

Einfluss des Stichprobendesigns und der Messdauer von Liegezeiten bei Milchkühen auf den Stichprobenumfang

Barbara Benz, Sabine Kurz, Jens Hartung

Die tägliche Liegezeit von Milchkühen ist ein Indikator für deren Wohlbefinden. Intrinsische und extrinsische Einflüsse beeinflussen das Liegen. Um eine hinreichende Genauigkeit der Liegezeitmessung sicherzustellen, wird empfohlen die tägliche Liegezeit von 30 Kühen jeweils drei Tage lang zu erheben. Für On-farm Research können die Anzahl verfügbarer Kühe oder die Messdauer Restriktionen unterworfen sein, die ein solches Studiendesign erschweren. Ziel der vorliegenden Studie ist es, den Einfluss von Messdauer, Stichprobengröße und intrinsischen Einflüssen auf die Messgenauigkeit zu untersuchen. Mithilfe einer Erhebung der täglichen Liegezeiten auf vier Praxisbetrieben mit insgesamt 170 Kühen an drei aufeinander folgenden Tagen wurden zunächst die Größe der Varianzen und der Effekt intrinsischer Einflussfaktoren geschätzt. Auf dieser Grundlage wurden dann mit einer Güteberechnung für gemischte Modelle die benötigten Stichprobenumfänge für alternative Erhebungsszenarien geschätzt. Die vorgestellte Studie kommt zu dem Schluss, dass eine verlängerte Messdauer erlaubt, die Anzahl der Kühe ohne Genauigkeitsverlust zu reduzieren.

Schlüsselwörter

Stichprobendesign, Stichprobenumfang, Liegezeiten Milchkuh

Die tägliche Liegezeit ist ein wichtiger Indikator für das Wohlbefinden von Milchkühen, da sie mit Lahmheit (CHAPINAL et al. 2009, ITO et al. 2010, PROUDFOOT et al. 2010, SOLANO et al. 2016) und Stehzeiten (BERNARDI et al. 2009, DIPPEL et al. 2012, GALINDO et al. 2000, PROUDFOOT et al. 2010) assoziiert ist. Für die Beurteilung des Wohlbefindens aufgrund von Liegezeiten von Milchkühen ist ein umfangreiches Wissen über intrinsische und extrinsische Einflüsse notwendig (TUCKER et al. 2021). Die Liegezeit wird durch extrinsische Umweltfaktoren wie Stall- und Weidesystem (FALK et al. 2012, O'DRISCOLL et al. 2010, 2019, SEPÚLVEDA-VARAS et al. 2014), Besatzdichte (CHARLTON et al. 2014, ITO et al. 2014), Tier-Fressplatz-Verhältnis (CROSSLEY et al. 2017, SCHRADER 2001), Fußboden- und Liegeboxgestaltung (CHEN et al. 2017, DRISSLER et al. 2005, FREGONESI et al. 2007, JONES et al. 2017, SCHÜTZ et al., 2019, TUCKER et al. 2004), Fütterung (DEVRIES und von KEYSERLINGK 2005, HUZZEY et al. 2006), Melkfrequenz oder Melksystem (CHARLTON et al. 2014, ÖSTERMAN und REDBO 2001, Westin et al. 2016) und Stallklima (ENDERS et al. 2006) beeinflusst. Zusätzlich wird die Liegezeit durch intrinsische Faktoren beeinflusst. Die Liegezeit kann zwischen Herden (ITO et al. 2009) und innerhalb einer Herde von Tier zu Tier variieren (ITO et al. 2009, SCHEIBE 1987, VASSEUR et al. 2012). Es gibt eine Abhängigkeit von Laktationstag (BEWLEY et al. 2010, MASELYNE et al. 2017, VASSEUR et al. 2012), Milchmenge (BEWLEY et al. 2010, NORRING et al. 2012, VASSEUR et al. 2012) und Parität (Anzahl Trächtigkeiten) (LØVENDAHL und MUNKSGAARD 2016, MUNKSGAARD et al. 2020, SINGH et al. 1993, VASSEUR et al. 2012).

Strategien zur Stichprobenplanung

Für die Optimierung der Haltungsbedingungen von Milchkühen sind Experimente essenziell, in denen gezielt einzelne Umweltfaktoren unter *Ceteris-paribus*-Bedingungen variiert werden und die sich ergebende tägliche Liegezeit gemessen wird. Ito et al. (2009) empfehlen für solche Experimente die Messung der Liegezeit während drei aufeinander folgenden Tagen an mindestens 30 Kühen pro Variante, ohne hierbei das Stichprobenverfahren näher zu spezifizieren. VASSEUR et al. (2012) zeigen, dass die Berücksichtigung von Laktationsabschnitt und Parität bei der Stichprobenziehung von Vorteil ist. Zudem ist für Tierwohl-Audits, für kleine Betriebe (VASSEUR et al. 2012) und zum Nachweis tiergerechter Haltungsbedingungen (RUSHEN et al. 2011) sowie aus wirtschaftlichen Gründen eine Reduktion der Anzahl beprobter Kühe von Interesse. Dies wirft die Frage auf, ob die genannte Anzahl von Kühen und Messtagen variiert oder durch die Wahl des Stichprobendesigns reduziert werden kann.

ITO et al. (2009) und VASSEUR et al. (2012) haben eine Reduktion der Messtage auf einen Tag untersucht. Beide Studien basieren auf Messreihen, bei denen die Liegezeit vieler Tiere für Perioden von zehn aufeinander folgenden Tagen erhoben und die Datensätze anschließend zufällig reduziert wurden. Eine Reduktion wurde als akzeptabel betrachtet, wenn ein hoher Anteil der Varianz der mittleren täglichen Liegezeit der Kühe aus der vollständigen Stichprobe durch die der Teilstichprobe erklärt werden konnte.

