstrategie, beispielsweise durch Zukauf genetisch hochveranlagter Tiere oder durch Betriebsleiterwechsel, zu suchen. Auch das Nichtverkaufen von Kühen mit sehr niedrigen Leistungen kann als Grund für uneinheitliche Herden angeführt werden.

5.3 Heterogene Varianzen in Testtagsmodellen

PTAK UND SCHAEFFER (1993) fordern, daß sich die im Laktationsverlauf ändernde Restvarianz (vgl. SWALVE, 1995b, 1998) in Testtagsmodellen berücksichtigt werden sollte. Dieses Ergebnis wird durch die Arbeit von OLORI (1997) bestätigt. In den Untersuchungen von JAMROZIK ET AL. (1997a-d) und OLORI (1997) werden deshalb für unterschiedliche Laktationsstadien unterschiedliche Restvarianzen angenommen.

Werden Testtagsmodelle zur Zuchtwertschätzung verwendet, beeinflussen die unterschiedlichen Laktationsstadien, in denen sich die einzelnen Kühe zum Zeitpunkt einer Milchkontrolle befinden, die Varianz innerhalb des Herdentesttages.

Ein Ziel dieser Arbeit ist es, die im vorangegangenen Abschnitt beschriebene, auf in den Schätzmodellen nicht berücksichtigten Effekten beruhenden, heterogenen Intra-Herden-Varianz zu korrigieren.

5.4 Korrekturverfahren des VIT

5.4.1 Laktationsstadium

Das von SCHMUTZ ET AL. (1997b,c) vorgeschlagene Verfahren zur Korrektur heterogener Varianzen innerhalb Herdentesttag (HTD) standardisiert die an einem Kontrolltag erbrachten Leistungen zunächst auf ein einheitliches Laktationsstadium. Dabei werden die aktuellen Laktationskurven für die drei Milchmengenmerkmale der ersten drei Laktationen mit Hilfe eines LSQ-Modells geschätzt:

$$y_{ijk} = HTD_i + ASRZ_j + \sum_{m=1}^4 b_{jm} X_{jm} + e_{ijk} \quad (5.1)$$

wobei

y_{ijk}	=	Testtagsgemelk
HTD_i	=	HTD-Effekt, fix
$ASRZ_j$	=	Effekt von Kalbealter*Kalbesaison*Region*ZKZ-Code, fix
X_{jm}	=	fixe Kovariablen genestet innerhalb ASRZ, DIM=Tage in Milch $X_{j1}=\text{DIM}/381$, $X_{j2}=(\text{DIM}/381)^2$, $X_{j3}=\ln(381/\text{DIM})$, $X_{j4}=(\ln(381/\text{DIM}))^2$
e_{ijk}	=	Restfehler, zufällig

Anschließend werden die Leistungen der Kühe mit den Lösungen dieses LSQ-Modells auf ein einheitliches Laktationsstadium korrigiert (vgl. auch SCHAEFFER, 1997):

$$y^* = y - ASRZ_j - \sum_{m=1}^4 b_{jm} X_{jm} \quad (5.2)$$

Als mögliche Erweiterung des Modells 5.1 können sich SCHMUTZ ET AL. (1997b) zusätzlich innerhalb Jahr genestete Laktationskurven vorstellen.

5.4.2 Standardisierung der Streuung innerhalb HTD

SCHMUTZ ET AL. (1997b) fordern, daß die bei einem höheren Leistungsniveau größere Varianz innerhalb eines HTD auch nach der Standardisierung erhalten bleiben soll (vgl. u.a. DODENHOFF, 1994). Deshalb teilen sie die einzelnen HTDs nach dem jeweiligen, auf Laktationsstadium korrigierten HTD-Mittelwert in Leistungsklassen ein.

In einem weiteren Schritt wird die gewichtete Standardabweichung der korrigierten Leistungen innerhalb HTD (σ_{gewHTD}) berechnet, die auf der Anzahl Tiere innerhalb HTD (n) sowie auf der Standardabweichung innerhalb der HTD-Leistungsklasse (σ_{LKL}) und der Standardabweichung innerhalb HTD (σ_{HTD}) beruht:

$$\sigma_{gewHTD} = \frac{20 \cdot \sigma_{LKL} + n \cdot \sigma_{HTD}}{20 + n} \quad (5.3)$$

Aus dieser gewichteten Standardabweichung des HTDs und der Standardabweichung innerhalb HTD-Leistungsklasse wird ein Standardisierungsfaktor für die einzelnen HTDs (sf_{HTD}) hergeleitet:

$$sf_{HTD} = \frac{\sigma_{LKL}}{\sigma_{gewHTD}} \quad (5.4)$$

Mit Hilfe dieses Standardisierungsfaktors wird die tatsächlich erbrachte Leistung standardisiert:

$$y_{stand} = \overline{y_{HTD}^*} + sf_{HTD} \cdot (y^* - \overline{y_{HTD}^*}) - \Delta_{LS} \quad (5.5)$$

wobei

- y_{stand} = standardisierte, aber nicht auf Laktationsstadium korrigierte Leistung
- y^* = auf Laktationsstadium korrigierte Leistung
- $\overline{y_{HTD}^*}$ = mittlere, auf Laktationsstadium korrigierte Leistung innerhalb HTD
- Δ_{LS} = Differenz zwischen auf Laktationsstadium korrigierter und tatsächlich erbrachter Leistung

Durch die Standardisierung der tatsächlich erbrachten Leistung mit der Formel 5.5 wird sichergestellt, daß die durch unterschiedliche Laktationsstadien der einzelnen Kühe innerhalb HTD hervorgerufene Varianz nicht standardisiert wird. Die auf dem Laktationsstadium beruhende Varianz bleibt erhalten, weil der Korrektoreffekt Δ_{LS} unstandardisiert zurückgesetzt wird.

In die Zuchtwertschätzung (vgl. REENTS UND DOPP, 1996b) gehen bei diesem Verfahren nicht die tatsächlich erbrachten, sondern die standardisierten Kontrolltagsleistungen (y_{stand}) ein.

5.4.3 Grenzen des Korrekturverfahrens

5.4.3.1 HTD-Größe

WINKELMAN UND SCHAEFFER (1988) weisen darauf hin, daß die Schätzgenauigkeit der Intra-Herden-Varianz die Effektivität von Korrekturverfahren für heterogene Varianzen beeinflussen kann. Kleine Herdengrößen führen zu großen Schätzfehlern der Intra-Herden-Varianz. SCHMUTZ ET AL. (1997a) beziffern die Anzahl der HTDs mit weniger als 6 Tieren in der ersten Laktation auf ungefähr 6'000'000 in ganz Deutschland. Bei der Berechnung der standardisierten Leistung y_{stand} in Formel 5.4 muß deshalb mit einem erhöhten Schätzfehler für die Varianz der um das Laktationsstadium korrigierten Leistungen innerhalb HTD gerechnet werden.

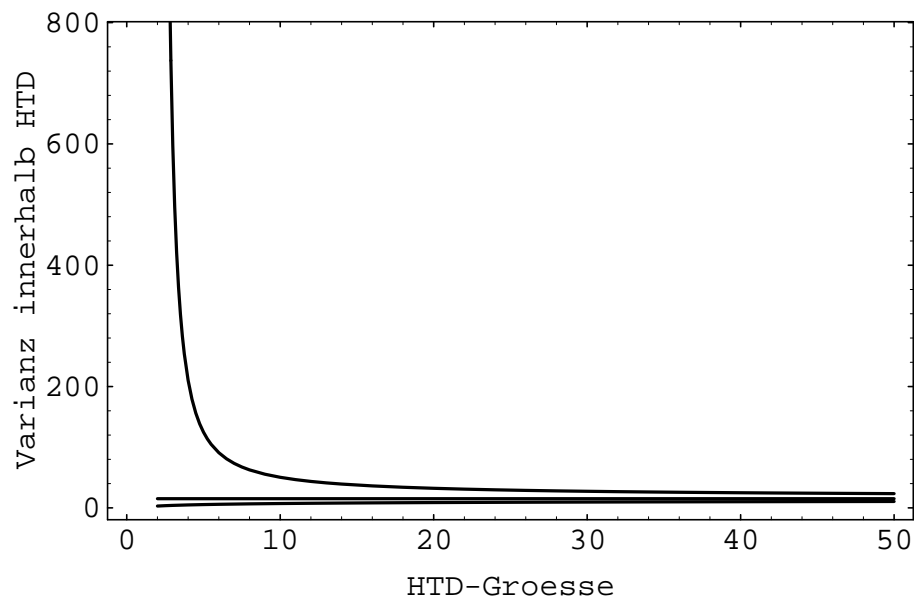


Abbildung 5.1: 95%-Konfidenzintervall (Bereich zwischen oberer und unterer Kurve) einer wahren Varianz von 15 kg^2 (mittlere Kurve) bei unterschiedlichen HTD-Größen im Merkmal Milchmenge

In Abbildung 5.1 wird deutlich, daß insbesondere bei sehr kleinen HTD-Größen die beobachteten Varianzen in einem sehr großen Bereich liegen können, um noch zum 95%-Konfidenzintervall der wahren Varianz zu gehören (vgl. SACHS, 1992).

Unklar bleibt bei SCHMUTZ ET AL. (1997b), welche gewichtete Streuung der auf Laktationsstadium korrigierten Leistungen innerhalb HTD (σ_{gewHTD}) bei einfach besetzten HTD angenommen wird. Enthält ein HTD nur eine Beobachtung, ist die Varianz innerhalb HTD (σ_{HTD}^2) und somit auch σ_{gewHTD} nicht definiert.

5.4.3.2 Zufällige Effekte

Beim Verfahren des VITs (SCHMUTZ ET AL., 1997b) werden die tatsächlichen Leistungen der Kühe nur um fixe Effekte korrigiert, zufällige Effekte wie der Tiereffekt oder der Effekt der permanenten Umwelt bleiben unberücksichtigt. Offensichtlich unterstellen SCHMUTZ ET AL. (1997b) eine zufällige Verteilung sämtlicher Genotypen über alle Herdentesttage. Es kann aber in Deutschland davon ausgegangen werden, daß die Bullen mit den höchsten Zuchtwerten niemals an die schlechtesten Kühe angepaart werden.

5.4.3.3 Gewichtungsfaktor

In Formel 5.3 wird die Standardabweichung der korrigierten Leistungen innerhalb HTD-Leistungsklasse (σ_{LKL}) mit einem Faktor von 20 gewichtet. Ähnlich wie bei WIGGANS UND VANRADEN (1991) ist bei dem Verfahren des VITs (SCHMUTZ ET AL., 1997b) nicht nachvollziehbar, warum σ_{LKL} mit 20 gewichtet wird (vgl. WEIGEL UND GIANOLA, 1993). Die Willkür bei der Festlegung dieses Gewichtungsfaktors wird auch daran deutlich, daß SCHMUTZ ET AL. (1997a) einige Wochen vor ihrer zweiten Veröffentlichung für diesen Faktor 10 angenommen haben.

