

Open Access

Berl Münch Tierärztl Wochenschr 126,
269–276 (2013)
DOI 10.2376/0005-9366-126-269

© 2013 Schlütersche
Verlagsgesellschaft mbH & Co. KG
ISSN 0005-9366

Korrespondenzadresse:
veit.zoche-golob@fu-berlin.de

Eingegangen: 17.01.2013
Angenommen: 18.03.2013

Online first: 08.04.2013
[http://vetline.de/zeitschriften/bmtw/
open_access.htm](http://vetline.de/zeitschriften/bmtw/open_access.htm)

Zusammenfassung

Summary

U.S. Copyright Clearance Center
Code Statement:
0005-9366/2013/12607-269 \$ 15.00/0

Sächsischer Landeskontrollverband e. V., Lichtenwalde¹
Institut für Agrar- und Ernährungswissenschaften, Arbeitsgruppe Biometrie und
Agrarinformatik, Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg²

Herdenspezifische Schätzung der Milchleistungsminderung durch wiederholte klinische Mastitis

Herd-specific estimation of milk yield reduction due to recurrent clinical mastitis

Veit Zoche-Golob¹, Joachim Spilke²

Um Entscheidungen über Investitionen in Präventionsmaßnahmen zur Verbesserung der Eutergesundheit zu treffen, ist es für einen Landwirt wichtig, die Höhe der Verluste durch Mastitis für seinen speziellen Betrieb zu kennen. Der Sächsische Landeskontrollverband e. V. (LKV) entwickelt daher mit der Daten- und Informationsplattform Tier (DIT) ein Computerprogramm, das – neben anderen Auswertungen – anhand der Tagesgemelke und Erkrankungsdaten der einzelnen Kühe die Milchverluste durch Euterentzündungen dieser Herde ermittelt. Im vorliegenden Artikel wird ein gemischtes lineares Modell vorgestellt, das die Basis zur Bestimmung der Leistungsminderung durch klinische Mastitis bildet. Durch Erweiterungen des Laktationskurvenmodells von Ali und Schaeffer (1987) werden sowohl die kurz- als auch die langfristige Verringerung der täglichen Milchleistung abgebildet. Zur Charakterisierung des kurzfristigen Leistungsabfalls berücksichtigt das Modell den Abstand zu einer Mastitis in Tagen durch ein Polynom zweiten Grades. Dabei werden die Koeffizienten spezifisch für die erste bzw. jede weitere Mastitis (Fallklasse) geschätzt. Die Unterscheidung in Fallklassen wird auch bei der Schätzung der langfristigen Verringerung beachtet, indem Laktationskurven ohne Mastitis bzw. entsprechend der Fallklassen geschätzt werden. Die betriebsspezifischen Parameter des Modells werden durch die Einbindung des Statistikprogramms R (R Development Core Team, 2012) in die Prozesse der DIT weitestgehend automatisiert auf den Servern des LKV geschätzt. So kann für alle Laktationstage einer Herde in einem bestimmten Zeitraum die Milchmenge entsprechend Fallnummer und Abstand zum Fall bzw. ohne Mastitis geschätzt werden. Die Verluste durch die Leistungsminderung infolge klinischer Mastitis eines bestimmten Betriebs lassen sich dann durch Addition der Differenzen angeben und können als wertvolle Grundlage von Managemententscheidungen dienen.

Schlüsselwörter: Laktationskurve, Verluste, gemischtes lineares Modell, Milchkuh, Eutergesundheit

To decide about investments in preventive measures improving udder health it is important that the farmer knows the monetary loss due to mastitis on his specific farm. The Saxon dairy herd improvement association (Sächsischer Landeskontrollverband e. V., LKV) is developing a computer program called "Daten- und Informationsplattform Tier (DIT)" which determines – among other analyses – the milk loss caused by mastitis for a specific herd based on individual cow's mastitis and daily milk yield data. The present article introduces the linear mixed model which is taken as a basis for calculating the reduction in performance through clinical mastitis. The short and long term decrease in daily milk yield is described by expanding the lactation curve model of Ali and Schaeffer (1987). For calculating the short term drop, the model includes the laps of time in days since the mastitis incident as second-degree polynomial. The coefficients are estimated specifically

for the first respectively every following case of mastitis (class of episode). Classes of episode are also considered calculating the long term decrease by estimating lactation curves without mastitis as well as corresponding to the classes of episode. By integrating the statistic software R (R Development Core Team, 2012) into the processes of the DIT the estimation of the farm specific model parameters is largely automated on the servers of the LKV. Thereby, milk yield can be estimated for every day in milk according to episode number and laps of time since the incident or with no mastitis incident respectively for a particular period of time in a specific dairy herd. The loss resulting from reduced performance due to clinical mastitis is specified by adding up the differences and can serve as a valuable basis for management decisions.

Keywords: lactation curve, losses, linear mixed model, dairy cow, udder health

Einleitung

Euterentzündungen gehören zu den häufigsten Erkrankungen von Milchkühen und verursachen hohe Kosten (Petrovski et al., 2012; van Soest et al., 2011; Winter, 2008). Die finanziellen Aufwendungen für die Eutergesundheit lassen sich als Summe von Verlusten und Ausgaben darstellen. Verluste sind die wegen der Mastitis entgangenen Einnahmen, beispielsweise durch den Milchleistungsrückgang und die nicht lieferbare Milch. Um die Verluste zu reduzieren, sind Ausgaben v. a. für präventive Maßnahmen erforderlich. Da Verluste und Ausgaben zueinander nicht in einem linearen Zusammenhang stehen, existiert für jeden Betrieb ein wirtschaftlich optimales Verhältnis, bei dem die Gesamtkosten minimal sind (McInerney et al., 1992). Maßnahmen zur Verbesserung der Eutergesundheit scheitern oft an der mangelnden Motivation von Landwirten bzw. daran, dass es ihren Beratern (z. B. Tierärzten) nicht gelingt, diese zu wecken (Ruegg, 2012). Die Kenntnis des Ausmaßes der Verluste durch Euterentzündungen kann hierbei als Hilfsmittel dienen (Bareille et al., 2011; Stott, 2011) – v. a. weil sie von den Landwirten meistens unterschätzt werden (Hogeveen et al., 2011). Allerdings muss es sich um die tatsächlichen Zahlen eines Betriebs handeln, da sich die Verluste zwischen verschiedenen Betrieben sehr stark unterscheiden können (Hogeveen et al., 2011; Huijps, 2009; Seegers et al., 2003).