Ein alternativer Ansatz ist die Bestimmung des für eine Untersuchung notwendigen Stichprobenumfangs. Für eine solche Stichprobenplanung werden die Variabilität des zu untersuchenden Merkmals sowie eine Genauigkeitsanforderung z. B. in Form eines gewünschten Standardfehlers einer Differenz benötigt (PIEPHO et al. 2022). Im einfachen Fall eines Experiments zur Untersuchung eines normalverteilten Merkmals mit zwei unabhängigen Stichproben (einem Faktor mit zwei Faktorstufen) mit gleicher bekannter Varianz kann der Stichprobenumfang n pro Stichprobe mit

$$n = 2 \frac{\sigma^2}{\delta^2} \left(z_{1-\frac{\alpha}{2}} + z_{1-\beta} \right)^2 \quad (\text{Gl. 1})$$

abgeschätzt werden (Gleichung 1), wobei σ^2 die wahre Varianz des interessierenden Merkmals, δ^2 die nachzuweisende Mittelwertdifferenz des interessierenden Merkmals und α und β die Fehler 1. und 2. Art sind (van BELLE 2008, PIEPHO 2022). Für viele Experimente in den Agrarwissenschaften treffen diese Annahmen nur eingeschränkt zu, da es in diesen Experimenten zum Beispiel korrelierte Fehler oder geschichtete Stichproben gibt. Ein Standardansatz zur Auswertung agrarwissenschaftlicher Experimente ist die Verwendung von gemischten linearen Modellen (PIEPHO 2008). Diese erlauben die Modellierung korrelierter Beobachtungen mithilfe geeigneter Varianz-Kovarianz-Strukturen. Um für Experimente mit räumlich korrelierten Fehlern eine Stichprobenplanung durchführen zu können, hat STROUP (2002) einen Ansatz vorgestellt, der für ein gegebenes Design und gegebene Varianzkomponenten mithilfe einer nichtzentralen F-Verteilung den nötigen Stichprobenumfang schätzt. Umgesetzt wird der Ansatz mithilfe von einer Vielzahl von unterschiedlicher Untersuchungsdesigns und anschließender Dummy-Auswertung mittels eines gemischten linearen Modells. Es wurde also lediglich die Datenstruktur erstellt. Daten wurden hierbei nicht simuliert.

Liegezeitmessungen einer Kuh sind sich umso ähnlicher, je kleiner die zeitliche Distanz zwischen den Beobachtungen ist. Diese zeitliche Abhängigkeit kann ebenfalls mithilfe einer geeigneten Varianz-Kovarianz-Struktur im Auswertemodell berücksichtigt werden. In der vorliegenden Arbeit soll

der für räumlich korrelierte Fehler entwickelte Ansatz zur Stichprobenplanung von STROUP (2002) verwendet werden, um die benötigten Stichprobenumfänge für zukünftige Experimente zur Beeinflussung der Liegezeit von Milchkühen zu schätzen. Die benötigte Varianz der täglichen Liegezeit wurde aus Daten von vier Betrieben geschätzt. Anschließend wurden Datensätzen mit unterschiedlicher Anzahl der Messtage und unterschiedlicher Anzahl von Kühen erstellt. Zudem wurde angenommen, dass die Varianten im Experiment an denselben Kühen oder an verschiedenen Kühen geprüft wurden.

Tiere, Material und Methoden

Bei der Auswahl der Betriebe wurde darauf geachtet, dass diese eine möglichst ähnliche Stalltechnik aufwiesen (Tabelle 1). Alle Betriebe verfügten über Hochboxen mit Gummimatten. Drei Betriebe hatten einen Spaltenboden und im vierten war eine Kombination aus Spaltenboden und planbefestigtem Boden vorhanden. Das Tier-Fressplatz-Verhältnis reichte von 1,2 : 1 bis 2,5 : 1, das Tier-Liegeplatz-Verhältnis von 0,8 : 1 bis 1,2 : 1. Die Herdengrößen variierten zwischen 100 und 144 Tieren. Die Tiere wurden zweimal täglich konventionell gemolken.

Tabelle 1: Haltungstechnische Merkmale der Untersuchungsbetriebe (A, B, C, D)

	Betrieb A	Betrieb B	Betrieb C	Betrieb D
Fressgangbreite in m	3,50	3,00–3,50	3,30	3,00
Laufgangbreite in m	2,30	2,00–2,40	2,30	2,60
Liegeflächenlänge in m	1,85	1,70–1,75	1,65	1,75
Liegeboxenbreite in m	1,20	1,15	1,10	1,15
Nackensteuerausführung	starr	flexibel	starr	starr
horizontaler Nackensteuerabstand in m	2,10	1,95–2,15	2,00	1,95
Nackensteuerhöhe in m	1,25	1,14–1,38	1,10	1,17
Kopfraum wandständig in m	1,20	1,00	0,80	0,90
Kopfraum gegenständig in m	0,70	0,70	0,80	0,70
Bugbretthöhe in m	0,25	0,25	0,15	0,10
Laufgangausführung	planbefestigt	Betonspalten	Betonspalten	Betonspalten

Die Liegezeitmessungen erfolgten zwischen dem 5.3.2013 und 29.5.2013 bei insgesamt 170 Tieren von vier Praxisbetrieben in Schleswig-Holstein (HEIN 2013). Es wurden je Praxisbetrieb mindestens 30 Kühe zufällig aus dem Anteil der laktierenden Kühe ausgewählt und an drei aufeinander folgenden Tagen die Liegezeit erfasst. Bei den Tieren handelte es sich um Tiere der Rasse Holstein-Friesian. Die jährliche Herdenleistung betrug 8.238–10.676 kg Milch Kuh⁻¹ Jahr⁻¹, die Zwischenkalbezeit 384–444 Tage, das Erstkalbealter 25,6–28,4 Monate, die Lebenstagsleistung 9,6–13,1 kg und die durchschnittliche Nutzungsdauer 3,9–4,8 Jahre (Tabelle 2).