5.5 Verfahren zur Berücksichtigung von möglichen Ursachen heterogener Intra-Herden-Varianz

In ihrer Arbeit finden SWALVE UND DÖPKE (1994), daß sich das statistische Verfahren der Clusteranalyse anbietet, um die Problematik heterogener Intra-Herden-Varianzen zu entschärfen. SWALVE UND DÖPKE (1994) zeigen, daß extreme Leistungen in Relation zum Herdenmittel mit diesem Verfahren einwandfrei isoliert werden können, so daß es möglich wäre, neue Zeitgefährtengruppen innerhalb einer Herde zu bilden.

In den folgenden Abschnitten wird ein Verfahren zur Berücksichtigung von bisher nicht identifizierten Managementgruppen (*unidentified management groups*, UMGs) vorgestellt, in dem die Clusteranalyse benutzt wird, um neue Umweltvergleichsgruppen zu bilden.

5.5.1 Korrektur der zufälligen Effekte

In dem vom VIT (SCHMUTZ ET AL., 1997b,c) angewendeten Verfahren zur Korrektur heterogener Varianzen innerhalb der Herden werden die an einem HTD erbrachten Kon-

trolleistungen einer Kuh ausschließlich um fixe Effekte (Effekt von Kalbealter*Kalbesaison*Region*ZKZ-Code und Effekt des Laktationsstadiums) korrigiert. Der zufällige Tiereffekt (a) und der zufällige Effekt der permanenten Umwelt (pe) auf die Leistung des Tieres wird bei der Korrektur des VITs nicht berücksichtigt.

Bei dem in diesem Abschnitt vorgestellten Verfahren werden zunächst die tatsächlich erbrachten Leistungen des Tieres (y) unter der Annahme homogener Intra-Herden-Varianzen um die zufälligen Effekte vorkorrigiert:

$$y^* = y - a - pe \quad (5.6)$$

Bei dieser Vorkorrektur werden die Lösungen der Tiereffekte und der Effekte der permanenten Umwelt benutzt, die bei der Lösung der MMEs mit *PEST* (GROENEVELD, 1990) nach vorheriger Varianzkomponentenschätzung mit *VCE 3.2* (GROENEVELD, 1996) anfallen. Es wird ein lineares Modell unterstellt, das nicht die Laktationskurvenparameter von ALI UND SCHAEFFER (1987) (vgl. u.a. Formel 5.1), sondern diejenigen von WILMINK (1987) enthält:

$$y_{ijkl} = HTD_i + AS_j + \sum_{m=1}^2 b_{jm} X_{jm} + a_k + pe_k + e_{ijkl} \quad (5.7)$$

wobei

y_{ijkl}	=	Testtagsgemelk
HTD_i	=	HTD-Effekt, fix
AS_j	=	Effekt von Kalbealter*Kalbesaison, fix
X_{jm}	=	fixe Kovariablen genestet innerhalb AS, DIM=Tage in Milch $X_{j1}=DIM, X_{j2}=e^{-0.05 \cdot DIM}$
a_k	=	Tiereffekt, zufällig
pe_k	=	Effekt der permanenten Umwelt, zufällig
e_{ijk}	=	Restfehler, zufällig

In Voruntersuchungen konnte gezeigt werden, daß die Korrelation zwischen den Lösungen unter Annahme des Modells mit der Wilmink-Funktion und mit der Ali/Schaeffer-Funktion sehr nahe bei eins liegt. Die geschätzten Varianzkomponenten unterscheiden sich nur geringfügig zwischen beiden Modellen.

5.5.2 Korrektur der fixen Effekte

Ähnlich wie bei SCHMUTZ ET AL. (1997b,c) werden bei dem hier vorgestellten Verfahren die an einem Kontrolltag erbrachten Leistungen zunächst auf ein einheitliches Laktationsstadium vorkorrigiert. Im Gegensatz zu SCHMUTZ ET AL. (1997b,c) gehen bei dieser Methode auf zufällige Effekte vorkorrigierte Leistungen bei der Schätzung der Laktationskurven mit einem LSQ-Modell ein:

$$y_{ijk}^* = HTD_i + AS_j + \sum_{m=1}^4 s_{jm} X_{jm} + e_{ijk} \quad (5.8)$$

wobei

- y_{ijk}^* = auf zufällige Effekte vorkorrigiertes Testtagsgemelk
- HTD_i = HTD-Effekt, fix
- AS_j = Effekt von Kalbealter*Kalbesaison, fix
- X_{jm} = fixe Kovariablen genestet innerhalb AS, DIM=Tage in Milch
 $X_{j1} = \text{DIM}/305$, $X_{j2} = (\text{DIM}/305)^2$,
 $X_{j3} = \ln(305/\text{DIM})$, $X_{j4} = (\ln(305/\text{DIM}))^2$
- e_{ijk} = Restfehler, zufällig

Die mit Hilfe der Prozedur *glm* des Programmpaketes *SAS 6.11* (SAS, 1996) unter Annahme des Modells 5.8 erhaltenen Lösungen s für die von ALI UND SCHAEFFER (1987) vorgeschlagenen Kovariablen dienen zur Korrektur der Leistungen y^* auf ein einheitliches Laktationsstadium:

$$y^{**} = y^* - AS_j - \sum_{m=1}^4 s_{jm} X_{jm} \quad (5.9)$$

Nach diesem Korrekturschritt sind die tatsächlich erbrachten Leistungen der Kühe auf alle im Zuchtwertschätzmodell 5.12 auftretenden Effekte mit Ausnahme des HTD-Effektes vorkorrigiert worden.

5.5.3 Clusteranalyse der Zeitgefährtengruppen

Ziel der Clusteranalyse ist es, die bis auf den HTD-Effekt vorkorrigierten Leistungen (y^{**}) in voneinander unabhängige Gruppen innerhalb HTD aufzuteilen (*disjoint clusters*). Dabei sind sich Beobachtungen innerhalb eines Clusters einander ähnlicher als Beobachtungen verschiedener Cluster.

Bei dem hier vorgestellten Verfahren wurde die Prozedur *fastclus* des Programmpaketes *SAS* (SAS, 1996) verwendet, um die vorkorrigierten Leistungen eines HTDs in *disjoint clusters* aufzuteilen. Diese Prozedur ist am besten für größere Datensätze geeignet, weil bei kleineren Datensätzen das Ergebnis möglicherweise durch die Sortierung der Ausgangsdaten beeinflusst wird. Die *fastclus*-Prozedur wird als effektive Methode herausgestellt, um sogenannte Ausreißer zu finden und diese Beobachtungen einem separaten Cluster zuzuordnen (SAS, 1996).

Nach zufälliger Anfangseinteilung der Testtagsleistungen im Merkmal Milchmenge in maximal zwei Cluster (*maxclusters=2*) wird die *Euklidische Distanz* dieser Cluster berechnet.

Die Euklidische Distanz ED ist in diesem Fall die Quadratwurzel der Summe aller Abweichungsquadrate zwischen den Beobachtungswerten B_{ij} innerhalb eines Clusters i und dem jeweiligen Clustermittelwert A_i :

$$ED_{ij} = \sqrt{\sum_{i=1}^2 (A_i - B_{ij})^2} \quad (5.10)$$

Die *fastclus*-Prozedur minimiert die Euklidischen Distanzen solange durch das Zuweisen von Beobachtungswerten zum anderen Cluster bis das vorgegebene Konvergenzkriterium erreicht wird (*k-means-Algorithmus*; HARTIGAN, 1975; zit. n. SWALVE, 1991). In der vorliegenden Arbeit wird die Iteration abgebrochen, wenn die Veränderung der Differenz zwischen den Clustermittelwerten kleiner oder gleich der Differenz zwischen den Mittelwerten der Anfangscluster multipliziert mit 0.002 ist (*converge=0.002*). Während der Iteration werden temporäre Cluster erstellt, indem jede Beobachtung dem Cluster zugeordnet wird, dessen Mittelwert der Beobachtung am nächsten liegt. Nach jeder Zuweisung wird der Clustermittelwert neu berechnet, so daß die Mittelwerte im Verlauf einer Iterationsrunde nicht fix sind (Option *drift*). Jede Beobachtung kann nach jeder Iterationsrunde jedem Cluster neu zugeteilt werden (Option *replace=full*).

Die Clusteranalyse der HTD-Effekte mit dem unter Abschnitt 5.6 beschriebenen Datensatz mit 316'516 Beobachtungen benötigte auf einer Dec-Alpha-Workstation der *Gesellschaft für wissenschaftliche Datenverarbeitung Göttingen* (GWDG) einschließlich Dateneinlese und Sortierung nur 15.5 CPU-Sekunden.

Die nach der Clusteranalyse entstandenen Gruppen innerhalb HTD werden bei der im folgenden Abschnitt beschriebenen Zuchtwertschätzung als neue Zeitgefährtengruppen (HTD^*) anstelle der ursprünglichen Umweltvergleichsgruppen (HTD) benutzt.

5.5.4 Zuchtwertschätzung

Nach vorheriger Varianzkomponentenschätzung mit *VCE 3.2* (GROENEVELD, 1996) werden Zuchtwerte mit *PEST* (GROENEVELD, 1990) geschätzt, bei denen heterogene Intra-Herden-Varianzen über die im vorigen Abschnitt beschriebene, neue Einteilung der Zeitgefährtenengruppen im unterstellten linearen Modell berücksichtigt werden:

$$y_{ijkl} = HTD_i^* + AS_j + \sum_{m=1}^4 b_{jm} X_{jm} + a_k + pe_k + e_{ijkl} \quad (5.11)$$

wobei

- y_{ijkl} = tatsächlich erbrachtes Testtagsgemelk
- HTD_i^* = Effekt der Zeitgefährtenengruppe, die nach einer Clusteranalyse innerhalb HTD anhand vorkorrigierter Leistungen (y^{**}) entstanden ist, fix
- AS_j = Effekt von Kalbealter*Kalbesaison, fix
- X_{jm} = fixe Kovariablen genestet innerhalb AS, DIM=Tage in Milch
 $X_{j1} = DIM/305$, $X_{j2} = (DIM/305)^2$,
 $X_{j3} = \ln(305/DIM)$, $X_{j4} = (\ln(305/DIM))^2$
- a_k = Tiereffekt, zufällig
- pe_k = Effekt der permanenten Umwelt, zufällig
- e_{ijk} = Restfehler, zufällig

Bei der Zuchtwertschätzung werden im Gegensatz zu SCHMUTZ ET AL. (1997b,c) die tatsächlich erbrachten Leistungen berücksichtigt.