Im Rahmen des vom Freistaat Sachsen geförderten Projekts „Zukunftsforum Veredlungsland Sachsen 2020“ des Sächsischen Landeskontrollverbands e. V. (LKV) wird die Daten- und Informationsplattform „fitness monitoring“ zum Controlling in der Milchproduktion zur „Daten- und Informationsplattform Tier“ (DIT) weiterentwickelt (Sächsischer Landeskontrollverband e. V.; Zoche, 2011). In der DIT werden neben Daten zu Leistung und Management auch Daten zur Tiergesundheit und Ökonomie von Milchviehbetrieben verarbeitet. So entsteht die Möglichkeit, durch Verknüpfung dieser Daten ein Hilfsmittel zur Entscheidungsfindung für Landwirte und Berater zu entwickeln. Dazu gehört die Bestimmung der jährlichen Verluste durch Euterentzündungen je Betrieb – basierend auf den tatsächlichen Erkrankungen und Milchmengen dieser Herde. Die Verluste durch Mastitis setzen sich aus mehreren Einzelpositionen zusammen, wovon nach übereinstimmender Meinung der Autoren mehrerer Übersichtsarbeiten die Verluste durch verminderte Leistung mehr als die Hälfte ausmachen (Hogeveen et al., 2011; Petrovski et al., 2012; Seegers et al., 2003; Winter, 2008). Dabei müssen sowohl

die Auswirkungen klinischer als auch die subklinischer Erkrankungen berücksichtigt werden (vgl. Huijps, 2009). Auf der DIT sollen zunächst die Verluste durch Leistungsminderung infolge klinischer Mastitis präsentiert und anschließend durch die Verluste durch nicht lieferbare Milch ergänzt werden.

Das Ziel der vorliegenden Arbeit war es, ein Verfahren zu entwickeln, das die Schätzung der Leistungsminderung durch klinische Mastitis pro Herde in einem bestimmten Zeitraum ermöglicht. Das diesem Verfahren zugrunde liegende mathematisch-statistische Modell soll die kurz- und langfristigen Auswirkungen einer klinischen Mastitis auf die Milchleistung einer Kuh unter Berücksichtigung des Laktationstages abbilden. Es wurden in jüngerer Zeit einige Modelle zur Darstellung der Auswirkungen von klinischer Mastitis auf die Milchleistung beschrieben (Bar et al., 2008; Gröhn et al., 2004; Hagnestam et al., 2007; Rajala-Schultz et al., 1999; Schukken et al., 2009; Wilson et al., 2004). Diese Modellansätze enthalten sowohl den Laktationsverlauf als auch den Abstand zu einer Mastitis als kategoriale Variablen, was einerseits keine Ermittlung der Milchmenge pro Tag, sondern nur im Mittel über mehrere Tage zulässt, und andererseits bei der Anwendung auf Datensätze mit wenigen Laktationen (Daten nur einer Herde in einem nicht zu langen Zeitraum) problematisch ist, weil dann für jede Kategorie nur wenige Beobachtungen vorliegen. Darüber hinaus berücksichtigen nur die Modelle von Bar et al. (2008) und Schukken et al. (2009) wiederholte Fälle klinischer Mastitis. Keines dieser Modelle eignet sich folglich für den Einsatz mit der oben beschriebenen Zielstellung. Daraus ergab sich die Notwendigkeit, ein statistisches Modell zur Beschreibung der Auswirkungen klinischer Mastitis auf die Laktationsleistung im Merkmal Milchmenge zu entwickeln, das den folgenden Anforderungen genügt:

- herdenspezifische Abbildung der Auswirkungen von Mastitis,
- Berücksichtigung der Merkmalsdynamik im Laktationsverlauf,
- Beachtung mehrerer Erkrankungsfälle in einer Laktation.

Material und Methoden

Hard- und Software

Sämtliche Arbeiten wurden auf einem Computer mit zwei Intel® Xeon® Prozessoren mit 2,67 bzw. 2,66 GHz (Intel Corporation, USA), 8 GB Arbeitsspeicher und

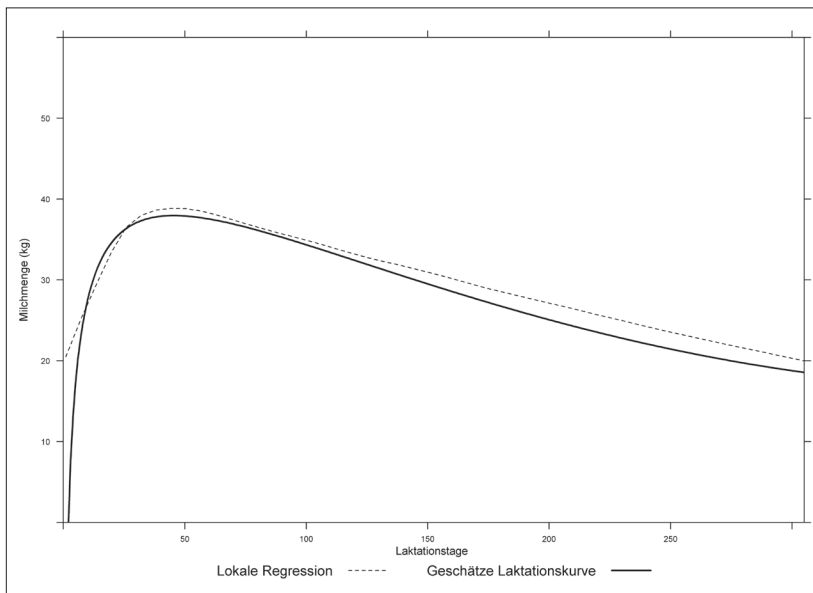


ABBILDUNG 1: Trendkurve (ermittelt durch lokale Regression mit Glättungsparameter = 0,3) und geschätzte Laktationskurve (Beispiel von Herde L).

dem Betriebssystem Windows 7® in der 64 Bit-Version (Microsoft Corporation, USA) durchgeführt. Die Vorbereitung der Daten, die Entwicklung des Modells und die Parameterschätzung erfolgten vollständig mit dem Programm R (R Development Core Team, 2012) in der Version 2.14.2. Zum Export der erforderlichen Daten aus den Datenbanken der Herdenmanagementprogramme wurde das Paket `foreign` 0.8-49 verwendet. Das Paket `latticeExtra` 0.6-19 diente zur Erstellung der Grafiken und `lme4` 0.999375-42 zur Bereitstellung der Schätzwerte für das lineare gemischte Modell.

Verwendete Daten

Die betrieblichen Aufzeichnungen vom 01. August 2010 bis 31. Juli 2012 von zwölf Pilotbetrieben des Projekts „Zukunftsforum Veredlungsland Sachsen 2020“ (Sächsischer Landeskontrollverband e. V.; Zoche, 2011) bildeten die Grundlage zur Erstellung des Modells, mit dem die Verluste durch Leistungsminderungen infolge klinischer Mastitis ermittelt werden können. Dabei handelt es sich um Milchkuhherden aus Sachsen der Rasse Holstein-Friesian. Es wurden nur solche Herden aufgenommen, die auch von erkrankten Kühen die Milchmenge bei jeder Melkung im Melkstand erfassen und im Herdenmanagementprogramm speichern. Eine klinische Mastitis ist definiert als das Auftreten von veränderter Milch und/oder Entzündungszeichen (Wärme, Schwellung, Schmerzhaftigkeit) an einem oder mehreren Eutervierteln einer Kuh (Kelton et al., 1998). Euterentzündungen wurden vom Melkpersonal während des Melkens erkannt und im Herdenmanagementprogramm dokumentiert. In der Regel wurde für jeden Tag, an dem die Symptome vorlagen – mindestens aber für jeden Tag, an dem eine Kuh behandelt wurde, ein Eintrag erstellt. Die Daten zu den Gemelken und den klinischen Euterentzündungen jeder Kuh wurden direkt aus den Herdenmanagementprogrammen der Betriebe über-

nommen. Da nicht alle Betriebe die Angabe des jeweils betroffenen Euterviertels so speicherten, dass eine Verarbeitung möglich war, wurde zur Definition eines Mastitisfalles an Stelle des Euterviertels auf die Kuh ausgewichen. Dabei wurden alle Einträge über Euterentzündungen dem vorangegangenen Fall zugeordnet, wenn in den vorherigen acht Tagen bei derselben Kuh schon eine Mastitis dokumentiert war (vgl. Kelton et al., 1998).