Tabelle 2: Betriebsspezifische Leistungsmerkmale der Untersuchungsbetriebe (A, B, C, D)

	Betrieb A n = 37	Betrieb B n = 36	Betrieb C n = 34	Betrieb D n = 63
Jahresmilchleistung in kg Kuh ⁻¹ Jahr ⁻¹	10.676	9.833	8.409	8.238
Zwischenkalbezeit in Tagen	421	444	384	400
Erstkalbealter in Monaten	26,2	28,4	25,6	27,7
Lebensstagsleistung in kg	13,1	11,0	9,6	10,7
Nutzungsdauer in Jahren	4,5	4,2	3,9	4,8
Mittlere tägliche Gesamtlichezeit in h ¹⁾	11,1	10,8	10,6	10,9

¹⁾ Ohne lahme und brünstige Tiere.

Zur Messung der täglichen Liegezeit wurden RumiWatch® Pedometer eingesetzt (Firma ITIN + HOCH GmbH, Liestal, Schweiz). Vor der Anbringung der Pedometer wurde die Lokomotion der Kühe überprüft, um lahme Kühe von der Untersuchung auszuschließen. Brünstige Tiere wurden ebenfalls ausgeschlossen. Die Pedometer wurden nach LEDGERWOOD et al. (2010) auf der Außenseite unterhalb des Tarsalgelenkes befestigt. Nach einer Eingewöhnungszeit von vier Tagen begannen die Messungen.

Statistische Vorgehensweise

Ziel der Auswertung war die Bestimmung des nötigen Stichprobenumfangs, um eine Liegezeitdifferenz zwischen den zu prüfenden Behandlungen von 0,50 bzw. 0,75 Stunden mit einer Wahrscheinlichkeit von 80 % nachweisen zu können. Hierzu wurden zunächst gemischte Modelle an die realen Daten angepasst. Die daraus geschätzten Varianzkomponenten wurden anschließend in Simulationen verwendet, um die Güte für unterschiedlich große Datensätze mit dem Ansatz von STROUP (2002) zu bestimmen. Der Simulationsansatz wird benötigt, weil Formeln zur Gütebestimmung bei gemischten Modellen oder bei autokorrelierten Daten nicht verfügbar sind (STROUP 2002, PIEPHO et al. 2022).

Schätzung der Varianzkomponenten

Es gab Daten der mit Pedometern ermittelten täglichen Liegezeiten von 170 Kühen aus vier Herden. Die Kühe ließen sich vorab anhand der kuhspezifischen Daten zum Laktationsabschnitt (Laktationstag ≤ 100 , $101-200$, > 200) und zur Parität (1, 2, 3 und > 3) in 12 Subgruppen unterteilen. Aus diesen wurden vier Gruppen durch Zusammenfassung mehrere Subgruppen gebildet (Tabelle 3). Für die Daten wurden vier gemischte Modelle angepasst und Varianzen der Messungen zwischen und innerhalb der Herden und Tiere geschätzt. Die vier Modelle entsprechen unterschiedlichen Vorgehensweisen bei der Stichprobenziehung. Modell (1) nimmt eine einfache Zufallsstichprobe an. Im Vergleich hierzu entspricht Modell (3) einer Stichprobe, bei der Parität und Laktationsabschnitt berücksichtigt werden und die Varianzen dann denen einer Fokusgruppe ähneln.

Tabelle 3: Unterteilung der Kühe in Gruppen nach Laktationsabschnitt und Parität

Gruppe 1	Gruppe 2	Gruppe 3	Gruppe 4
Laktationsabschnitt ≤ 100	Laktationsabschnitt ≤ 100	Laktationsabschnitt > 100	Laktationsabschnitt > 100
Parität < 3	Parität ≥ 3	Parität < 3	Parität ≥ 3

Im Modell (1) (Zufallsstichprobe) wurden die Informationen zu Laktationsabschnitt und Parität ignoriert. Das Modell (1) lässt sich wie folgt beschreiben (Gleichung 2):

$$y_{klm} = \mu + h_k + t_{kl} + e_{klm}, \quad (\text{Gl. 2})$$

wobei y_{klm} die tägliche Liegezeit der l -ten Kuh aus der k -ten Herde am m -ten Tag, h_k der Gesamteffekt, μ der zufällige Effekt der k -ten Herde und t_{kl} der zufällige Effekt des l -ten Tiers ist. Der Term e_{klm} steht für den normalverteilten Fehler der Beobachtung y_{klm} . Für die Fehlereffekte wurde angenommen, dass aufeinander folgende Messungen einer Kuh korreliert sein können. Es wurden Modelle mit und ohne Autokorrelation erster Ordnung (AR(1); GILMOUR et al. 1997) angepasst. In Modell (1) gibt es zwei Terme, die eine Korrelation der Daten erklären: Der Tiereffekt, der eine konstante Kovarianz zwischen Messungen derselben Kuh modelliert, und die Autokorrelation, die eine mit der zeitlichen Distanz abnehmende Kovarianz modelliert. Alternativ lassen sich beide Effekte auch gemeinsam modellieren, die sich ergebenden Varianz-Kovarianz-Strukturen entsprechen dann einer Compound Symmetry (im Fall ohne zeitliche Kovarianz) und einer AR(1) plus Nugget Struktur (im Fall mit zeitlicher Kovarianz). Das Modell ohne Autokorrelation zeigte den kleineren AIC (WOLFINGER 1993). Grund dafür ist die Schätzung eines zusätzlichen Parameters im Modell mit Autokorrelation, wobei die geschätzte Autokorrelation nahe Null war. Deshalb wurde das Modell ohne Autokorrelation verwendet.