5.6 Anwendung des Verfahrens zur Berücksichtigung möglicher Ursachen heterogener Intra-Herden-Varianz

Das in Abschnitt 5.5 vorgestellte Verfahren zur Berücksichtigung von UMGs wurde auf einen Teil des aufbereiteten Datensatzes von Verband B aus den Neuen Bundesländern (vgl. Kapitel 3) angewendet. Die Ergebnisse der Zuchtwertschätzung mit diesem Verfahren wurden mit denen verglichen, bei denen im unterstellten Schätzmodell heterogene Herden unberücksichtigt blieben. Ohne die Berücksichtigung von UMGs wurde folgendes lineare Modell unterstellt:

$$y_{ijkl} = HTD_i + AS_j + \sum_{m=1}^4 b_{jm} X_{jm} + a_k + pe_k + e_{ijkl} \quad (5.12)$$

wobei

y_{ijkl}	= tatsächlich erbrachtes Testtagsgemelk
HTD_i	= HTD-Effekt, fix
AS_j	= Effekt von Kalbealter*Kalbesaison, fix, 62 Klassen
X_{jm}	= fixe Kovariablen genestet innerhalb AS, DIM=Tage in Milch $X_{j1}=\text{DIM}/305$, $X_{j2}=(\text{DIM}/305)^2$, $X_{j3}=\ln(305/\text{DIM})$, $X_{j4}=(\ln(305/\text{DIM}))^2$
a_k	= Tierereffekt, zufällig
pe_k	= Effekt der permanenten Umwelt, zufällig
e_{ijk}	= Restfehler, zufällig

Die mit diesem Modell geschätzten Varianzkomponenten ($\sigma_a^2=2.79$, $\sigma_{pe}^2=4.99$, $\sigma_e^2=5.92$) unterscheiden sich deutlich von denen, die mit Modell 5.11 geschätzt werden ($\sigma_a^2=0.87$, $\sigma_{pe}^2=2.28$, $\sigma_e^2=3.52$).

5.6.1 Datenmaterial

Die Auswirkungen des hier vorgestellten Verfahrens zur Berücksichtigung von UMGs wurden an einem Teil des aufbereiteten Datensatzes von Verband B aus den Neuen Bundesländern (vgl. Kapitel 3) durchgeführt. In diesem Datenmaterial befinden sich nur Testtagsgemelke im Merkmal Milchmenge von Kühen in der ersten Laktation, die während dieser Laktation mindestens acht Kontrollen aufzuweisen haben. Innerhalb jedes HTDs müssen insgesamt mindestens 20 erstlaktierende Kühe geprüft worden sein. So wurde sichergestellt, daß nur größere Herden im Datensatz berücksichtigt wurden. Die Struktur dieses Datensatzes kann Tabelle 5.1 entnommen werden.

Tabelle 5.1: Struktur des untersuchten Datensatzes der ersten Laktation aus den Neuen Bundesländern

Anzahl Kühe mit Leistung	32011
Anzahl Testtagsgemelke	316516
mittlere Anzahl Testtagsgemelke je Kuh	9.9
kleinste Anzahl Testtagsgemelke je Kuh	8
größte Anzahl Testtagsgemelke je Kuh	13
Anzahl Herden	241
Anzahl HTD	4605
mittlere Anzahl Kühe je HTD	68.7
kleinste Anzahl Kühe je HTD	20
größte Anzahl Kühe je HTD	409
Anzahl Tiere im Pedigreefile	76864
Anzahl Tiere mit bekannten Eltern	43154

5.6.2 Ergebnisse

5.6.2.1 Auswirkungen auf die Größe der Zeitgefährtengruppen

Durch das in dieser Arbeit beschriebene Verfahren ändert sich die Subzellengröße des Effektes von Kalbealter*Kalbesaison nicht, weil nur innerhalb des Herdentesttageffektes neue Zeitgefährtengruppen mit Hilfe der Clusteranalyse gebildet werden. Bei dem untersuchten Datensatz wird jeder HTD in zwei Cluster aufgeteilt, so daß sich die Anzahl der Klassen innerhalb dieser Umweltvergleichsgruppe von 4605 auf 9210 durch die Clusteranalyse verdoppelt. In Tabelle 5.2 wird deutlich, daß sich etwas mehr als 30 % der Kühe nach dem Clustern in Zeitgefährtengruppen mit weniger als 20 Tieren befinden, obwohl vor der Korrektur keine einzige Kuh in dieser Kategorie zu finden ist. Bei den Kühen, die diesen kleinen Vergleichsgruppen bei der Clusteranalyse zugewiesen worden sind, handelt es sich um Tiere, die durch extrem niedrige und extrem hohe vorkorrigierte Leistungen y^{**} (vgl. Gleichung 5.9) auffallen. Nach der Clusteranalyse befindet sich in 0.9 % der Zeitgefährtengruppen nur eine einzige Kuh, deren Milchmenge als extremer Ausreißer bezeichnet werden kann. Die Isolierung solcher Ausreißer als einzige Beobachtung innerhalb eines Clusters ist eine der Eigenschaften der SAS-Prozedur *fastclus* (SAS, 1996).

Durch die Aufteilung jedes HTD-Effektes in zwei neue Vergleichsgruppen verringert sich die mittlere Anzahl Kühe je HTD von 68.7 auf 34.4 Tiere.

Tabelle 5.2: Anteile bestimmter Größen der Zeitfahrertengruppen mit und ohne Berücksichtigung von UMGs in %

Gruppengröße	Anteile in %	
	ohne UMGs	mit UMGs
1-9		7.21
10-19		24.45
20-29	14.70	22.55
30-39	15.35	15.95
40-49	14.57	10.65
50-59	10.60	6.38
60-69	9.58	4.43
70-79	7.04	2.74
80-89	5.65	1.63
90-99	4.32	0.90
100-149	12.20	2.47
150-199	2.98	0.56
200-249	1.35	0.08
250-299	1.19	
≥ 300	0.47	

5.6.2.2 Auswirkungen auf die Varianz

Durch die Aufteilung des HTD-Effektes in zwei neue Vergleichsgruppen durch die *fastclus*-Prozedur von SAS (SAS, 1996) muß sich die Varianz der korrigierten Beobachtungen innerhalb dieser neuen Vergleichsgruppen verringern, weil *fastclus* die Beobachtungswerte in voneinander unabhängige Cluster einteilt, wobei sich die Beobachtungen innerhalb eines Clusters ähnlicher sind als diejenigen verschiedener Cluster. Beim untersuchten Datensatz führt das Verfahren zu einer Verringerung der mittleren Rohvarianz innerhalb aller Zeitfahrertengruppen von 16.58 kg² auf 13.74 kg² im Merkmal Milchmenge.

In den Abbildungen 5.2 und 5.3 wird die Varianz innerhalb jedes HTDs bzw. HTD*s (vgl. Modell 5.12 bzw. 5.11) mit einem Punkt dargestellt. Die einzelnen Zeitfahrertengruppen wurden entsprechend ihrer Größe gruppiert.

Bei der Betrachtung dieser beiden Abbildungen wird deutlich, daß die Varianzen innerhalb der Vergleichsgruppen durch die Berücksichtigung von UMGs tendenziell über alle HTD-Größen-Klassen geringer werden.

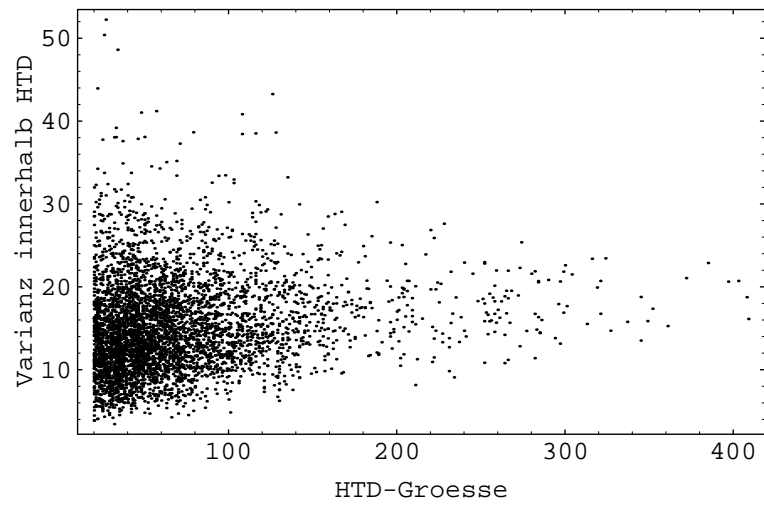


Abbildung 5.2: Varianzen der korrigierten Milchmenge innerhalb HTD

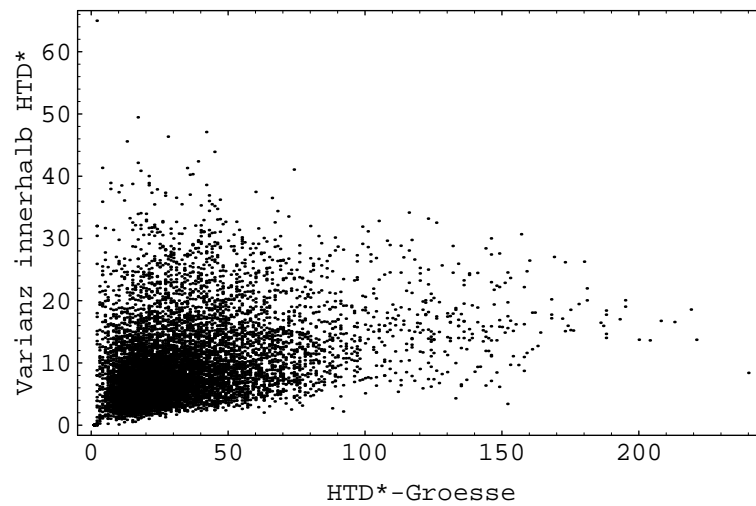


Abbildung 5.3: Varianzen der korrigierten Milchmenge innerhalb HTD (mit Berücksichtigung von UMGs)*

5.6.2.3 Auswirkungen auf geschätzte Zuchtwerte

Beim Vergleich der Ergebnisse der Zuchtwertschätzung ohne und mit Berücksichtigung von UMGs (vgl. Tabelle 5.3 und 5.4) fällt auf, daß die Standardabweichung der Zuchtwerte annähernd halb so groß ist wie vor der Anwendung des beschriebenen Verfahrens. Die mittleren Zuchtwerte unterscheiden sich bei den beiden, mit unterschiedlichen Modellen geschätzten Zuchtwerten kaum, während die Differenz zwischen dem größten und kleinsten Zuchtwerten bei der Zuchtwertschätzung mit berücksichtigten UMGs um 1.1 Standardabweichungen größer ist.

Tabelle 5.3: Ergebnisse der Zuchtwertschätzung im Merkmal Milchmenge ohne Berücksichtigung von UMGs

Anzahl Tiere mit Zuchtwert	76864
mittlerer Zuchtwert	-0.0595
Standardabweichung der Zuchtwerte	0.9380
kleinster Zuchtwert	-3.8568 (-4.1 σ)
höchster Zuchtwert	+7.3423 (+7.8 σ)

Tabelle 5.4: Ergebnisse der Zuchtwertschätzung im Merkmal Milchmenge mit Berücksichtigung von UMGs

Anzahl Tiere mit Zuchtwert	76864
mittlerer Zuchtwert	-0.0421
Standardabweichung der Zuchtwerte	0.4753
kleinster Zuchtwert	-2.4758 (-5.2 σ)
höchster Zuchtwert	+3.7135 (+7.8 σ)

Da die Standardabweichungen der Zuchtwerte bei beiden Schätzmodellen so unterschiedlich sind, wurden die in Tabelle 5.5 ausgewiesenen Differenzen zwischen dem mittleren Elternzuchtwert (*parent average*, PA) und dem geschätzten Zuchtwert eines Tieres (*estimated breeding value*, EBV) und die Varianz dieser Differenz auf eine einheitliche Streuung korrigiert.