Die Daten aller Herden wurden in einer Tabelle mit einer Zeile für jeden Laktationstag jeder Kuh im untersuchten Zeitraum und folgenden Spalten zusammengefasst (Datensatz A): Herde, Kuh, Laktationsnummer, Laktationstag, Datum, Tagesgemelk (Summe aller Gemelke pro Kuh und Tag), Nummer des Mastitisfalles in dieser Laktation, Abstand in Tagen zum nächstgelegenen vorangegangenen oder folgenden Mastitisfall in dieser Laktation. Pro Laktation wurden nur die ersten 305 Tage berücksichtigt. Dieser Datensatz enthielt 1 197 201 Beobachtungen zu insgesamt 6738 Laktationen (Tab. 1).

Zunächst erfolgte eine Eliminierung von Ausreißern der Tagesgemelke, indem für die wiederholten Beobachtungen pro Laktation einer Kuh eine Residuenanalyse durchgeführt wurde. Bezeichnet $y(t)$ die Leistung einer Kuh am Laktationstag t , wurde hierfür das folgende Modell zur Beschreibung der Laktationskurve unterstellt:

$$(1) \underline{y}(t) = \sum_{r=0}^4 \beta_r \cdot x_r(t) + \underline{e} \text{ mit } \text{Var}(\underline{e}) = \sigma_e^2$$

$y(t)$ = Tagesgemelk einer Kuh am Laktationstag t
 β_r = feste Regressionskoeffizienten zur Modellierung der Laktationskurve

$$\begin{aligned} x_0(t) &= 1 \\ x_1(t) &= t/t_{\max} \\ x_2(t) &= x_1(t)^2 \\ x_3(t) &= \ln(t_{\max}/t) \\ x_4(t) &= x_3(t)^2 \end{aligned}$$

Die Kovariablen in (1) entsprechen dem Vorschlag von Ali und Schaeffer (1987) mit $t_{\max} = 305$.

Für jede Kuh und Laktation wurden die Regressionskoeffizienten und die Restvarianz im Modell (1) separat geschätzt. Eine Beobachtung zu Laktationstag t wurde eliminiert, falls für das entsprechende studentisierte Residuum $e_s(t)$ im Vergleich zum t-Quantil galt:

$$(2) \underline{y}(t) = \sum_{r=0}^4 \beta_r \cdot x_r(t) + \underline{e}$$

mit
 N = Anzahl der Beobachtungen pro Kuh und Laktation,
 p = Anzahl der Modellparameter,
 $\alpha = 0,05$.

Gemäß Formel (2) wurden nur Tagesgemelke mit extremen Residuen in positiver Richtung eliminiert. Leistungen mit Abweichungen in negativer Richtung wurden behalten, um die Auswirkungen der Erkrankungen nicht auszuschalten. Anschließend wurden

TABELLE 1: Anzahl untersuchter Laktationen pro Herde

Herde	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	Summe
Laktationen	459	476	407	1178	275	349	480	1267	385	785	361	316	6738

Laktationen mit weniger als 20 dokumentierten Tagesgemelken ausgeschlossen. Danach waren lediglich von vier Kühen noch Daten zu zwei Laktationen vorhanden, bei ihnen wurde jeweils die Laktation mit den meisten dokumentierten Tagesgemelken verwendet, sodass die Variable zur Identifikation einer Kuh gleichzeitig eine bestimmte Laktation identifiziert. Auf diese Weise war es nicht notwendig, einen Index für die Laktationsnummer innerhalb jeder Kuh in das Modell aufzunehmen. Die Tabelle zur Modellentwicklung (Datensatz B) enthielt schließlich 885 845 Zeilen.

Modellentwicklung

Das Vorgehen zur Modellentwicklung entspricht dem Vorschlag von Mielenz et al. (2006) und Spilke et al. (2009). Um die Entwicklung der Milchleistung im Laktationsverlauf zu berücksichtigen, wurde das Laktationskurvenmodell von Ali und Schaeffer (1987) als Grundlage gewählt. Es hatte sich innerhalb der linearen gemischten Modelle zur Abbildung von Laktationskurven als Vorzugsmo- dell erwiesen (Ammon, 2008) und liefert mindestens so exakte Vorhersagen wie das nichtlineare Modell von Wood (1967) (Ali und Schaeffer, 1987). Die Untersuchungen erfolgten auch deshalb innerhalb der linearen Modelle, da eine Erweiterung nichtlinearer Modelle um weitere feste und zufällige Modelleffekte, wie für die vorliegende Anwendung zur Abbildung der kurz- und langfristigen Auswirkungen klinischer Mastitis auf die Milchleistung erforderlich, zu massiven programm- und rechentechnischen Schwierigkeiten führt. Im Rahmen der Modellentwicklung wurden die ermittelten Laktationskurven mit Trendkurven, erstellt durch lokale Regression aus den Beobachtungen, verglichen (Abb. 1). Das ermöglicht eine Einschätzung, inwieweit die Dynamik der Daten durch die geschätzte Funktion abgebildet wird. Die Residuen der Laktationskurven wurden nach dem minimalen Abstand zu einer Mastitis dargestellt, um grafisch den Einfluss weiterer Variablen (Fallnummer, Laktationsnummer) auf die Leistungsminderung zu untersuchen (Abb. 2) und Entwürfe für die um diese Effekte erweiterte Erwartungswertstruktur zu entwickeln. Anschließend erfolgte eine vorläufige Parameterschätzung für die Entwürfe als lineare Modelle nach der Methode der kleinsten Quadrate (KQ) (Fahrmeir et al., 2009). Das verwendete Modell wurde aus den Entwürfen nach dem Prinzip der analytischen Kriterien (Akaike, 1969; Schwarz, 1978) ausgewählt. Insbesondere das von Akaike (1969) vorgeschlagene Kriterium und bei kleinem Stichprobenumfang die von Hurvich und Tsai (1989) korrigierte Form haben sich bei Überprüfung durch Monte-Carlo-Simulation (Spilke und Mielenz, 2006) als vorteilhaft erwiesen. Nach Akaike's Information Criterion (AIC) ist das Modell zu bevorzugen, das bei möglichst geringer Modellkomplexität zu einer guten Modellanpassung führt. Neben der Berechnung der analytischen Kriterien erfolgte eine grafische Residuenanalyse bezüglich des Trends der Residuen und Übereinstimmung der Verteilung der beobachteten Residuen mit der Normalverteilungsannahme. Wie Abbildung 3 zeigt, weisen die KQ-Residuen keinen systematischen Trend auf. Allerdings sieht man eine leichte systematische