Das Modell (1) wurde anschließend um Effekte der 12 Subgruppen und damit um tierindividuelle Informationen zur Parität und zum Laktationsabschnitt der beprobten Kühe erweitert. Beide Variablen sind ein Grund für Unterschiede zwischen den Tieren (VASSEUR et al. 2008). Das Modell (2) (Zufallsstichprobe und gemischtes Modell) lässt sich wie folgt beschreiben (Gleichung 3):

$$y_{ijklm} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + h_k + t_{kl} + e_{ijklm}, \quad (\text{Gl. 3})$$

wobei y_{ijklm} die tägliche Liegezeit der l -ten Kuh aus der k -ten Herde in der i -ten Parität und des j -ten Laktationsabschnitts am m -ten Messtag und α_i , β_j und $(\alpha\beta)_{ij}$ die festen Effekte der i -ten Parität, des j -ten Laktationsabschnitts und deren Kombinationen sind. Die festen Effekte für Laktationsabschnitt und Parität definieren 12 Mittelwerte, für die sich aus der Kombination Laktationsabschnitt und Parität 12 Subgruppen ergeben. Der Term e_{ijklm} für den normalverteilten Fehler der Beobachtung y_{ijklm} und alle anderen Terme sind analog zu Modell (1). Auch für Modell (2) wurde für die Fehlereffekte einer Kuh an aufeinander folgenden Tagen eine Autokorrelation erster Ordnung angepasst und das Modell ohne Autokorrelation besaß den kleineren AIC. In Modell (2) wird ein Teil der Varianz der Tiere aus Modell (1) durch deren Informationen zu Parität und Laktationsabschnitt erklärt.

Für einen weiteren Modellansatz wurde Modell (2) modifiziert und heterogene gruppen- oder subgruppenspezifische Fehlervarianzen angepasst. Ein Modell mit subgruppenspezifischem Mittelwert und subgruppenspezifischer Varianz führt zu sehr ähnlichen Mittelwerten und Varianzschätzwerten im Vergleich zur separaten Auswertung der Daten innerhalb der jeweiligen Subgruppen. Die Schätzwerte sind nicht ganz identisch, weil bei der gemeinsamen Auswertung aller Subgruppen die Varianzen für Herde und für Tiere aus allen Daten, bei der Auswertung der Daten einer Subgruppe aber nur aus den Daten dieser Subgruppe geschätzt werden. Es zeigte sich, dass die Modellanpassung mit subgruppenspezifischem Mittelwert (12 Mittelwerte), gruppenspezifischen Varianzen

(vier Varianzen, Tabelle 3) und mit einer Autokorrelation der Messungen je Kuh zur besten Modellanpassung führte (Modell (3), Subgruppe mit > 100 Laktationstagen und Berücksichtigung der heterogenen Varianz).

Für ein weiteres Modell (4) (Subgruppe mit > 100 Laktationstagen und Polynom) wurde der Faktor Laktationsabschnitt durch die metrische Variable „Laktationstag“ ersetzt und ein Polynom zweiten Grades angepasst. Ein Polynom zweiten Grades war hinreichend, weil bei diesem der Lack-of-fit-Test für Abweichungen vom Polynom nicht signifikant war. In Modell (4) wurde der Faktor β_j aus Modell (3) wie folgt ersetzt (Gleichung 4):

$$\beta_j = \beta_1 x_{hijklm} + \beta_2 x_{hijklm}^2, \quad (\text{Gl. 4})$$

wobei β_1 und β_2 die Parameter für den linearen und quadratischen Term der Regression bei der Erhöhung des Laktationstags um einen Tag und x_{hijklm} der h -te Laktationstag der l -ten Kuh aus der k -ten Herde in der i -ten Parität im j -ten Laktationsabschnitt am m -ten Messtag ist. Das Modell lässt sich wie folgt beschreiben (Gleichung 5):

$$y_{hijklm} = \mu + \alpha_i + \beta_1 x_{hijklm} + \beta_2 x_{hijklm}^2 + \beta_{i1} x_{hijklm} + \beta_{i2} x_{hijklm}^2 + h_k + t_{kl} + e_{hijklm} \quad (\text{Gl. 5})$$

Die vier ergänzten Parameter in Modell (4) ergeben sich aus zwei Parametern für den Haupteffekt β_j und zwei weiteren für die Interaktion $(\alpha\beta)_{ij}$. Für alle vier Modelle wurden die Varianzen für Herde, Tier und Fehler geschätzt. Für die Modelle (2) bis (4) wurden subgruppenspezifische Mittelwerte angepasst. Für die Modelle (3) und (4) wurde eine gruppenspezifische Fehlervarianz (Tabelle 3) geschätzt.

Erstellen unterschiedlicher Untersuchungsdesigns

Mithilfe der geschätzten Varianzkomponenten soll für zukünftige Untersuchungen der nötige Stichprobenumfang bestimmt werden. Hierzu wurde der Ansatz von Stroup (2002) verwendet. In diesem wurden für zwei Behandlungen die Struktur der Datensätze mit unterschiedlicher Anzahl Tiere pro Behandlung und Messtagen pro Tier und Behandlung simuliert und für diese Datensätze bei gegebener Mittelwertdifferenz von 0,50 und 0,75 Stunden die Güte mithilfe einer nichtzentralen F-Verteilung berechnet. Unter Güte versteht man die Wahrscheinlichkeit eine tatsächliche Differenz in der Liegezeit zwischen zwei Behandlungen mit einem durchgeführten Versuch nachweisen zu können. Gesucht wurde die kleinste Anzahl Tiere, die zu einer Güte von > 0,8 führt. Für beide Behandlungen wurden dieselbe Anzahl Kühe und Anzahl Messtage pro Kuh angenommen. In den Datensätzen wurden ein, drei oder zehn Messtage angenommen. Es wurden zwei Szenarien verwendet: (i) eine verbundene Stichprobe, bei der die Behandlungen an den gleichen Tieren geprüft wurden, und (ii) eine unverbundene Stichprobe, bei der die Behandlungen an unterschiedlichen Tieren geprüft wurden. Bei einer verbundenen Stichprobe wird simuliert, dass die Tiere zweimal in zeitlich randomisierter Abfolge mit Pedometern ausgestattet und das Liegeverhalten für die angenommene Messdauer erhoben wird. Für die Güteberechnung wird nur die Struktur der Daten, die Varianzkomponenten und die nachzuweisende Differenz benötigt. Willkürlich wurden deshalb die Beobachtungen (und damit auch der Mittelwert der Beobachtungen) der einen Behandlung auf Null gesetzt, die Beobachtungen der

zweiten Behandlung (sowie deren Mittelwert) wurden um 0,50 bzw. 0,75 Stunden erhöht. Die Simulation wurde in SAS durchgeführt.