MEUWISSEN ET AL. (1996) benutzen in Anlehnung an die Arbeit von HILL (1984) die in Tabelle 5.5 aufgeführten Kriterien als Maßzahlen für die Güte der Korrektur auf UMGs. Der mittlere Elternzuchtwert eines Tieres gilt als Erwartungswert seines Zuchtwertes. Aus Tabelle 5.5 geht hervor, daß die geschätzten Zuchtwerte aller Tiere mit bekannten Eltern bei beiden Schätzmodellen leicht über den erwarteten Werten liegen ($\overline{EBV} - \overline{PA} > 0$).

Tabelle 5.5: Vergleich der auf eine gleiche Streuung korrigierten Ergebnisse der Zuchtwertschätzung im Merkmal Milchmenge von Tieren mit bekannten Eltern mit und ohne Berücksichtigung von UMGs

	mit UMGs	ohne UMGs
Anzahl Tiere mit bekannten Eltern	43154	43154
mittlere Differenz zwischen EBV und PA	0.000562	0.000543
Varianz der Differenz zwischen EBV und PA	0.217886	0.191675
kleinste Differenz zwischen EBV und PA	-2.7355	-3.2226
größte Differenz zwischen EBV und PA	2.8428	3.2525

Die leichte, mittlere Überschätzung der geschätzten Zuchtwerte wird durch die Berücksichtigung von UMGs um 3.3 % ($= 1 - \frac{0.000543}{0.000562}$) verringert.

Die Varianz der Differenz zwischen EBV und PA stellt die Varianz des Fehlers dar, der bei der Schätzung des Zuchtwertes eines Tieres aus dessen mittleren Elternzuchtwerten entsteht. Diese Varianz des Schätzfehlers sinkt durch das Verfahren um 12 % ($= 1 - \frac{0.191675}{0.217886}$).

5.6.2.4 Auswirkungen auf Toplisten

Aus den Tabellen 5.6 und 5.7 geht hervor, daß die Korrektur auf heterogene Herden bei der Zuchtwertschätzung geringere Rangverschiebungen bei Bullen hervorruft als bei Kühen. Bei den Bullen sind zwischen 75 (Top20) und 90 % (Top100) der Bullen in beiden Toplisten (mit und ohne Berücksichtigung von UMGs) vertreten, während es bei den Kühen nur zwischen 46 (Top20) und 76 % (Top500) sind.

Tabelle 5.6: Auswirkungen der Berücksichtigung von UMGs auf die Toplisten der Bullen mit mehr als 15 Töchtern mit Leistung im Merkmal Milchmenge

	Bullen in beiden Toplisten (mit und ohne UMGs)	Rangverschiebung durch UMGs		
		größte	von Platz ...	nach Platz ...
Top10	8	10	8	18
Top20	15	14	16	30
Top50	43	34	37	71
Top100	90	51	95	146

Es ist anzunehmen, daß die Ursache für die geringeren Rangverschiebungen bei den Bullen auch in der höheren Sicherheit der geschätzten Zuchtwerte zu suchen ist, weil jeder Bulle, der in der Topliste auftaucht, mindestens 15 Töchter mit Leistung im Datensatz haben mußte. Bei den Kühen mit Leistung wurde keine Mindestnachkommenzahl zur Aufnahme in die Topliste gefordert.

Tabelle 5.7: Auswirkungen der Berücksichtigung von UMGs auf die Toplisten der Kühe mit Leistung im Merkmal Milchmenge

	Kühe in beiden Toplisten (mit und ohne UMGs)	Rangverschiebung durch UMGs		
		größte	von Platz ...	nach Platz ...
Top10	6	84	7	91
Top20	12	166	18	184
Top50	33	248	25	273
Top100	68	644	80	724
Top500	380	1436	385	1821

Die Rangkorrelation zwischen den Ergebnissen der Zuchtwertschätzung mit und ohne Berücksichtigung von UMGs (Tabelle 5.8) ist mit mehr als 0.9 über alle Tiere sehr hoch. Die Rangkorrelation liegt bei den Bullen mit mehr als 15 Töchtern in Milch mit 0.968 höher als bei den Kühen mit Leistung (0.924).

Tabelle 5.8: Rangkorrelationen zwischen den Ergebnissen der Zuchtwertschätzung mit und ohne Berücksichtigung von UMGs im Merkmal Milchmenge

	Anzahl Tiere	Rangkorrelation
alle Tiere	76864	0.930
Bullen mit mehr als 15 Töchtern in Milch	294	0.968
Kühe mit Leistung	32011	0.924

In Tabelle 5.9 sind die zehn am häufigsten auftretenden Väter der Top500-Kühe mit und ohne Berücksichtigung von UMGs zusammengestellt. Neun dieser Bullen gehören in beiden Toplisten zu den 10 häufigsten Vätern, während der Bulle G nur bei der Zuchtwertschätzung mit Modellen ohne UMGs und der Bulle K nur bei Zuchtwertschätzung mit Berücksichtigung von UMGs zu den am meisten vertretenen Vätern unter den Top500-Kühen gehört. Auffällig ist, daß die in beiden Toplisten am häufigsten auftauchenden Väter A und B deutlich mehr Töchter in den Top500-Kühen haben, wenn im Zuchtwertschätzmodell UMGs berücksichtigt werden.

Tabelle 5.9: Die 10 häufigsten Väter der Top500-Kühe bei der Zuchtwertschätzung mit und ohne Berücksichtigung von UMGs im Merkmal Milchmenge

Bulle	Anzahl Töchter	
	ohne UMGs	mit UMGs
A	59	70
B	52	68
C	26	19
D	22	18
E	16	11
F	14	11
G	14	
H	11	12
I	10	16
J	10	11
K		13

Die Berücksichtigung von UMGs führt dazu, daß die besten 500 Kühe nach Milchmenge in 147 Betrieben statt in nur 93 Betrieben stehen (vgl. Tabelle 5.10). Viele der Betriebe, die durch die Berücksichtigung von UMGs erst mit Tieren unter den besten 500 vertreten sind, haben in den meisten Fällen nur ein Tier in dieser Topliste. Trotz der Beachtung von UMGs bleibt die Anzahl der Betriebe, die mit mehr als 9 Kühen in den Top500 vertreten sind, nahezu gleich. Dagegen nimmt die Zahl der Betriebe, die zwischen 5 und 9 Tiere in dieser Bestenliste haben, deutlich ab.

Tabelle 5.10: Verteilung der Top500-Kühe auf die Betriebe bei der Zuchtwertschätzung mit und ohne Berücksichtigung von UMGs im Merkmal Milchmenge

	Anzahl Betriebe	
	ohne UMGs	mit UMGs
Betriebe mit mehr als 9 Kühen	14	13
Betriebe mit 5-9 Kühen	18	7
Betriebe mit 2-4 Kühen	29	34
Betriebe mit einer Kuh	32	93
Betriebe insgesamt	93	147

5.7 Diskussion

5.7.1 Vorkorrektur der Leistungen

In dem vom VIT (SCHMUTZ ET AL., 1997b,c) angewendeten Verfahren zur Korrektur heterogener Intra-Herden-Varianzen werden die an einem HTD erbrachten Leistungen ausschließlich um fixe Effekte korrigiert. Leistungsunterschiede, die auf zufälligen Effekten (Tiereffekt und Effekt der permanenten Umwelt) beruhen, werden ignoriert. In ihrer Arbeit weisen SWALVE UND DÖPKE (1994) aber darauf hin, daß heterogene Herden auch durch die extrem gute oder schlechte Vererbung von Testbullen hervorgerufen werden können. Deshalb wurden bei dem in dieser Arbeit vorgestellten Verfahren (Abschnitt 5.5) die tatsächlich erbrachten Kontrolltagsleistungen sowohl um fixe als auch um zufällige Effekte korrigiert. Die bei der Korrektur herangezogenen Zuchtwerte und Lösungen für die permanenten Umwelteffekte haben allerdings den Nachteil, daß das verwendete Schätzmodell heterogene Herden unberücksichtigt läßt.

5.7.2 Clusteranalyse

Das in Abschnitt 5.5 vorgestellte Verfahren zur Berücksichtigung von UMGs benutzt die Clusteranalyse, um einander weniger ähnliche vorkorrigierte Leistungen innerhalb eines HTD-Effekts in voneinander unabhängige Zeitgefährtengruppen aufzuteilen. Diese anhand von vorkorrigierten Leistungen vorgenommene Einteilung, die somit einen Selektionseffekt beinhaltet, führt dazu, daß sich die geschätzten Varianzkomponenten für das Modell mit UMGs deutlich von denen unterscheiden, die mit einem Modell ohne UMGs geschätzt werden.

Sollte der Clusteralgorithmus einen HTD-Effekt in zwei Cluster aufteilen, obwohl keine UMGs vorliegen, nähern sich die geschätzten Zuchtwerte dieser Tiere dem Erwartungswert an, weil die Größe der Zeitgefährtengruppe kleiner wird (GROENEVELD UND SPILKE, 1998).

Bei der Clusteranalyse wurden in der vorliegenden Arbeit wegen der relativ großen Zahl kleiner Herden in der Bundesrepublik (vgl. SCHMUTZ ET AL., 1997a) nur maximal zwei Cluster zugelassen.

Die Clusteranalyse wurde von SWALVE UND DÖPKE (1994) vorgeschlagen, um die beschriebene Problematik zu entschärfen. Diese Methode ist besonders geeignet, im Schätzmodell Tiere nicht berücksichtigter Managementgruppen (z.B. zugekaufte, hochveranlagte Tiere, sonderbehandelte Tiere oder nichtverkaufte, niedrigleistende Kühe), die zu einer erhöhten Intra-Herden-Varianz durch extrem hohe oder niedrige Leistungen führen, separaten Zeitgefährtengruppen zuzuordnen.

Bislang nicht in den Modellen berücksichtigte Managementgruppen entstehen sicherlich auch durch den Einsatz von bovinem Somatotropin (bST), der seit Februar 1994 in den USA zugelassen ist. Die Farmer sind nicht verpflichtet, behandelte Kühe der MLP-Organisation zu melden.

SWALVE (1991) zeigt in einer Simulationsstudie, daß mit Hilfe der beschriebenen Clusteranalyse (*disjoint cluster method*) mehr als 80 % der mit bST behandelten Kühe korrekt als behandelt isoliert werden konnten.