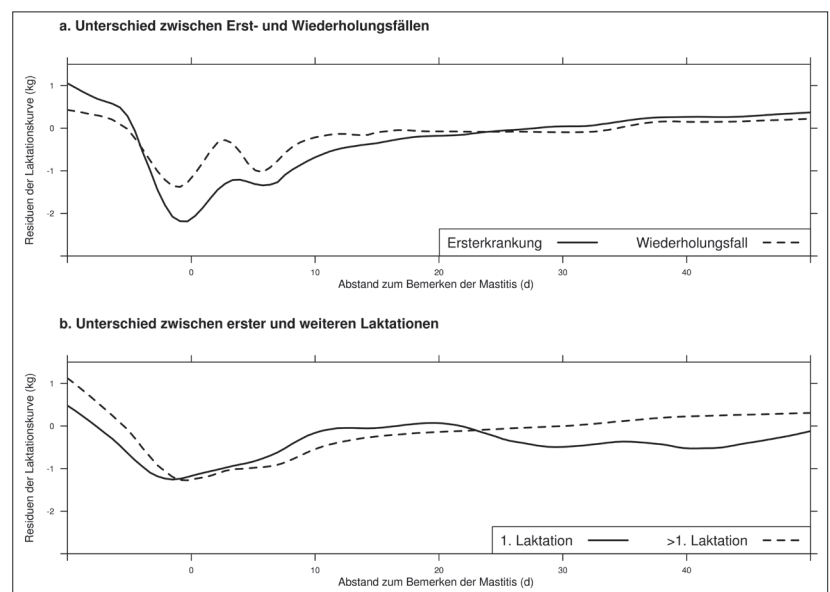


ABBILDUNG 2: Einfluss klinischer Mastitis auf die Residuen der Laktationskurve (a.: Glättungsparameter = 0,1; b.: Glättungsparameter = 0,2).

Abnahme der KQ-Residuen mit zunehmenden Laktationstagen. Die Beobachtungen sind nicht unabhängig voneinander, weil es sich um wiederholte Messungen bei den gleichen Kühen handelt. Es ist davon auszugehen, dass sich die Milchmengen einer Kuh weniger unterscheiden als von denjenigen einer anderen Kuh unterscheiden. Außerdem ist es sehr wahrscheinlich, dass die tägliche Milchmenge einer Kuh nicht nur vom Laktationstag und dem Abstand zu einer Mastitis abhängt, sondern weitere Faktoren (z. B. Futter oder Wetter) eine Rolle spielen, die sich im Zeitverlauf ändern können und die nicht beobachtet wurden. Durch die entsprechende Modellierung der Kovarianzstruktur wurden deshalb der Einfluss des Testtages (für die unbeobachteten Umweltunterschiede zwischen den untersuchten Tagen) und des Einzeltiers (für die Unterschiede zwischen den Tieren und der Beachtung wiederholter Leistungsmessungen je Tier) berücksichtigt. Die Wahl der Kovarianzstruktur erfolgte ebenfalls nach AIC. Die Residuen des endgültigen Modells wurden wie oben beschrieben grafisch untersucht. Sie weisen eine akzeptable Übereinstimmung mit der Normalverteilung auf.

TABELLE 2: Geschätzte 305-Tage-Leistungen (Beispiel mit Mastitis am 50. Laktationstag)

Herde	Milchmenge ohne Mastitis (kg)	Milchmenge mit Mastitis (kg)	Verlust	
			(kg)	(%)
A	9382,0	8638,6	743,4	7,9
B	11 415,0	10 908,2	506,8	4,4
C	10 259,9	8313,6	1946,3	19,0
D	9834,7	9159,8	674,9	6,9
E	11 194,1	10 585,0	609,1	5,4
F	9262,6	8640,2	622,4	6,7
G	10 856,9	10 475,1	381,8	3,5
H	11 706,0	11 380,0	326,0	2,8
I	8773,5	8217,2	556,3	6,3
J	10 104,7	9681,1	423,6	4,2
K	8958,3	8099,4	858,9	9,6
L	8887,5	8241,2	646,2	7,3

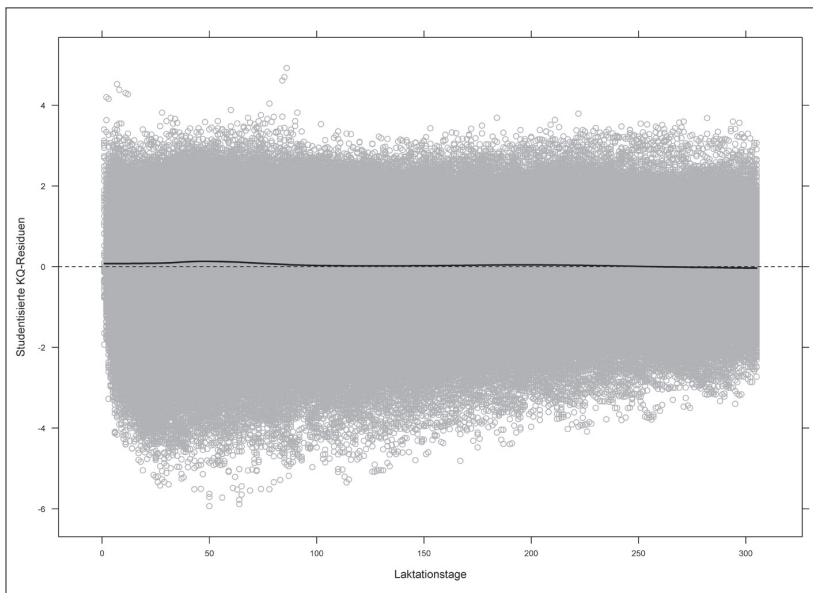


ABBILDUNG 3: Studentisierte KQ-Residuen mit Trendkurve (Glättungsparameter = 0,2).