Ergebnisse

Schätzung der Varianzkomponenten aus den Daten der vier Betriebe

Für alle vier Modelle wurden die Varianzen, aufgeschlüsselt nach Ursache, berechnet (Tabelle 4). Die Varianz der Herden wurde auf einen sehr kleinen Wert geschätzt und durch das Softwareprogramm auf Null fixiert. Dadurch bleibt der Varianzparameter bei allen weitergehenden Berechnungen (z. B. AIC) unberücksichtigt. Die Varianz des Fehlers ist für alle vier Modelle ähnlich. Eine Autokorrelation wurde nur für die Modelle (3) und (4) geschätzt.

Tabelle 4: Varianzkomponentenschätzwerte für die Gesamtliegezeit in Stunden für das Merkmal Liegezeit bei Verwendung von vier verschiedenen Modellen. Die Fehlervarianzkomponentenschätzwerte in Modell (3) und (4) beziehen sich auf die Subgruppe >2 Laktationen und > 100 Laktationstage, alle anderen Varianzkomponenten schätzen die Varianz der Effekte in der Gesamtpopulation.

Varianzursache	Modell			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Herde	0	0	0	0
Tier	4,1732	3,1122	2,6722	2,6517
Autokorrelation	-	-	0,1758	0,1665
Fehler	2,1458	2,1466	2,1838	2,1569

Die Varianz der Tiere ist bei Modell (1) am größten. Für unverbundene Stichproben erhöht sich daher die Anzahl der zu beobachtenden Kühe für Modell (1) unverhältnismäßig. Hier ist Modell (2) deutlich besser. Im Folgenden wird das Modell (1) nicht weiterverfolgt.

Geschätzte Stichprobenumfänge, Anzahl Messtage und Güte auf der Basis der Simulationen

Werden die gleichen Tiere (verbundene Stichprobe) in gleicher Anzahl über die gleiche Messdauer beobachtet, kann über die Änderung der nachzuweisenden Mittelwertdifferenz von 30 auf 45 Minuten die Güte bei einer Messdauer von drei Tagen und 25 Tieren beispielsweise von 0,55 auf 0,88 erhöht werden (Abbildung 1). Wird die Anzahl der Tiere von 25 auf 30 erhöht, dann ändert sich bei gleicher Messdauer (drei Tage) und gleicher nachzuweisenden Mittelwertdifferenz (45 Minuten) die Güte von 0,88 auf 0,93. Bei einem verlängerten Messzeitraum von zehn Tagen wird in verbundenen Stichproben mit einer nachzuweisenden Mittelwertdifferenz von 30 bzw. 45 Minuten eine Güte von 0,90 bereits mit 18 bzw. 8 Tieren erzielt.

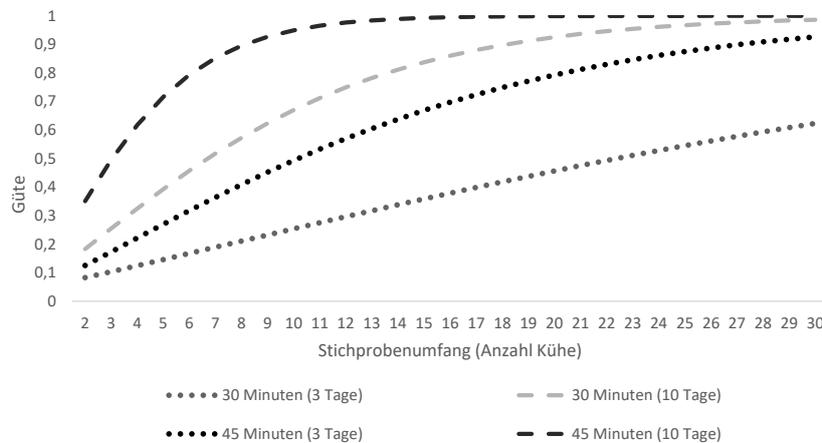


Abbildung 1: Darstellung von Güte und Stichprobenumfang für Untersuchungen zu Liegezeiten bei Milchkühen für Genauigkeiten von 30 und 45 Minuten anhand von Modell (2) (Zufallsstichprobe und gemischtes Modell) bei verbundenen Stichproben

Generell sind die Unterschiede bezüglich der Stichprobenumfänge zwischen den Modellen (2) bis (4) kleiner als die Unterschiede durch die Anzahl der Messtage oder des Stichprobendesigns (Abbildung 2). Die relativen Unterschiede zwischen Modell (2) und den Modellen (3) bzw. (4) ergeben sich durch die angenommene Autokorrelation von 0 bzw. etwa 0,17, wodurch der Nutzen von mehr Messtagen bei Modell (2) größer ist, als bei den Modellen (3) und (4). Bei einer Messdauer von 3 Tagen ergeben sich in Übereinstimmung mit Ito et al. (2009) in verbundenen Stichproben 21–24 Kühe für eine nachzuweisende Differenz von 45 Minuten, während es bei 30 Minuten nachzuweisender Differenz 46–52 Kühe sind. Bei einer Messdauer von 10 Tagen werden je nach Modell und Genauigkeit 14–17 bzw. 8–9 Tiere benötigt. Unter denselben Bedingungen wird der Stichprobenumfang bei unverbundenen Untersuchungen auf 41–210 bzw. 19–93 Kühe geschätzt.