Um den möglichen Einfluß des kommerziellen Einsatzes von bST auf Zuchtprogramme zu untersuchen, teilen WEIGEL UND FISHER (1997) wissentlich behandelte und nicht behandelte Tiere in unterschiedliche Zeitgefährtengruppen ein, weil sie davon ausgehen, daß der bST-Einsatz, der ansonsten im Schätzmodell nicht berücksichtigt wird, die Selektionsentscheidungen beeinträchtigen kann. WEIGEL UND FISHER (1997) kommen aber zu dem Ergebnis, daß die Berücksichtigung der bST-Behandlung im Schätzmodell nur einen kleinen Effekt auf die Zuchtwerte und Rangierung der Tiere hat.

5.7.3 Größe der Zeitgefährtengruppen

Durch die Aufteilung der Tiere, die innerhalb eines HTD geprüft worden sind, in zwei Zeitgefährtengruppen, halbiert sich die mittlere Anzahl Tiere innerhalb dieser Umweltvergleichsgruppen. Durch die kleinere Anzahl von Vergleichstieren innerhalb der neuen Zeitgefährtengruppen kann es zu Problemen hinsichtlich der Unterscheidbarkeit der Zuchtwerte kommen (vgl. u.a. BOICHARD ET AL., 1996). In Kapitel 4 kann aber gezeigt werden, daß die Subzellengröße des HTD-Effektes nur einen kleinen Einfluß auf die Connectedness und damit auf die Vergleichbarkeit der Zuchtwerte des Datensatzes hat.

In dem in Abschnitt 5.6 untersuchten Datensatz werden nur Kühe berücksichtigt, die an jedem Kontrolltag mindestens 19 Zeitgefährten haben. So wird sichergestellt, daß die Tiere in großen Herden stehen. Nach SCHMUTZ ET AL. (1996a) befinden sich aber ungefähr 6'000'000 Kühe in HTDs, die mit weniger als sechs Tieren besetzt sind. Um kleinere Herden durch die Clusteranalyse nicht noch kleiner zu machen, können bei der Verwendung der SAS-Prozedur *fastclus* (SAS, 1996) durch die Option *delete* HTD-Effekte bis zu einer frei wählbaren Größe von der Clusteranalyse ausgenommen werden.

Kapitel 6

Schlußfolgerungen

Im Jahre 1998 wird die Zuchtwertschätzung mit einem Testtagsmodell voraussichtlich in Finnland, Kanada und Deutschland offiziell eingeführt werden. In Kanada und Finnland wird es sich bei dem verwendeten Schätzmodell um ein Modell handeln, das unterstellt, daß sich der Effekt des Laktationsstadiums, des Tieres und der permanenten Umwelt im Laktationsverlauf ändert. Die einzelnen Effekte werden in den Schätzmodellen mit Hilfe fixer und zufälliger Regressionen (*random regressions*) in Abhängigkeit von der Anzahl Tage in Milch dargestellt (JAMROZIK ET AL., 1997d; KETTUNEN ET AL., 1997). Die Arbeit von OLORI (1997) gibt Hinweise darauf, daß ein Random-Regression-Modell einem Modell, bei dem angenommen wird, daß sich nur der Effekt des Laktationsstadiums im Laktationsverlauf ändert, überlegen ist. Das in Deutschland verwendete Testtagsmodell (REENTS UND DOPP, 1996b) sollte deshalb so modifiziert werden, daß es sowohl den Tiereffekt als auch den Effekt der permanenten Umwelt als zufällige Regression in Abhängigkeit von der Anzahl Tage in Milch modelliert. PTAK UND SCHAEFFER (1993), JAMROZIK ET AL. (1997d) und OLORI (1997) fordern außerdem, daß eine heterogene Restvarianzstruktur unterstellt werden sollte.

Vorrangiges Ziel der vorliegenden Arbeit war es, Auswirkungen unterschiedlicher Datenstrukturen und heterogener Intra-Herden-Varianzen zu untersuchen. Diese Untersuchungen wurden anhand eines von PTAK UND SCHAEFFER (1993) vorgeschlagenen Testtagsmodells ohne zufällige Regressionen durchgeführt. Dennoch können die in dieser Arbeit gefundenen Ergebnisse und vorgeschlagenen Korrekturverfahren auf Random-Regression-Modelle übertragen werden.

Mit Testtagsmodellen in der Zuchtwertschätzung wird versucht, Umwelteinflüsse und additiv-genetische Effekte dort zu berücksichtigen, wo sie eine direkte Auswirkung auf die gemessenen Leistungen haben. Deshalb wird in vielen Untersuchungen der Herdenkontrolltag als Zeitgefährtengruppe in das Modell aufgenommen (u.a. PTAK UND SCHAEFFER, 1993; SWALVE, 1995a; JAMROZIK ET AL., 1997d).

Voraussetzung für eine möglichst genaue Berücksichtigung des Herdenkontrolltagseffektes ist eine korrekte Zuordnung der Testtagsgemelke zum Datum der tatsächlich im Betrieb stattgefundenen Milchkontrollen. Ähnlich wie bei SWALVE (1995a) konnte in der vorliegenden Arbeit festgestellt werden, daß es Kühe im Datenmaterial gibt, deren Kontrolldaten nicht mit den tatsächlich in den Herden stattgefundenen Milchkontrollen übereinstimmen. SWALVE (1995a) führt als Erklärung dafür an, daß bei der Nachbuchung zunächst ungültiger Testtagsgemelke nicht nur die Leistungen, sondern auch die Kontrolldaten aus der vorangegangenen und nachfolgenden Kontrolle interpoliert werden. Im Datenmaterial aus den Neuen Bundesländern enthält jede 10. Laktation mehr als ein ‚interpoliertes‘ Kontrolldatum, während beim Verband aus den Alten Bundesländern nur jede 500. Laktation betroffen ist. Aus diesem Grund sollte das Interpolationsverfahren zunächst ungültiger Milchkontrollergebnisse so umgestellt werden, daß nur die Milchleistungen und nicht das Kontrolldatum interpoliert wird. Das VIT (REENTS UND DOPP, 1996b) verwendet die Testtagsgemelke der Kontrolltage nicht, die weniger als 7 Tage *nach* dem vorangehenden Testtag liegen. Dieses Kriterium birgt die Gefahr, daß Daten tatsächlich stattgefundenener Kontrolltage zu gunsten derer konstruierter Testtage nicht bei der Zuchtwertschätzung verwendet werden, wenn der konstruierte Testtag weniger als 7 Tage vor dem tatsächlichen Testtag liegt.

Das in Deutschland verwendete Mehr-Laktationen-Testtagsmodell (REENTS UND DOPP, 1996b) zur Zuchtwertschätzung der Milchleistungsmerkmale berücksichtigt den Effekt des Herdentesttags direkt im Modell. Um die Subzellenbesetzung dieses Effektes zu verbessern, werden die Herdentesttageffekte der zweiten und dritten Laktation zusammengefaßt.

Ein Ergebnis der vorliegenden Arbeit ist, daß kleine Subzellenbesetzungen dieses Effektes kaum Auswirkungen auf die Vergleichbarkeit der Zuchtwerte haben. Obwohl es in der Bundesrepublik viele kleine Herden gibt – mehr als 6'000'000 Herdentesttage sind mit weniger als 6 Tieren besetzt (SCHMUTZ ET AL., 1997a) – brauchen keine Herdentesttage kombiniert zu werden, um die Klassenbesetzung zu verbessern. Eine Kombination von Herdentesttagen widerspräche auch dem Anspruch eines Testtagsmodells, Effekte auf die Leistung zum Zeitpunkt der Leistungsmessung zu berücksichtigen.

Aus diesem Grund erscheint es auch nicht sinnvoll zu sein, Random-Regression-Modelle zu verwenden, die auf Covariance Functions beruhen (VAN DER WERF ET AL., 1997; OLORI, 1997). Bei der Schätzung der Covariance Functions kann der Herdentesttag nur dann direkt berücksichtigt werden, wenn die Varianz-Kovarianz-Matrix der Leistungen jedes im Datensatz vorkommenden Laktationstages der Schätzung zugrunde liegt. Im Random-Regression-Modell, das von KETTUNEN ET AL. (1997) oder JAMROZIK ET AL. (1997d) benutzt wird, ist es dagegen problemlos möglich, den Herdenkontrolltagseffekt zu berücksichtigen.

Bei den Modellen, die den Herdentesttag direkt berücksichtigen, wird davon ausgegangen, daß sämtliche an diesem Tag innerhalb der Herde geprüften Tiere dem gleichen Management unterliegen. Aber insbesondere in Herden, die aus den verschiedensten Gründen Tiere unterschiedlich behandeln, sollte in Erwägung gezogen werden, diese Herdentesttage mit statistischen Methoden so aufzuteilen, daß man mit dieser Aufteilung, der tatsächlichen Gruppeneinteilung innerhalb der Herde möglichst nahe kommt. In der vorliegenden Arbeit wurde ein Verfahren entwickelt, das mit Hilfe der Clusteranalyse diese Einteilung vornimmt, nachdem die Kontrolleistungen um alle zufälligen und fixen Einflüsse mit Ausnahme des Herdentesttageffektes korrigiert wurden. Dieses Verfahren ist dem des VITs (SCHMUTZ ET AL., 1997b,c) überlegen, weil das VIT die Leistungen, die in die Zuchtwertschätzung eingehen, auf eine der Leistungshöhe entsprechende, gleiche Intra-Herden-Varianz multiplikativ vorkorrigiert. Der Herdentesttageffekt wird bei diesem Korrekturverfahren unverändert beibehalten. Die Ableitung der benötigten Korrekturfaktoren weist Schwächen auf, weil die Faktoren für kleine Herden mit hohen Fehlern behaftet sein können und weil willkürlich Gewichtungsfaktoren festgelegt werden. Der Teil der Varianz, der auf zufälligen Effekten beruht, bleibt bei der Ableitung der Korrekturfaktoren unberücksichtigt, obwohl davon ausgegangen werden kann, daß sämtliche Genotypen *nicht* gleichmäßig über sämtliche Herden verteilt sind. Außerdem wirkt auf alle Tiere nicht ein und dieselbe permanente Umwelt.

Da das Korrekturverfahren des VITs in der Herleitung die beschriebenen, nicht unerheblichen Schwächen aufweist, erübrigt sich ein direkter Vergleich mit dem in dieser Arbeit vorgestellten Verfahren.

Sollte das VIT dennoch an der multiplikativen Vorstandardisierung der Leistungen auf eine der Leistungshöhe entsprechende, einheitliche Intra-Herden-Varianz festhalten, sollten bei der Ableitung der Korrekturfaktoren unbedingt zufällige Effekte berücksichtigt werden.