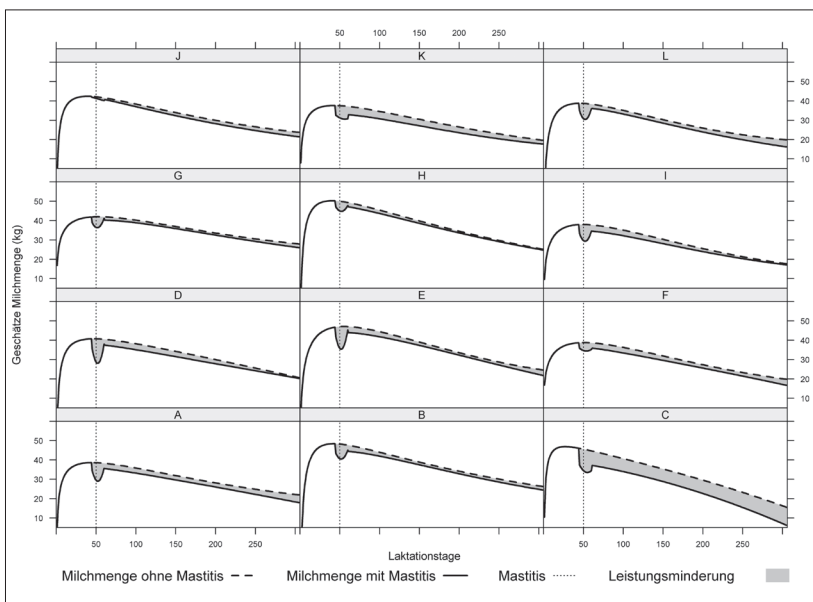


ABBILDUNG 4: Darstellung der Leistungsminderung (Beispiel mit Mastitis am 50. Laktationstag) in allen untersuchten Herden A–L.

TABELLE 3: Geschätzte 305-Tage-Leistungen (Beispiel mit Mastitis am 10., 50. und 150. Laktationstag)

Herde	Milchmenge ohne Mastitis (kg)	Milchmenge mit Mastitis (kg)	Verlust	
			(kg)	(%)
A	9382,0	7945,0	1437,0	15,3
B	11 415,0	10 508,7	906,3	7,9
C	10 259,9	6509,2	3750,7	36,6
D	9834,7	8277,9	1556,8	15,8
E	11 194,1	10 054,4	1139,7	10,2
F	9262,6	8489,5	773,1	8,3
G	10 856,9	9857,5	999,4	9,2
H	11 706,0	10 699,7	1006,3	8,6
I	8773,5	7459,2	1314,3	15,0
J	10 104,7	9645,5	459,2	4,5
K	8958,3	7341,2	1617,1	18,1
L	8887,5	7403,3	1484,2	16,7

Bestimmung der Leistungen und Verluste pro Herde

Für jeden Laktationstag im Untersuchungszeitraum wurden die Milchmengen sowohl ohne Mastitis als auch mit Mastitis entsprechend der Fallnummer und dem Abstand zum Fall mit dem ermittelten Modell geschätzt. Die benötigten Angaben wurden dem ursprünglichen Datensatz A entnommen. So konnte für alle untersuchten Laktationen die Leistungsminderung durch klinische Mastitis in Abhängigkeit von der Herde, der Anzahl klinischer Fälle und der Laktationstage, an denen die Fälle auftraten, ermittelt werden (vgl. Beispiele in Abb. 4 und Tab. 2 sowie in Abb. 5 und Tab. 3). Die relativen Verluste pro Laktation mit Mastitis sind das Verhältnis der Differenz der Leistungen ohne und mit Mastitis zur Leistung ohne Mastitis.

Zur Bestimmung der gesamten Milchverluste durch die Leistungsminderung infolge klinischer Mastitis im Untersuchungszeitraum für jede Herde wurden die geschätzten Leistungen pro Laktationstag ohne und mit Mastitis jeweils addiert. Die absoluten und relativen Verluste ergaben sich dann entsprechend der Berechnung pro Laktation.

Ergebnisse

Identifiziertes Modell

Die Leistungsminderungen durch klinische Mastitis werden quantitativ abgebildet. Dabei fungiert der Abstand zum dokumentierten Erkrankungsfall in Tagen bzw. davon abgeleitete Polynome als Kovariable. Die Fallklasse wurde als Variable aufgenommen, um einerseits den unterschiedlichen Einfluss von Erst- und Wiederholungsfällen und andererseits die in der grafischen Analyse beobachtete langanhaltende Leistungsdepression nach einer klinischen Mastitis zu berücksichtigen. Sie ist „0“ in Laktationen ohne Mastitis und bis zum sechsten Tag vor der ersten Mastitis, „1“ bis zum sechsten Tag vor der zweiten Mastitis und „2+“ danach. Wegen der geringen Besetzungszahl pro Herde wurden alle Beobachtungen ab der zweiten Mastitis zu Fallklasse „2+“ zusammengefasst.

Nach der beschriebenen Vorgehensweise ergab sich das angeführte Auswertungsmodell (3).

Sei $y_{hidf}(t)$ eine Beobachtung von Kuh i in Herde h zugehörig der Fallklasse f am Testtag d zu Laktationstag t . Für die zugehörige Zufallsvariable $y_{hidf}(t)$, als deren Realisierungen die Beobachtungen aufgefasst werden, wird folgendes Modell verwendet:

$$(3) \quad y_{hidf}(t) = \sum_{r=0}^4 \beta_{rhf} \cdot x_r(t) + \sum_{s=1}^2 \gamma_{shf} \cdot z_s(t) + IT_{hd} + K_{hi} + e_{hidf}$$

β_{rhf} = feste Regressionskoeffizienten zur Modellierung der Laktationskurve von Fallklasse f in Herde h

$x_r(t)$ = Kovariablen zur Modellierung der Laktationskurve entsprechend (1)

γ_{shf} = feste Regressionskoeffizienten zur Modellierung der kurzfristigen Abweichungen durch eine Mastitis der Fallklasse f in Herde h

\mathbb{T}_{hd} = zufälliger Effekt des Testtags d in Herde h
 \mathbb{K}_{hi} = zufälliger Effekt der Kuh i in Herde h
 Für die Kovariablen $z_s(t)$ gilt:

$$z_1(t) = \begin{cases} a + 6, & \text{falls } -5 \leq a \leq 10 \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} \quad \text{und } z_2(t) = z_1(t)^2.$$

Hierbei ist a der Abstand zwischen Laktationstag t und der nächsten Mastitis in Tagen.

Modell (3) entspricht einem sogenannten fixed regression model. Damit wurde eine vergleichsweise einfache Kovarianzstruktur gewählt. So führen die zufälligen Effekte Kuh, Testtag und Rest zu einer konstanten Varianz im Verlauf der Laktation, wenngleich Abbildung 3 zeigt, dass eine leichte Abnahme der Variabilität der Residuen vorliegt. Diese Dynamik kann durch eine weitere Spezifikation der zufälligen Effekte berücksichtigt werden, beispielsweise durch den Übergang zu einem random regression model und durch die Modellierung heterogener Restvarianzen. Auf eine solche Modellerweiterung wurde aber verzichtet, da bei einem Teil der untersuchten Herden dann Konvergenzprobleme auftraten. Eine derartige Modellerweiterung wirkt sich insbesondere auf die Standardfehler der Schätzungen aus, was für Inferenzaussagen (Konfidenzintervalle, statistische Tests) sehr bedeutsam ist, die hier aber nicht im Vordergrund stehen.