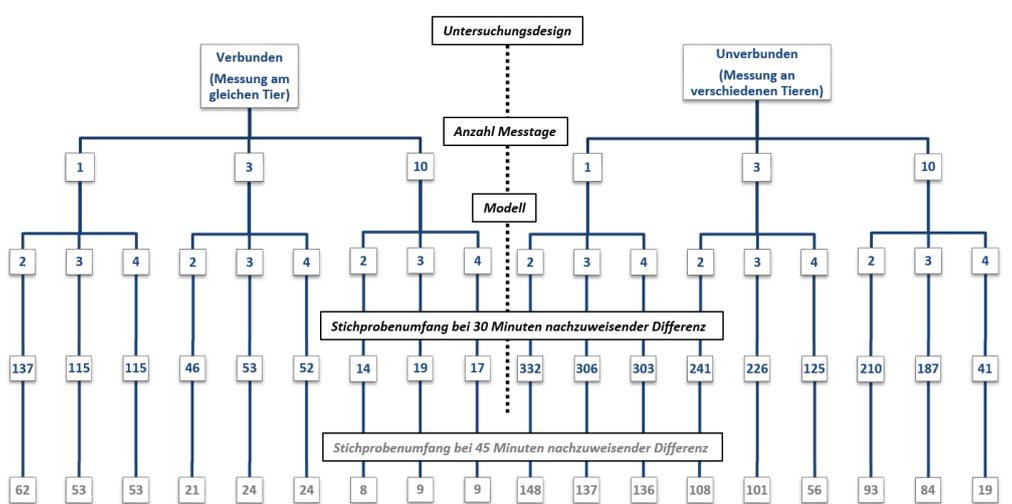


Abbildung 2: Übersicht über notwendige Stichprobenumfänge für Untersuchungen zu Liegezeiten bei Milchkühen mit 80 %iger Güte und einer Vorgabe von 30 oder 45 Minuten als nachzuweisender Differenz, Modelle für die Poweranalysen: 2 – Zufallsstichprobe und gemischtes Modell; 3 – Subgruppe mit > 100 Laktationstagen und Berücksichtigung der heterogenen Varianz; 4 – Subgruppe mit > 100 Laktationstagen und Polynom

Eine Erhöhung der nachzuweisenden Differenz von 30 auf 45 Minuten führt zu einer annähernden Halbierung des benötigten Stichprobenumfangs.

Einfluss der Messdauer auf den Stichprobenumfang

Die Erhöhung der Messtage pro Kuh führt zu einer Reduktion des benötigten Stichprobenumfangs bei gleicher Güte. Zusätzliche Messtage haben einen abnehmenden Grenznutzen. Ab einer Messdauer von ungefähr 15 Tagen hinaus ist kaum ein Mehrwert zu sehen (Abbildung 3).

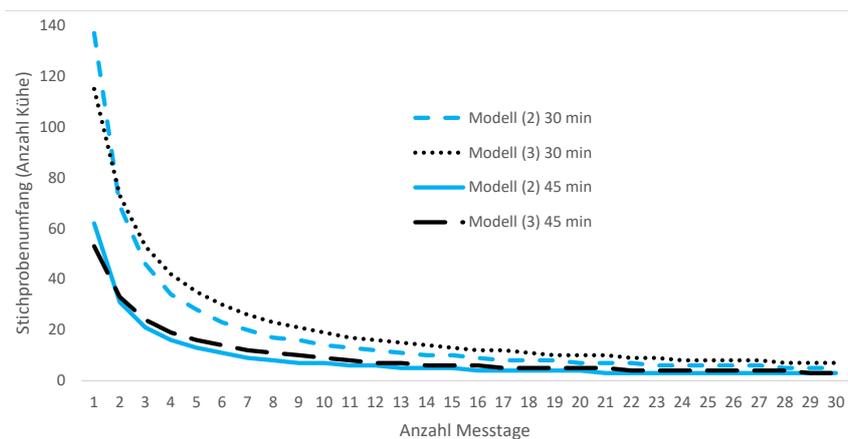


Abbildung 3: Zusammenhang zwischen steigender Anzahl an Messtagen und Stichprobenumfang für Genauigkeiten von 30 und 45 Minuten anhand von Modell (2) (Zufallsstichprobe und gemischtes Modell) und Modell (3) (Subgruppe mit > 100 Laktationstagen und Berücksichtigung der heterogenen Varianz) bei verbundenen Stichproben, Güte > 0,8

Diskussion

In Übereinstimmung mit VASSEUR (2012) kommt die vorliegende Studie zum Schluss, dass die Berücksichtigung von Laktationsabschnitt und Parität bei der Durchführung und Auswertung von Experimenten zur täglichen Liegezeit von Milchkühen es ermöglicht, den Stichprobenumfang bezüglich der Anzahl Kühe zu reduzieren. Eine einfache Zufallsstichprobe (Modell 1) erfordert deutlich größere Stichprobenumfänge. Die Ergebnisse zeigten, dass auch bei einer einfachen Zufallsstichprobe Laktationsabschnitt und Parität modellseitig berücksichtigt werden können.

Bei VASSEUR (2012) und Ito et al. (2009) wird auch eine Reduktion der Messdauer auf einen Messtag untersucht. Diese Studien legen den Fokus auf die Korrelation der geschätzten Liegezeit pro Kuh bei voller und einer angenommenen, reduzierten Messdauer. Im Gegensatz hierzu schätzt die vorliegende Studie den Mindeststichprobenumfang, um eine vorgegebene nachzuweisende Mittelwertdifferenz mit gegebenen Varianzen und Fehlerwahrscheinlichkeiten nachweisen zu können. Die vorliegende Studie zeigt in Übereinstimmung mit Ito et al. (2009), dass mit Messungen an denselben 30 Kühen pro Variante über 3 Messtage (und verbundene Stichproben) eine als relevant betrachtete Differenz zwischen 30 und 45 Minuten nachgewiesen werden kann. Wenn die Messdauer verlängert wird, ist es auf Basis der vorliegenden Studie bei verbundenem Stichprobendesign möglich, mit weniger als 30 Tieren eine ähnliche Genauigkeit zu erhalten. Hierbei ist einschränkend zu beachten, dass die geschätzte Varianz-Kovarianz-Struktur lediglich eine Schätzung der wahren Varianz-Kovarianz-Struktur ist, also fehlerbehaftet ist. Dies führt zu insgesamt kleineren oder größeren Stichprobenumfängen, wenn die Varianzkomponenten in Wahrheit kleiner oder größer sind. Zudem basiert sie