Kapitel 7

Zusammenfassung

Eine Zuchtwertschätzung kann nur so gut sein, wie es die zugrundeliegenden Daten zulassen. Bei der Datenaufbereitung des kompletten Testtagsdatenmaterials jeweils eines Verbandes aus den Alten und den Neuen Bundesländern wurde festgestellt, daß die Datenqualität des Verbandes aus den Alten Bundesländern deutlich besser als die des anderen Verbandes ist. Mehr als 90 % der Daten des Verbandes aus den Alten Bundesländern kann als plausibel bezeichnet werden, während nur ungefähr 70 % der Datensätze des anderen Verbandes als brauchbar einzustufen sind. Beim Verband aus den Neuen Bundesländern treten sehr häufig MLP-Ergebnisse auf, die konstruierten und nicht den tatsächlichen Kontrolltagen zugeordnet werden. Jede 10. Laktation von Kühen dieses Verbandes hat mehr als ein fiktives Kontrolldatum, während beim Verband aus den Alten Bundesländern nur jede 500. Laktation betroffen ist. Das vom VIT (REENTS UND DOPP, 1996a,b) verwendete Plausibilitätskriterium, um konstruierte Testtage aus dem Datensatz zu entfernen, birgt die Gefahr, daß Leistungen an tatsächlich stattgefundenen Prüfungstagen wegfallen können.

Ein Ziel dieser Arbeit war es, die Auswirkungen kleiner Zeitgefährtengruppen bei der Testtagsmodell-Zuchtwertschätzung zu untersuchen. Als Beurteilungskriterium wurde der Connectedness-Index γ (FOULLEY ET AL., 1990) ausgewählt, weil eine verschlechterte Connectedness eines Datensatzes zu einer verschlechterten Vergleichbarkeit der Zuchtwerte führt. In dieser Arbeit wurde gezeigt, daß der Effekt von Kalbealter*Kalbesaison die Connectedness des Datensatzes fast überhaupt nicht beeinflusst ($\gamma=0.999$), während der Einfluß des HTD-Effektes ein wenig größer ist ($\gamma \approx 0.97$). Selbst einfach besetzte HTD-Subzellen führen dennoch nicht zu einer besorgniserregenden Verschlechterung in der Vergleichbarkeit der Zuchtwerte.

Aufbauend auf der Arbeit von SWALVE UND DÖPKE (1994) wurde ein Verfahren entwickelt, das heterogene Varianzen innerhalb einer Herde (HTD) mit Hilfe der Clusteranalyse korrigiert.

Mit dieser Korrekturmethode verringerte sich die mittlere Varianz der Milchmenge innerhalb eines HTDs von 16.58 kg² auf 13.74 kg². Die Varianz des Fehlers, der bei der Schätzung des Zuchtwertes eines Tieres aus dessen mittleren Elternzuchtwerten entsteht, nimmt durch die Korrektur auf Heterogenität um 12 % ab.

Die Korrektur führt bei Bullen zu geringeren Rangverschiebungen in Toplisten als bei Kühen. Die Rangkorrelation über alle Tiere beträgt 0.93. Nach der Korrektur erhöht sich die Anzahl der Betriebe deutlich, die Kühe unter den Top500 haben.

Kapitel 8

Literaturverzeichnis

ALI, T.E. UND L.R. SCHAEFFER (1987):

Accounting for covariances among testday milk yields in dairy cows.

Can. J. Anim. Sci. 67, 637-644

AURAN, T. (1973):

Studies on monthly and cumulative monthly milk yield records. I. The effect of age, month of calving, herd and length of first period.

Acta Agric. Scand. 23, 189-199

AURAN, T. (1974):

Studies on monthly and cumulative monthly milk yield records. II. The effect of calving interval and stage of pregnancy.

Acta Agric. Scand. 24, 339-348

AURAN, T. (1976):

Studies on monthly and cumulative monthly milk yield records. III. Estimates of genetic parameters.

Acta Agric. Scand. 26, 3-9

BANOS, G.; L.R. SCHAEFFER UND E.B. BURNSIDE (1991):

Genetic relationships and linear model comparisons between United States and Canada Ayrshires and Jersey bull populations.

J. Dairy Sci. 74, 1060-1068

BOICHARD, D.; J.L. FOULLEY UND E. HANOCQ (1996):

Measures of connectedness in animal breeding.

71. Sitzung des gen.-stat. Ausschusses der DGfZ, Werder/Havel, 19.-21.3.1996

- BOLDMAN, K.G. UND A.E. FREEMAN (1990):
 Adjustment for heterogeneity of variances by herd production level in dairy cow and sire evaluation.
J. Dairy Sci. 73, 503-512
- BOLDMAN, K.G.; L.A. KRIESE, L.D. VAN VLEK UND S.D. KACHMAN (1993):
 A Manual for use of MTDFREML.
USDA-ARS, Lincoln, Nebraska
- DANELL, B. (1982a):
 Studies on lactation yield and individual testday yields of Swedish dairy cows. I. Environmental influence and development of adjustment factors.
Acta Agric. Scand. 32, 65-81
- DANELL, B. (1982b):
 Studies on lactation yield and individual testday yields of Swedish dairy cows. II. Estimates of genetic and phenotypic parameters.
Acta Agric. Scand. 32, 83-91
- DEMPFLE, L. (1982):
 Zuchtwertschätzung beim Rind mit einer ausführlichen Darstellung der BLUP-Methode.
Fortschritte der Tierzucht und Züchtungsbiologie, Heft Nr. 3, Paul Parey, Hamburg
- DERBOVEN, C. (1993):
 Rinderzuchtbetrieb Derboven. Der Importeur wird zum Exporteur.
TypeX Magazine 46, 45-47
- DODENHOFF, J. (1994):
 Untersuchungen zur Varianzstruktur von Merkmalen der Milchleistung und ihre Bedeutung für die Zuchtwertschätzung.
Dissertation Göttingen
- EVERETT, R.W.; F. SCHMITZ UND L.H. WADELL (1994):
 A test-day model monitoring management and genetics in dairy cattle.
J. Dairy Sci. 77 (Suppl. 1), 267
- FOULLEY, J.L.; J. BOUIX, B. GOFFINET UND J.M. ELSÉN (1990):
 Connectedness in genetic evaluation. In: Advances in statistical methods for genetic improvement of livestock. Hrsg. von D. Gianola und K. Hammond.
Springer Verlag, Heidelberg

- FOULLEY, J.L.; E. HANOCQ UND D. BOICHARD (1992):
A criterion for measuring the degree of connectedness in linear models of genetic evaluation.
Genet. Sel. Evol. 24, 315-330
- GOLUB, G.H. UND C.F. VAN LOAN (1983):
Matrix computations.
John Hopkins University Press, MD, USA
- GROENEVELD, E. (1990):
PEST User's Manual.
FAL Mariensee
- GROENEVELD, E. (1996):
<ftp://ftp.tzv.fal.de/pub/vce3.2>
- GROENEVELD, E. (1998):
Persönliche Mitteilung.
- GROENEVELD, E. UND J. SPILKE (1998):
Data structure and mixed model technology in pig breeding programs.
Proc. 6th World Congress of Genetics Applied to Livestock Production. Armidale, Australia, Januar 11-16, Vol. 23, 483-490
- GUO, Z. UND H.H. SWALVE (1995):
Modelling of the lactation curve as a sub-model in the evaluation of test day records.
Interbull Bull Open Meeting, Prag, 7.-8. September
- GUO, Z. UND H.H. SWALVE (1997):
Comparison of different lactation curve sub-models in test day models.
Interbull Bulletin 16, 75-79
- HANOCQ, E. (1995):
Etude de la connexion en selection animale.
Dissertation, Paris-Grignon
- HENDERSON, C.R. (1963):
Selection index and expected genetic advance.
In: Statistical Genetics and Plant Breeding, NAS-NRC-Publication 982, 141-163
- HENDERSON, C.R. (1973):
Sire evaluation and genetic trend.
Proc. Anim. Breed. Genet. in honor of J.L. Lush. ASAS and ADSA, Champaign, Illinois, 10-41

- HILL, W.G.; M.R. EDWARDS, M.-K.A. AHMED UND R. THOMPSON (1983):
Heritability of milk yield and composition at different levels and variability of production.
Anim. Prod. 36, 59-68
- HILL, W.G. (1984):
On selection among groups with heterogeneous variance.
Anim. Prod. 39, 473-477
- HOFER, A. (1994):
Precision of comparisons of estimated breeding values of centrally tested pigs across herds of origin.
Proc. 5th World Congress of Genetics Applied to Livestock Production. Guelph, Ontario, Canada, August 7-12, Vol. 18, 447-450
- HOFER, A. (1995):
On problems related to data structures and models in genetic evaluation.
Proc. 2nd Workshop on Advanced Biometrical Methods in Animal Breeding, Salzburg, 12.-20. Juni 1995
- JAMROZIK, J. UND L.R. SCHAEFFER (1997a):
Estimates of genetic parameters for a test day model with random regressions for yield traits of first lactation holsteins.
J. Dairy Sci. 80, 762-770
- JAMROZIK, J.; L.R. SCHAEFFER UND J.C.M. DEKKERS (1997b):
Genetic evaluation of dairy cattle using test day yields and random regression model.
J. Dairy Sci. 80, 1217-1226
- JAMROZIK, J.; G.J. KISTEMAKER, J.C.M. DEKKERS UND L.R. SCHAEFFER (1997c):
Comparison of possible covariates for use in a random regression model for analyses of test day yields.
J. Dairy Sci. 80, 2550-2556
- JAMROZIK, J.; L.R. SCHAEFFER, Z. LIU UND G. JANSEN (1997d):
Multiple trait random regression test day model for production traits.
Interbull Bulletin 16, 43-47
- JONES, L.P. UND M.E. GODDARD (1990):
Five years experience with the animal model for dairy evaluations in Australia.
Proc. 4th World Congress of Genetics Applied to Livestock Production. Edinburgh, UK, Vol. 13, 382-385

- KACHMAN, S.D. UND R.W. EVERETT (1989):
Test day data model with individual herd correction factors.
J. Dairy Sci. 72 (Suppl. 1), 60
- KAHTENBRINK, S. UND H.H. SWALVE (1993):
Untersuchungen zur Erbllichkeit von Leistungsvariablen der ersten Laktation von
Milchkühen.
Züchtungskunde 65, 254-266
- KENNEDY, B.W.; L.R. SCHAEFFER UND D.A. SØRENSEN (1988):
Genetic properties of animal models.
J. Dairy Sci. 71 (Suppl. 2), 17-26
- KENNEDY, B.W. UND D. TRUS (1993):
Considerations on genetic connectedness between management units under an animal
model.
J. Anim. Sci. 71, 2341-2352
- KEOWN, J.F.; R.W. EVERETT, N.B. EMPET UND L.H. WADELL (1986):
Lactation curves.
J. Dairy Sci. 69, 769-781
- KETTUNEN, A.; E.A. MÄNTYSAARI UND I. STRANDEN (1997):
Analysis of first lactation Test day milk yields by random regression model.
Interbull Bulletin 16, 39-42
- KIRKPATRICK, M.; D. LOFSVOLD UND M. BULMER (1990):
Analysis of the inheritance, selection and evolution of growth trajectories.
Genetics 124, 979-993
- LALOË, D. (1993):
Precision and information in linear models of genetic evaluation.
Genet. Sel. Evol. 25, 557-576
- LALOË, D.; F. PHOCAS UND F. MENISSIER (1996):
Considerations on measures of precision and connectedness in mixed linear models
of genetic evaluation.
Genet. Sel. Evol. 28, 359-378
- LANGHOLZ, H.-J.; F. SCHMITTEN UND H.-J. SCHWARK (1994):
Milchleistungsprüfung. In: Tierzüchtungslehre. Hrsg. von H. Kräußlich.
Verlag Eugen Ulmer, Stuttgart