Häufigkeiten von Euterentzündungen in den untersuchten Herden

Im Mittel der untersuchten Herden war mehr als jede dritte Laktation von mindestens einer Mastitis betroffen. Zwischen den Herden schwankte die Laktationsinzidenz (Anteil der Laktationen mit einer Erkrankung an den untersuchten Laktationen; Kelton et al., 1998) um über 100 % von knapp 21 % bis über 53 %. In durchschnittlich 36,70 % der Laktationen mit Mastitis gab es wiederum mehr als einen Erkrankungsfall (Tab. 4). Abbildung 6 zeigt die Verteilung klinischer Mastitis nach Laktationstagen. Die meisten Ersterkrankungen traten in den ersten 30 Laktationstagen auf, wobei diese Spitze je nach Herde unterschiedlich deutlich ausgeprägt war. Bei den Wiederholungsfällen existierte kein so deutliches Maximum, lediglich eine leichte Häufung zwischen 50. und 180. Laktationstag.

Leistungsminderung und Milchverluste pro Herde

Eine klinische Mastitis führt schon Tage bevor sie bemerkt wird zu einem deutlichen Absinken der Milchleistung mit einem Tiefpunkt zwei bis drei Tage vor dem Sichtbarwerden. Anschließend steigt die tägliche Milchmenge schnell wieder an. Etwa zehn Tage nachdem die Erkrankung bemerkt wurde, stabilisiert sich die Leistung wieder. Verglichen mit dem Leistungsniveau vor der Mastitis ist das Leistungsniveau nach einer

Mastitis stets geringer. Weitere Erkrankungsfälle führen wieder zu einem deutlichen kurzfristigen Leistungsrückgang und senken das Leistungsniveau langfristig noch weiter (Abb. 2). Das anhaltend verringerte Leistungsniveau führt im Verlauf der Laktation zu deutlich höheren Verlusten als der kurzfristige Leistungsrückgang (vgl. Abb. 4 und Abb. 5). Die Höhe der Verluste in einer Laktation mit klinischer Mastitis hängt also – neben der Anzahl an Fällen und der Ausprägung des kurzfristigen

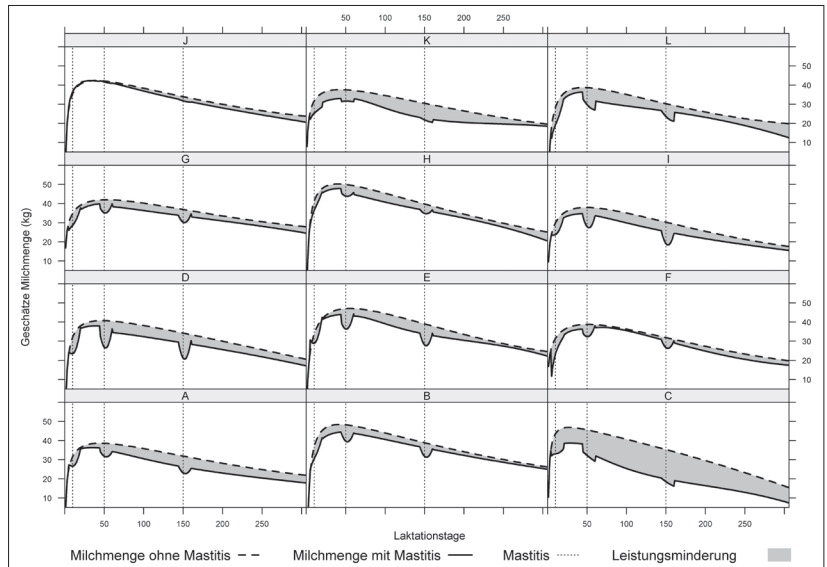


ABBILDUNG 5: Darstellung der Leistungsminderung (Beispiel mit Mastitis am 10., 50. und 150. Laktationstag) in allen untersuchten Herden A–L.

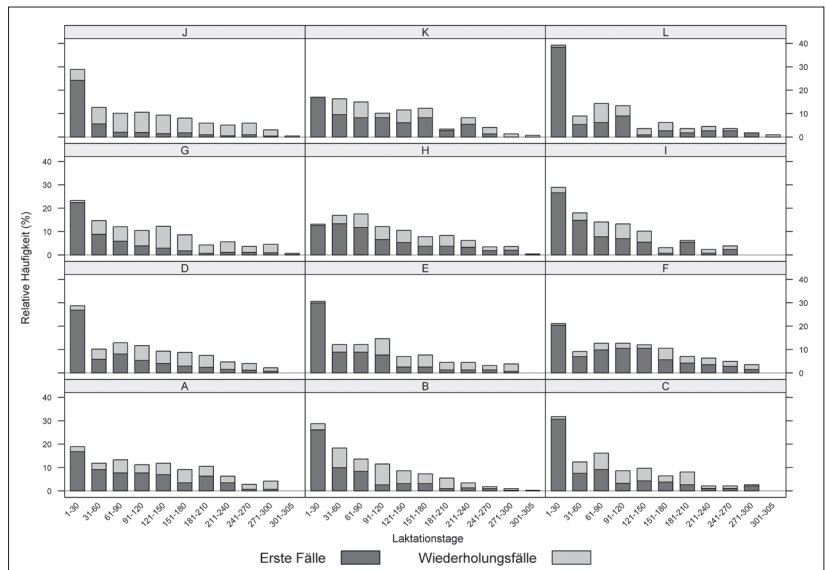


ABBILDUNG 6: Verteilung klinischer Mastitis nach Laktationstagen in allen untersuchten Herden A–L.

TABELLE 4: Häufigkeiten von Euterentzündungen (^aAnteil der Laktationen mit Wiederholungsfällen an den Laktationen mit Mastitis)

Herde	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L
Laktationsinzidenz (%)	20,70	48,74	30,96	41,51	39,27	30,95	51,04	33,54	23,90	53,50	28,25	25,32
Laktationen mit Wiederholungsfällen ^a (%)	40,00	45,26	34,13	39,47	33,33	21,30	51,84	33,41	27,17	58,81	29,41	26,25

Leistungseinbruchs – entscheidend vom Zeitpunkt der Erkrankungen ab. Wie die Beispiele in den Abbildungen 4 und 5 zeigen, sind sowohl der kurzfristige Leistungseinbruch als auch die langfristige Reduktion stark von der jeweiligen Herde abhängig. Pro Laktation (305 Tage) mit mindestens einer Mastitis verloren die untersuchten Betriebe 2,2–11,5 % (durchschnittlich 4,85 %) der ohne Mastitis erwarteten Milchmenge (Tab. 5). Bezogen auf die gesamte erwartete Milchmenge der Herden nach Datensatz A betragen die relativen Verluste 1,0–6,0 % (Mittelwert: 2,79 %; Tab. 6).