auf drei aufeinander folgenden Einzeltagsmessungen. Aus fachlicher Sicht ist zu vermuten, dass Liegezeiten benachbarter Tage sowohl positiv als auch negativ korreliert sein könnten. Wie die Korrelation von Messungen, die mehr als drei Tage auseinanderliegen, aussieht, kann nur durch Extrapolation ermittelt werden. In der vorliegenden Studie wurde in den Modellen (3) und (4) bei der Autokorrelation eine mit der Zeit abnehmende Korrelation angenommen, wenn dies zu einer besseren Modellanpassung führte. Zudem entsprach diese einer vorgegebenen Funktion (first order autoregressiv). Es gibt viele andere Varianzfunktionen, die eine Abnahme der Korrelation mit zeitlicher Distanz modellieren können. Um die Anzahl der beschriebenen Modelle übersichtlich zu halten, wurden in der vorliegenden Studie nur zwei häufig verwendete Modelle (SMITH et al. 2001) verwendet. In der Studie wurden Autokorrelationsparameterschätzwerte nahe Null ermittelt, sodass Messungen, die einige Tage auseinanderliegen, nahezu unkorreliert sind. Ist die Autokorrelation jedoch tatsächlich größer, so unterschätzt die vorliegende Studie den nötigen Stichprobenumfang.

Bei verbundenen Stichproben werden Beobachtungen derselben Tiere zur Berechnung der Mittelwerte verwendet. Bei der Differenzbildung heben sich daher die Tiereffekte auf. Aus dem Wegfall der Tiervarianz in der Varianz einer Differenz resultieren daher die kleineren benötigten Stichprobenumfänge. Bei unverbundenen Stichproben führt die Varianz der Tiere zu größeren Stichproben. Daher sind Stichproben bei unverbundenen Untersuchungen oft größer als diejenigen von verbundenen. Bei der durchgeführten Simulation ist zu beachten, dass die verwendeten Varianzkomponentenschätzwerte für die Varianz der Tiere Liegezeitvariabilität aufgrund des Laktationsabschnittes, der Parität oder anderer intrinsischer Faktoren enthalten könnten, die durch die Subgruppenmittelwerte nicht erklärt wurden. In dem Fall würde nur ein Teil der Tiervarianz bei einer verbundenen Stichprobe entfallen.

Der Nutzen zusätzlicher aufeinander folgender Messtage reduziert sich durch eine positive Autokorrelation, da dann aufeinanderfolgende Tage ähnliche Informationen enthalten. Durch die Autokorrelation kann ein Teil der Varianz der Liegezeit des nachfolgenden Tages durch die Liegezeit des vorherigen Tages vorhergesagt werden. Ferner gelten die geschätzten Stichprobenumfänge für verbundene Stichproben bei Verwendung eines randomisierten Versuchsdesigns, z.B. einem Cross-Over-Untersuchungsdesign. In diesen Designs wird die Liegezeit der Kühe in aufeinander folgenden Perioden bestimmt und Behandlungsmittelwerte durch Anpassung von Periodeneffekten adjustiert. Die Liegezeitvariabilität, die sich durch Änderungen von extrinsischen Faktoren zwischen den Perioden ergibt, kann die Genauigkeit paarweiser Vergleiche reduzieren. In allen Fällen ist zu erwarten, dass der benötigte Stichprobenumfang größer ist, als in dieser Studie ermittelt.

Bei Studien, welche beispielsweise im Rahmen von On-farm Research als Vorher-Nachher-Untersuchungen durchgeführt werden, muss berücksichtigt werden, dass keine echten Wiederholungen vorliegen. Der Grund für solche Vorher-Nachher-Vergleiche ist, dass es auf Praxisbetrieben im Bereich der Milchviehhaltung in der Regel nicht möglich ist, mit Kontrollgruppen und Randomisation der Behandlungen zu arbeiten. Dies schränkt die Anwendung dieser Studie für Vorher-Nachher-Vergleiche ein.

Der Einsatz von Pedometer-gestützter Messtechnik zum Ermitteln von Liegezeiten beim Einzeltier ist mit Kosten und Aufwand verbunden, wobei die Anschaffung der Pedometer (pro Pedometer ca. 500 €) die höchsten Einmalkosten und die Anfahrt zu den Betrieben den größten Zeitaufwand mit sich bringen. Bei On-farm Research können die Verfügbarkeit von Pedometern und die Anfahrtszeit limitierend sein. In dem Fall ist ein effizientes Design ein Design, bei dem möglichst wenig Pedometer bei möglichst wenig Betriebsanfahrrten verwendet werden. So lässt sich mit 14 Kühen und einer

Messdauer von zehn Tagen eine vergleichbare Genauigkeit erreichen wie bei drei Messtagen und 30 Kühen (Iro et al. 2009). In dem Fall werden 140 statt 90 Messungen durchgeführt. Gleichzeitig halbieren sich die Investitionen in Messtechnik und der Aufwand für das einmalige Anbringen und Entfernen der Pedometer, während die Anfahrtszeit unverändert ist. Die Ergebnisse der vorliegenden Studie ermöglichen somit eine effizientere Durchführung von On-farm Research mit Pedometer gestützter Messtechnik zum Liegeverhalten bei Milchkühen.

Schlussfolgerungen

Werden bei Untersuchungen zur Liegezeit von Milchkühen unter Einsatz von Pedometer gestützter Messtechnik die intrinsischen Einflussfaktoren Laktationsdauer und Parität berücksichtigt, so lässt sich der Untersuchungsaufwand bei gleichbleibender Güte verringern. Eine Reduktion des Stichprobenumfangs kann weiterhin durch die Verlängerung der Messdauer ausgeglichen werden, wodurch eine effizientere Durchführung von On-farm Research möglich ist.