- MASSELIN, S.; D. SAUVANT, P. CHAPOUTOT UND D. MILAN (1987):
 Les modèles d'ajustement des courbes de lactation.
Ann. Zootech. 36, 171-206
- MEINERT, T.R.; D.L. LOFGREN UND R.E. PEARSON (1985):
 Effect of herd level for milk, fat and fat percent on the relationships between sire's
 Predicted Difference and daughter's Modified Contemporary Deviation.
J. Dairy Sci. 68 (Suppl. 1), 210
- MEUWISSEN, T.H.E.; G. DE JONG UND B. ENGEL (1996):
 Joint estimation of breeding values and heterogeneous variances of large data files.
J. Dairy Sci. 79, 310-316
- MEYER, K.; H.-U. GRASER UND S.P. SMITH (1987):
 Estimation of adjustment factors and variance components for test-day production
 in Australian Black and White populations.
*Summary report to ADHIS on analysis of production records conducted by AGBU
 during 1985-1987. Compiled by H.-U. Graser. AGBU, UNE, Armidale, Australia*
- MEYER, K.; H.-U. GRASER UND K. HAMMOND (1989):
 Estimates of genetic parameters for first lactation test day production of Australian
 Black and White cows.
Livest. Prod. Sci. 21, 177-199
- MEYER, K. (1989):
 Approximate accuracy of genetic evaluation under an animal model.
Livest. Prod. Sci. 21, 87-100
- MEYER, K. UND W.G. HILL (1997):
 Estimation of genetic and phenotypic covariance functions for longitudinal or 're-
 peated' records by Restricted Maximum Likelihood.
Livest. Prod. Sci. 47, 185-200
- MISZTAL, I. UND G.R. WIGGANS (1988):
 Approximation of prediction error variance in large-scale animal models.
J. Dairy Sci. 71 (Suppl. 2), 27
- MISZTAL, I. UND M. PEREZ-ENCISO (1993):
 Sparse matrix inversion for restricted maximum likelihood estimation of variance
 components by expectation-maximization.
J. Dairy Sci. 76, 1479-1483

- OLORI, V.E. (1997):
 Utilisation of daily milk records in genetic evaluation of dairy cattle.
Ph.D. Thesis, Edinburgh
- PADILLA, D. UND J.F. KEOWN (1990):
 Variances in herd production due to different management practices.
J. Anim. Sci. 68 (Suppl. 1), 70-71
- PANDER, B.L.; W.G. HILL UND R. THOMPSON (1992):
 Genetic parameters of test day records of British Holstein-Friesian heifers.
Anim. Prod. 55, 11-21
- PAUW, E. (1997):
 Alternative Formen der Milchleistungsprüfung beim Rind.
Vortrag im Seminar für Tierproduktion, Göttingen, 20.10.1997
- PTAK, E. UND L.R. SCHAEFFER (1993):
 Use of test day yields for genetic evaluation of dairy sires and cows.
Livest. Prod. Sci. 34, 23-34
- QUAAS, R.L. (1988):
 Additive genetic model with groups and relationships.
J. Dairy Sci. 71, 1338-1345
- REENTS, R.; J. JAMROZIK, L.R. SCHAEFFER UND J.C.M. DEKKERS (1995a):
 Estimation of genetic parameters for test day somatic cell score.
J. Dairy Sci. 78, 2847-2857
- REENTS, R.; J.C.M. DEKKER UND L.R. SCHAEFFER (1995b):
 Genetic evaluation for somatic cell score with a multiple lactation test day model.
J. Dairy Sci. 78, 2858-2870
- REENTS, R. UND L. DOPP (1996a):
 Zuchtwertschätzung für Zellzahl.
71. Sitzung des gen.-stat. Ausschusses der DGfZ, Werder/Havel, 19.-21.3.1996
- REENTS, R. UND L. DOPP (1996b):
 Erfahrungen mit dem Einsatz eines Testtagsmodelles für Milchleistung in der nationalen Zuchtwertschätzung.
71. Sitzung des gen.-stat. Ausschusses der DGfZ, Werder/Havel, 19.-21.3.1996
- REENTS, R.; L. DOPP, MAT. SCHMUTZ, F. REINHARDT UND J. CLAUS (1997):
 Internationaler und nationaler Stand der Einführung des Testtagsmodells für Milchleistungsmerkmale.
VIT-Ausschuß ZWS, 20.11.97, Verden

- REINHARDT, F. (1995):
 Analysis of residuals to evaluate the fit of a multiple trait model.
Interbull Open Meeting, Prag, 7.-8.September
- SACHS, L. (1992):
 Angewandte Statistik.
Springer Verlag, Berlin
- SADEK, H.M. UND A.E. FREEMAN (1992):
 Adjustment factors for previous and present days open considering all lactations.
J. Dairy Sci. 75, 279-287
- SAS INSTITUTE INC. (1996):
 SAS User's Guide, Version 6, Fourth Edition
Cary, NC
- SCHAEFFER, L.R. UND J.C.M. DEKKERS (1994):
 Random regressions in animal models for test day production in dairy cattle.
Proc. 5th World Congress of Genetics Applied to Livestock Production. Guelph, Ontario, Canada, August 7-12, Vol. 18, 443-446
- SCHAEFFER, L.R. (1997):
 Random Regression Models.
Course Notes, CGIL Guelph, 25.-28. Juni 1997
- SCHMITZ, F.; R.W. EVERETT UND R.L. QUAAS (1991):
 Herd-year-season clustering.
J. Dairy Sci. 74, 629-636
- SCHMUTZ, MAT.; F. REINHARDT, L. DOPP UND R. REENTS (1997a):
 Standardisierung von heterogener Herdenvarianz im Testtagsmodell.
ADR-Projektgruppe ZWS Milch, 6.10.1997, Verden
- SCHMUTZ, MAT.; F. REINHARDT, L. DOPP UND R. REENTS (1997b):
 Standardisierung von heterogener Herdenvarianz im Testtagsmodell.
VIT-Ausschuß ZWS, 20.11.1997, Verden
- SCHMUTZ, MAT. (1997c):
 Persönliche Mitteilung.
- SCHUTZ, M.M.; L.B. HANSEN UND G.R. STEUERNAGEL (1990):
 Variation of milk, fat and somatic cells for dairy cattle.
J. Dairy Sci. 73, 484-493

- SHORT, T.H.; R.W. BLAKE, R.L. QUAAS UND L.D. VAN VLEK (1990):
Heterogeneous within-herd variance. 1. Genetic parameters for first and second lactation milk yields of grade Holstein cows.
J. Dairy Sci. 73, 3312-3320
- SØRENSEN, D.A. UND B.W. KENNEDY (1983):
The use of the relationship matrix to account for genetic drift variance in the analysis of genetic experiments.
Theor. Appl. Genet. 66, 217-220
- STANTON, T.L.; L.R. JONES, R.W. EVERETT UND S.D. KACHMAN (1992):
Estimating milk, fat and protein lactation curves with a test day model.
J. Dairy Sci. 75, 1691-1700
- STRABEL, T. (1997):
Herd-Test-Date Clustering.
Interbull Bulletin 16, 71-74
- STRANDBERG, E. UND K. GRANDINSSON (1997):
Adjusting for seasonal effects in an animal model using fuzzy classification.
Interbull Bulletin 16, 100-103
- SWALVE, H.H. (1991):
Detection of bovine somatotropin treatment in dairy cattle performance records.
J. Dairy Sci. 74, 1690-1699
- SWALVE, H.H. (1992):
Heterogene Varianzen—Auswirkungen auf die Zuchtwertschätzung?
Milchrind 1 (4), 4-5
- SWALVE, H.H. UND A. DÖPKE (1994):
Ursachen extremer Intraherdenvarianzen in Daten aus der Milchleistungsprüfung.
Proc. 2. Symposium des Instituts für Tierzucht und Tierhaltung mit Tierklinik der Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg, Halle, 8.-9. Dezember
- SWALVE, H.H. (1995a):
The effect of test day models on the estimation of genetic parameters and breeding values for dairy yield traits.
J. Dairy Sci. 78, 929-938
- SWALVE, H.H. (1995b):
Test-day models in the analysis of dairy production data — a review.
Archiv für Tierzucht 38, 591-612

- SWALVE, H.H. (1998):
Use of test day records for genetic evaluation
Proc. 6th World Congress of Genetics Applied to Livestock Production. Armidale, Australia, Januar 11-16, Vol. 23, 295-302
- TOSH, J.J. UND J.W. WILTON (1994):
Effect of data structure on variance of prediction error and accuracy of genetic evaluation.
J. Anim. Sci. 72, 2568-2577
- TRUS, D. UND L.G. BUTTAZONI (1990):
A multiple trait approach to modelling the lactation curve.
Proc. 4th World Congress of Genetics Applied to Livestock Production. Edinburgh, UK, Vol. 13, 492-495
- UGARTE, E., R. ALLENDA UND M.J. CARABAÑO (1992):
Fixed and random contemporary groups in genetic evaluations.
J. Dairy Sci. 75, 269-278
- VAN DER WERF, J.H.; M.E. GODDARD UND K. MEYER (1997):
Use of covariance functions in a test day model for genetic evaluation of milk production traits.
J. Dairy Sci. (Suppl. 1), 198
- VAN TASSELL, C.P. UND P.J. BERGER (1994):
Consideration of sire relationships for estimation of variance components with interaction of herd and sire.
J. Dairy Sci. 77, 313-324
- VINSON, W.E. (1987):
Potential bias in genetic evaluations from differences in variation within herds.
J. Dairy Sci. 70, 2450-2455
- VISSCHER, P.M.; R. THOMPSON UND W.G. HILL (1991):
Estimation of genetic and environmental variances for fat yield in individual herds and an investigation into heterogeneity of variance between herds.
Livest. Prod. Sci. 28, 273-290
- VISSCHER, P.M. UND M.E. GODDARD (1993):
Fixed and random contemporary groups.
J. Dairy Sci. 76, 1444-1454

- VAN VLEK, L.D. (1987):
Contemporary groups for genetic evaluations.
J. Dairy Sci. 70, 2456-2464
- VAN TASSEL, C.P.; R.L. QUAAS UND R.W. EVERETT (1992):
Parameters estimates for 305-day ME records and 305-day test-day residual records.
J. Dairy Sci. 75 (Suppl. 1), 251
- VIT (1997):
Beschreibung der Zuchtwertschätzung Milchleistung.
Zuchtwertschätzung Bullen (Februar 1997), 2-11
- WEIGEL, K.A. UND D. GIANOLA (1993):
A computational simple Bayesian method for estimation of heterogeneous within-herd phenotypic variances.
J. Dairy Sci. 76, 1455-1465
- WEIGEL, K.A.; D. GIANOLA, B.S. YANDELL UND J.F. KEOWN (1993):
Identification of factors causing heterogenous within-herd variance components using a structural model for variances.
J. Dairy Sci. 76, 1466-1478
- WEIGEL, K.A. UND T.M. FISHER (1997):
Commercial use of bovine somatotropin in the United States and possible implications in genetic improvement programs.
Interbull Bulletin 16, 108-112
- WIGGANS, G.R. UND P.M. VANRADEN (1991):
Method and effect of adjustment for heterogeneous variance.
J. Dairy Sci. 74, 4350-4357
- WIGGANS, G.R. UND M.E. GODDARD (1997):
Test day model with 30 traits and genetic covariance matrix of reduced rank.
J. Dairy Sci. 80, 1795-1800
- WILMINK, J.B.M. (1987):
Adjustment of test-day milk, fat and protein yields for age, season and stage of lactation.
Livest. Prod. Sci. 16, 335-348
- WILMINK, J.B.M. (1988):
Effects of incomplete records on genetic parameters among cumulative yields in first lactation and on extension of part lactations.
Livest. Prod. Sci. 18, 19-34

WINKELMAN, A. UND L.R. SCHAEFFER (1988):

Effect of heterogeneity of variance on dairy sire evaluation.