Diskussion

Wie Wilson et al. (2004) diskutieren, ist die Verwendung betrieblicher Aufzeichnungen über klinische Mastitis als Grundlage von Verlustberechnungen nicht unproblematisch. Die Wahrscheinlichkeit der Entdeckung einer erkrankten Kuh hängt von den Fähigkeiten des Personals und dem Aufwand (z. B. für technische Hilfsmittel wie die Messung der elektrischen Leitfähigkeit der Milch), den der Betrieb betreibt, ab. Unterschiede in der Erkennung und Dokumentation der Erkrankungen zwischen den Betrieben können selbst bei geschultem Personal nicht ganz ausgeschlossen werden. Allerdings kommen Untersuchungen aus den Niederlanden (Lam et al., 1993) und den Vereinigten Staaten von Amerika (Parker Gaddis et al., 2012) zum Schluss, dass die Aufzeichnungen von Landwirten über klinische Erkrankungen für epidemiologische Analysen genutzt werden können. Zwald et al. (2006) beschreiben ihre Eignung zur Schätzung von Zuchtwerten für Gesundheitsmerkmale. Die Laktationsinzidenzen klinischer Mastitis der von uns untersuchten Herden (Tab. 4) liegen z. T. deutlich über den in anderen Artikeln beschriebenen Inzidenzen von 6,3–28,8 % (Bar et al., 2008; Hagnestam et al., 2007; Rajala-Schultz et al., 1999; Wilson et al., 2004), und im oberen Bereich der von Kelton et al. (1998) recherchierten Inzidenzen von 1,7–54,6 %, sodass die Befürchtung von Parker Gaddis et al. (2012), Landwirte dokumentierten eher weniger Erkrankungen, hier nicht zuzutreffen zu scheint.

Der Vorsatz, ein gemischtes lineares Modell zu entwickeln, dessen Parameter auf der Grundlage von Daten

jeweils einer Herde über einen nicht zu langen Zeitraum geschätzt werden sollen, führt zwangsläufig zu gewissen Einschränkungen. Andere Erkrankungen haben wahrscheinlich einen Einfluss auf den Leistungsrückgang und werden in anderen Modellen als Confounder berücksichtigt (Bar et al., 2008; Gröhn et al., 2004; Hagnestam et al., 2007; Schukken et al., 2009; Wilson et al., 2004) bzw. werden Laktationen mit anderen Erkrankungen ausgeschlossen (Rajala-Schultz et al., 1999). Sie mussten von uns wegen der geringen Beobachtungszahl pro Herde ignoriert werden. Entsprechendes gilt für den Einfluss der Laktationsnummer. Die Form der Laktationskurve erstlaktierender Kühe unterscheidet sich deutlich von derjenigen älterer Kühe (Huth et al., 1995; Siebert und Pallauf, 2010; Stanton et al., 1992). Darüber hinaus hat die Laktationsnummer möglicherweise Einfluss auf den Leistungsrückgang durch klinische Mastitis (Abb. 2, unten). Der Effekt der Laktationsnummer konnte aber nicht modelliert werden, weil pro Herde, Fallklasse und Laktationsnummer zu wenige Beobachtungen verfügbar waren. Trotz dieser Besonderheiten kommen wir zu ähnlichen Ergebnissen wie andere Autoren. Die von uns beobachtete Form der Abweichungen von der erwarteten Laktationskurve ist mit den von anderen Autoren berichteten Abweichungen vergleichbar (vgl. Bar et al., 2008; Hagnestam et al., 2007; Wilson et al., 2004). Bezogen auf eine Laktation mit 305 Tagen und einer Mastitis am 50. Laktationstag liefert das von uns entwickelte Modell mit mittleren Verlusten von 691,3 kg bzw. 7,0 % Ergebnisse, die sehr gut mit denen von Wilson et al. (2004; 600 kg) und Hagnestam et al. (2007; 0–902 kg bzw. 0–11 %) übereinstimmen. Lediglich der Wert von Herde C übersteigt mit 19 % den von Hagnestam et al. (2007) beschriebenen Bereich deutlich. Unsere Schätzungen liegen damit über den Werten, die Seegers et al. (2003) aus der Zusammenfassung mehrerer Veröffentlichungen ableiten. Sie geben für eine sogenannte „Durchschnittsmastitis“ im zweiten Laktationsmonat bei Holstein-Friesian-Kühen einen Verlust von 375 kg bzw. 5 % über 305 Tage an. Allerdings räumen sie ein, dass die Verluste erstens sehr variabel sind und zweitens ihre Angabe den Durchschnitt wahrscheinlich unterschätzt.

Die dargestellten Ergebnisse zeigen, dass das vorgestellte Modell sich zum Einsatz in der DIT eignet, um damit auf Grundlage der jeweiligen Einzeltierdaten betriebsspezifisch die Milchverluste durch die Leistungsminderung infolge klinischer Mastitis zu ermitteln. Da R im Microsoft.NET®-Framework verfügbar ist („R.NET“), kann es direkt in die Prozesse der DIT eingebunden werden.

Die Kenntnis der Höhe der Verluste durch Eutererkrankungen für eine bestimmte Milchkuhherde bietet bestandsbetreuenden Tierarztpraxen und anderen Beratern die Möglichkeit, sehr viel konkreter als bisher mit Landwirten über den zu erwartenden Gewinn durch Verbesserung der Eutergesundheit zu diskutieren. Den Milchviehhaltern wiederum hilft dieses Wissen bei der Entscheidung über zusätzliche Ausgaben für präventive Maßnahmen. Gerade der Vergleich der relativen Verluste bezogen auf die gesamte Milchmenge mit den besten

Herden verdeutlicht das Potenzial, das viele Herden durch die Verbesserung der Eutergesundheit haben.

TABELLE 5: Durchschnittliche Leistungsminderung pro Laktation (305 Tage) mit Mastitis

Herde	Milchmenge ohne Mastitis (kg)	Milchmenge mit Mastitis (kg)	Verlust	
			(kg)	(%)
A	9382,0	8830,4	551,6	5,9
B	11 415,0	11 026,1	388,9	3,4
C	10 259,9	9080,6	1179,3	11,5
D	9834,7	9231,6	603,1	6,1
E	11 194,1	10 811,5	382,6	3,4
F	9262,6	8986,2	276,4	3,0
G	10 856,9	10 522,5	334,4	3,1
H	11 706,0	11 445,2	260,8	2,2
I	8773,5	8322,6	450,9	5,1
J	10 104,7	9831,1	273,6	2,7
K	8958,3	8400,0	558,3	6,2
L	8887,5	8392,2	495,3	5,6

TABELLE 6: Relative Milchverluste durch Leistungsminderung bezogen auf die gesamte erwartete Milchmenge nach Datensatz A

Herde	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L
Relative Verluste (%)	2,2	3,0	6,0	4,5	2,6	1,4	2,9	1,0	2,1	2,5	2,9	2,4

Conflict of interest

Die Autoren waren im Rahmen des Projekts „Zukunftsforum Veredlungsland Sachsen 2020“ an der Entwicklung der DIT beteiligt. Sie besitzen aber weder Rechte an der DIT noch erhalten sie Einnahmen aus dem Betrieb des Programms.

Literatur

- Akaike H (1969):** Fitting autoregressive models for prediction. *Ann Inst Stat Math* 21: 243–247.
- Ali T, Schaeffer L (1987):** Accounting for covariances among test day milk yields in dairy cows. *Can J Anim Sci* 67: 637–644.
- Ammon C (2008):** Mathematisch-statistische Modellierung und Evaluierung von Vorhersagefunktionen zur sicheren Identifizierung tierindividueller Leistungsabweichungen beim Milchrind. Halle, Martin-Luther-Univ., Naturwiss. Fak. III, Diss.
- Bar D, Gröhn Y, Bennett G, Gonzalez R, Hertl J, Schulte H, Tauer L, Welcome F, Schukken Y (2008):** Effects of repeated episodes of generic clinical mastitis on mortality and culling in dairy cows. *J Dairy Sci* 91: 2196–2204.
- Bareille N, Roussel P, Serieys F, Frappat B, Seegers H (2011):** Ex-ante assessment of profitability of a new control plan for mastitis as a motivation tool for dairy farmers. *Udder health and communication, Wageningen 2011*, 207–212.
- Fahrmeir L, Kneib T, Lang S (2009):** Regression – Modelle, Methoden und Anwendungen. Springer, 2. Aufl., Heidelberg.
- Gröhn Y, Wilson D, Gonzalez R, Hertl J, Schulte H, Bennett G, Schukken Y (2004):** Effect of pathogen-specific clinical mastitis on milk yield in dairy cows. *J Dairy Sci* 87: 3358–3374.
- Hagnestam C, Emanuelson U, Berglund B (2007):** Yield losses associated with clinical mastitis occurring in different weeks of lactation. *J Dairy Sci* 90: 2260–2270.
- Hogeveen H, Huijps K, Lam T (2011):** Economic aspects of mastitis: New developments. *N Z Vet J* 59: 16–23.
- Huijps K (2009):** Economic decisions in mastitis management. Utrecht, Utrecht University, Fac. of Vet. Med., Diss.
- Hurvich C, Tsai C (1989):** Regression and time series model selection in small samples. *Biometrika* 76: 297–307.
- Huth F, Schutzbar W, Smidt D (1995):** Die Laktation des Rindes: Analyse, Einfluss, Korrektur. E. Ulmer, Stuttgart.
- Kelton D, Lissemore K, Martin R (1998):** Recommendations for recording and calculating the incidence of selected clinical diseases of dairy cattle. *J Dairy Sci* 81: 2502–2509.
- Lam T, Schukken Y, Grommers F, Smit J, Brand A (1993):** Within-herd and between-herd variation in diagnosis of clinical mastitis in cattle. *J Am Vet Med Assoc* 202: 938–942.
- McInerney J, Howe K, Schepers J (1992):** A framework for the economic analysis of disease in farm livestock. *Prev Vet Med* 13: 137–154.
- Mielenz N, Spilke J, Krejcova H, Schüler L (2006):** Statistical analysis of test-day milk yields using random regression models for the comparison of feeding groups during the lactation period. In: *Arch Anim Nutr* 60: 341–357.
- Parker Gaddis K, Cole J, Clay J, Maltecca C (2012):** Incidence validation and relationship analysis of producer-recorded health event data from on-farm computer systems in the United States. *J Dairy Sci* 95: 5422–5435.
- Petrovski K, Trajcev M, Buneski G (2012):** A review of the factors affecting the costs of bovine mastitis: review article. In: *J S Afr Vet Assoc* 77: 52–60.
- R Development Core Team (2012):** R: A language and environment for statistical computing. Foundation for Statistical Computing, Wien.
- Rajala-Schultz P, Gröhn Y, McCulloch C, Guard C (1999):** Effects of clinical mastitis on milk yield in dairy cows. *J Dairy Sci* 82: 1213–1220.
- Ruegg P (2012):** New perspectives in udder health management. *Vet Clin North Am Food Anim Pract* 28: 149–163.
- Sächsischer Landeskontrollverband e. V.:** Veredlungsland Sachsen 2020. <http://www.veredlungsland.de/index.php?id=108>, abgerufen 05.11.2012.
- Schukken Y, Hertl J, Bar D, Bennett G, Gonzalez R, Rauch B, Santisteban C, Schulte H, Tauer L et al. (2009):** Effects of repeated gram-positive and gram-negative clinical mastitis episodes on milk yield loss in Holstein dairy cows. *J Dairy Sci* 92: 3091–3105.
- Schwarz G (1978):** Estimating the dimension of a model. *Ann Stat* 6: 461–464.
- Seegers H, Fourichon C, Beaudeau F (2003):** Production effects related to mastitis and mastitis economics in dairy cattle herds. *Vet Res* 34: 475–491.
- Siebert F, Pallauf J (2010):** Analyse von Ergebnissen der Milchleistungsprüfung in Hessen im Hinblick auf ein Ketoserisiko. *Züchtungskunde* 82: 112–122.
- Van Soest F, Huijps K, Dohmen W, Olde Riekerink R, Santman-Berends I, Sampimon O, Lam T, Hogeveen H (2011):** Costs and benefits of mastitis management measures on individual dairy farms. *Udder health and communication, Wageningen 2011*, 213–220.
- Spilke J, Mielenz N (2006):** Vergleich von Kriterien zur Modellwahl bei der multiplen linearen Regression. *Statistik und Datenanalyse mit SAS®*, Proceedings der 10. Konferenz der SAS®-Anwender in Forschung und Entwicklung, Hamburg 2006, 215–223.
- Spilke J, Mielenz N, Krause S, Schüler L (2009):** Statistical modeling for growth data in linear mixed models – Implications derived from an example of a population comparison of Golden Hamsters. *Arch Tierz* 52: 85–100.
- Stanton T, Jones L, Everett R, Kachman S (1992):** Estimating milk, fat, and protein lactation curves with a test day model. *J Dairy Sci* 75: 1691–1700.
- Stott A (2011):** The role of economics in motivating farmers to improve udder health. *Udder health and communication, Wageningen 2011*, 43–53.
- Wilson D, Gonzalez R, Hertl J, Schulte H, Bennett G, Schukken Y, Gröhn Y (2004):** Effect of clinical mastitis on the lactation curve: a mixed model estimation using daily milk weights. *J Dairy Sci* 87: 2073–2084.
- Winter P (2008):** Praktischer Leitfaden Mastitis: Vorgehen beim Einzeltier und im Bestand. Parey bei MVS, Stuttgart.
- Wood P (1967):** Algebraic model of the lactation curve in cattle. *Nature* 216: 164–165.
- Zoche V (2011):** fm-Milch – ein Monitoringinstrument für Milcherzeugerbetriebe. *International Conference: Prophylaxis of herd and production diseases, Leipzig 2011*, 61–62.
- Zwald N, Weigel K, Chang Y, Welpel R, Clay J (2006):** Genetic analysis of clinical mastitis data from on-farm management software using threshold models. *J Dairy Sci* 89: 330–336.
- R.NET:** R.Net. <http://rdotnet.codeplex.com>, abgerufen 05.09.2012.

Korrespondenzadresse:

Veit Zoche-Golob
Hochschule Hannover
Fakultät II – Abt. Bioverfahrenstechnik
Arbeitsgruppe Mikrobiologie
Heisterbergallee 12
30453 Hannover
veit.zoche-golob@fu-berlin.de