J. Dairy Sci. 71, 3033-3039

Kapitel 9

Anhang

Tabelle 9.1: Anzahl der Kühe (n), Mittelwerte (\bar{x}) und Standardabweichungen (s) in den Merkmalen Milchmenge (kg) der ersten drei Laktationen im aufbereiteten Datensatz des Verbandes A

Nr. des Testtages	1. Laktation			2. Laktation			3. Laktation		
	n	\bar{x}	s	n	\bar{x}	s	n	\bar{x}	s
1	82508	23.9	4.4	61230	30.0	5.9	45779	31.7	6.1
2	77651	24.6	4.8	59302	29.7	6.3	44361	31.7	6.4
3	73334	23.5	4.8	57161	27.5	6.0	43017	29.3	6.2
4	71060	22.4	4.6	55521	25.5	5.6	41874	26.9	5.8
5	69266	21.4	4.6	54243	23.7	5.4	40750	24.8	5.6
6	67668	20.4	4.5	52894	22.1	5.2	39533	22.9	5.4
7	66056	19.6	4.5	51341	20.6	5.1	38040	21.0	5.4
8	64105	18.8	4.5	49148	18.9	5.1	36041	19.0	5.4
9	61018	17.7	4.5	45309	17.0	5.1	32741	16.9	5.4
10	52690	16.4	4.5	36568	15.3	5.1	25687	15.2	5.3
11	37377	15.4	4.5	23336	14.2	4.9	15942	14.1	5.1
12	20460	14.6	4.4	11569	13.5	4.8	7703	13.6	5.0
13	563	14.6	4.5	264	13.3	4.9	152	13.0	5.2

Tabelle 9.2: Anzahl der Kühe (n), Mittelwerte (\bar{x}) und Standardabweichungen (s) in den Merkmalen Fettmenge (kg) der ersten drei Laktationen im aufbereiteten Datensatz des Verbandes A

Nr. des Testtages	1. Laktation			2. Laktation			3. Laktation		
	n	\bar{x}	s	n	\bar{x}	s	n	\bar{x}	s
1	82508	1.09	0.26	61230	1.34	0.32	45779	1.43	0.34
2	77651	1.02	0.23	59302	1.22	0.29	44361	1.30	0.31
3	73334	0.97	0.22	57161	1.13	0.27	43017	1.20	0.29
4	71060	0.94	0.21	55521	1.06	0.25	41874	1.11	0.27
5	69266	0.91	0.20	54243	1.00	0.24	40750	1.04	0.25
6	67668	0.88	0.20	52894	0.95	0.23	39533	0.98	0.25
7	66056	0.86	0.20	51341	0.89	0.23	38040	0.91	0.24
8	64105	0.83	0.20	49148	0.84	0.23	36041	0.84	0.24
9	61018	0.79	0.20	45309	0.77	0.23	32741	0.77	0.24
10	52690	0.75	0.20	36568	0.71	0.23	25687	0.71	0.24
11	37377	0.71	0.20	23336	0.67	0.23	15942	0.67	0.24
12	20460	0.69	0.20	11569	0.65	0.23	7703	0.65	0.24
13	563	0.67	0.20	264	0.64	0.22	152	0.61	0.23

Tabelle 9.3: Anzahl der Kühe (n), Mittelwerte (\bar{x}) und Standardabweichungen (s) in den Merkmalen Eiweißmenge (kg) der ersten drei Laktationen im aufbereiteten Datensatz des Verbandes A

Nr. des Testtages	1. Laktation			2. Laktation			3. Laktation		
	n	\bar{x}	s	n	\bar{x}	s	n	\bar{x}	s
1	82508	0.76	0.14	61230	0.98	0.20	45779	1.03	0.21
2	77651	0.74	0.15	59302	0.90	0.19	44361	0.95	0.19
3	73334	0.73	0.15	57161	0.86	0.18	43017	0.91	0.19
4	71060	0.71	0.15	55521	0.82	0.18	41874	0.86	0.18
5	69266	0.70	0.15	54243	0.78	0.18	40750	0.81	0.18
6	67668	0.68	0.15	52894	0.74	0.17	39533	0.76	0.18
7	66056	0.66	0.15	51341	0.70	0.17	38040	0.71	0.18
8	64105	0.64	0.15	49148	0.65	0.17	36041	0.66	0.18
9	61018	0.61	0.15	45309	0.61	0.17	32741	0.60	0.18
10	52690	0.58	0.15	36568	0.56	0.17	25687	0.55	0.18
11	37377	0.56	0.15	23336	0.53	0.17	15942	0.52	0.18
12	20460	0.54	0.15	11569	0.51	0.17	7703	0.51	0.18
13	563	0.53	0.15	264	0.50	0.17	152	0.48	0.18

Tabelle 9.4: Anzahl der Kühe (n), Mittelwerte (\bar{x}) und Standardabweichungen (s) in den Merkmalen Milchmenge (kg) der ersten drei Laktationen im aufbereiteten Datensatz des Verbandes B

Nr. des Testtages	1. Laktation			2. Laktation			3. Laktation		
	n	\bar{x}	s	n	\bar{x}	s	n	\bar{x}	s
1	106893	19.7	4.9	99894	24.7	6.0	80758	25.8	6.2
2	101169	20.3	4.9	96229	24.2	6.0	77161	25.5	6.3
3	96126	19.1	4.7	92804	21.9	5.6	73990	23.1	5.8
4	92150	17.8	4.5	89296	19.9	5.2	70528	20.8	5.4
5	88462	16.8	4.3	85662	18.2	5.0	66858	18.9	5.1
6	85055	15.8	4.2	82328	16.7	4.7	63537	17.3	4.9
7	81409	14.9	4.1	78180	15.3	4.6	59659	15.6	4.9
8	75341	13.9	4.0	71284	13.8	4.6	53838	14.1	4.9
9	63170	12.9	4.0	58000	12.5	4.5	44154	13.1	5.3
10	45496	12.2	4.0	39886	11.5	4.3	31551	12.7	5.9
11	28149	11.6	3.9	24068	11.0	4.3	18868	12.2	5.9
12	11029	11.1	3.8	10005	10.6	4.2	7208	11.0	4.6
13	220	11.2	3.5	243	10.8	4.0	151	11.3	4.5
14	3	9.0	2.6	.	.	.	3	12.3	2.6
15	1	13.2

Tabelle 9.5: Anzahl der Kühe (n), Mittelwerte (\bar{x}) und Standardabweichungen (s) in den Merkmalen Fettmenge (kg) der ersten drei Laktationen im aufbereiteten Datensatz des Verbandes B

Nr. des Testtages	1. Laktation			2. Laktation			3. Laktation		
	n	\bar{x}	s	n	\bar{x}	s	n	\bar{x}	s
1	106893	0.89	0.25	99894	1.12	0.33	80758	1.19	0.35
2	101169	0.85	0.23	96229	1.04	0.30	77161	1.10	0.32
3	96126	0.81	0.21	92804	0.94	0.27	73990	0.99	0.28
4	92150	0.77	0.20	89296	0.87	0.24	70528	0.90	0.26
5	88462	0.74	0.19	85662	0.81	0.23	66858	0.84	0.24
6	85055	0.71	0.19	82328	0.76	0.22	63537	0.78	0.23
7	81409	0.68	0.19	78180	0.71	0.22	59659	0.72	0.23
8	75341	0.65	0.18	71284	0.65	0.22	53838	0.67	0.23
9	63170	0.62	0.18	58000	0.60	0.21	44154	0.63	0.25
10	45496	0.59	0.19	39886	0.56	0.21	31551	0.61	0.28
11	28149	0.57	0.19	24068	0.54	0.21	18868	0.59	0.28
12	11029	0.56	0.19	10005	0.53	0.21	7208	0.54	0.22
13	220	0.57	0.18	243	0.54	0.20	151	0.55	0.22
14	3	0.42	0.11	.	.	.	3	0.66	0.18
15	1	0.59

Tabelle 9.6: Anzahl der Kühe (n), Mittelwerte (\bar{x}) und Standardabweichungen (s) in den Merkmalen Eiweißmenge (kg) der ersten drei Laktationen im aufbereiteten Datensatz des Verbandes B

Nr. des Testtages	1. Laktation			2. Laktation			3. Laktation		
	n	\bar{x}	s	n	\bar{x}	s	n	\bar{x}	s
1	106893	0.64	0.16	99894	0.82	0.20	80758	0.85	0.21
2	101169	0.64	0.16	96229	0.78	0.19	77161	0.81	0.20
3	96126	0.63	0.15	92804	0.73	0.18	73990	0.77	0.19
4	92150	0.61	0.15	89296	0.69	0.18	70528	0.72	0.18
5	88462	0.59	0.15	85662	0.65	0.17	66858	0.67	0.17
6	85055	0.56	0.15	82328	0.60	0.17	63537	0.62	0.17
7	81409	0.54	0.14	78180	0.56	0.16	59659	0.58	0.17
8	75341	0.52	0.14	71284	0.52	0.16	53838	0.53	0.17
9	63170	0.49	0.14	58000	0.48	0.16	44154	0.50	0.18
10	45496	0.47	0.15	39886	0.45	0.16	31551	0.49	0.20
11	28149	0.45	0.15	24068	0.43	0.16	18868	0.47	0.20
12	11029	0.44	0.14	10005	0.42	0.16	7208	0.43	0.17
13	220	0.44	0.13	243	0.43	0.15	151	0.44	0.17
14	3	0.36	0.07	.	.	.	3	0.52	0.06
15	1	0.47