Literatur

- Bernardi, F.; Fregonesi, J.; Winckler, C.; Veira, D.M.; von Keyserlingk, M.A.G.; Weary, D.M. (2009): The stall-design paradox: Neck rails increase lameness but improve udder and stall hygiene. *Journal of Dairy Science* 92(7), S. 3074–3080, <https://doi.org/10.3168/jds.2008-1166>
- Bewley, J. M.; Boyce, R. E.; Hockin, J.; Munksgaard, L.; Eicher, S. D.; Einstein, M. E.; Schutz, M. M. (2010): Influence of milk yield, stage of lactation, and body condition on dairy cattle lying behaviour measured using an automated activity monitoring sensor. *J. Dairy Res.* (77), S. 1-6, <https://doi.org/10.1017/S002202990990227>
- Chapinal, N.; de Passillé, A. M.; Weary, D. M.; von Keyserlingk, M. A. G.; Rushen, J. (2009): Using gait score, walking speed, and lying behavior to detect hoof lesions in dairy cows. *Journal of Dairy Science* 92(9), S. 4365-4374, <https://doi.org/10.3168/jds.2009-2115>
- Charlton, G. L.; Haley, D. B.; Rushen, J.; de Passillé, A. M. (2014): Stocking density, milking duration, and lying times of lactating cows on Canadian freestall dairy farms. *Journal of Dairy Science* 97(5), S. 2694-2700, <https://doi.org/10.3168/jds.2013-6923>
- Chen, J.M.; Stull, C.L.; Ledgerwood, D.N. Tucker, C.B. (2017): Muddy conditions reduce hygiene and lying time in dairy cattle and increase time spent on concrete. *Journal of Dairy Science* 100(3), S. 2090 – 2103, <https://doi.org/10.3168/jds.2016-11972>
- Crossley, R. E.; Harlander-Matauschek, A.; DeVries, T. J. (2017): Variability in behavior and production among dairy cows fed under differing levels of competition. *Journal of Dairy Science* 100(5), S. 3825-3838, <https://doi.org/10.3168/jds.2016-12108>
- DeVries, T. J.; von Keyserlingk M. A. G. (2005): Time of feed delivery affects the feeding and lying patterns of dairy cows. *Journal of Dairy Science* 88(2), S. 625-631, [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(05\)72726-0](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(05)72726-0)
- Dippel, S.; Tucker, C.B.; Winckler, C.; Weary, D.M. (2011): Effects of behaviour on the development of claw lesions in early lactation dairy cows. *Applied Animal Behaviour Science* 134, S. 16-22, <https://doi.org/10.1016/j.applanim.2011.06.006>
- Drissler, M.; Gaworski, M.; Tucker, C.B.; Weary, D.M. (2005): Freestall Maintenance: Effects on Lying Behavior of Dairy Cattle. *Journal of Dairy Science* 88(7), S. 2381-2387, [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(05\)72916-7](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(05)72916-7)
- Enders, S.; Macuhová, J.; Haidn, B. (2006): Einfluss des Stallklimas auf das Liegeverhalten von Milchkühen. *Landtechnik* 2006(2), S. 94-95, <https://doi.org/10.1515/lt.2006.1066>
- Falk, A.C.; Weary, D.M.; Winckler, D.M.; von Keyserlingk, M.A.G. (2012): Preference for pasture versus freestall housing by dairy cattle when stall availability. *Journal of Dairy Science* 95(11), S. 6409-6415, <https://doi.org/10.3168/jds.2011-5208>
- Fregonesi, J.A.; Veira, D.M.; Keyserlingk, M.A.G.; Weary, D.M. (2007): Effects of Bedding Quality on Lying Behavior of Dairy Cows. *Journal of Dairy Science* 90(12), S. 5468-5472, <https://doi.org/10.3168/jds.2007-0494>

- Galindo, F.; Broom, D.M. (2000): The relationships between social behaviour of dairy cows and the occurrence of lameness in three herds. *Res Vet Sci.* 69(1), S. 75-79, <https://doi.org/10.1053/rvsc.2000.0391>
- Gilmour, A. R.; Cullins, B. R.; Verbyla, A. P. (1997): Accounting for Natural and Extraneous Variation in the Analysis of Field Experiments. *Journal of Agricultural, Biological, and Environmental Statistics* 2(3), S. 269-93, <https://doi.org/10.2307/1400446>
- Hein, K. (2013): Auswahl von Indikatorkühen zur Erfassung der Liegezeit in einer Milchviehherde. Bachelorthesis, Hochschule für Wirtschaft und Umwelt Nürtingen-Geislingen
- Huzzey, J. M.; DeVries, T. J.; Valois, P.; von Keyserlingk, M. A. G. (2006): Stocking density and feed barrier design affect the feeding and social behavior of dairy cattle. *Journal of Dairy Science* 89(1), S.126-133, [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(06\)72075-6](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(06)72075-6)
- Ito, K.; Weary, D. M.; von Keyserlingk, M. A. G. (2009): Lying behavior: Assessing within- and between-herd variation in free-stallhoused dairy cows. *Journal of Dairy Science* 92(9), S. 4412-4420, <https://doi.org/10.3168/jds.2009-2235>
- Ito, K.; von Keyserlingk, M. A. G.; LeBlanc, S. J.; Weary, D. M. (2010): Lying behavior as an indicator of lameness in dairy cows. *Journal of Dairy Science* 93(8), S. 3553-3560, <https://doi.org/10.3168/jds.2009-2951>
- Ito, K.; Chapinal, N.; Weary, D. M.; von Keyserlingk, M. A. G. (2014): Associations between herd-level factors and lying behavior of freestall-housed dairy cows. *Journal of Dairy Science* 97(4), S. 2081-2089, <https://doi.org/10.3168/jds.2013-6861>
- Jones, B.W.; Stone, A.E.; Wood, C.L.; McQuerry, K.J.; Clark, J.D.; Ray, D.L.; Bewley, J.M. (2017): Case Study: Characterization of milk yield, lying and rumination behavior, gait, cleanliness, and lesions between 2 different freestall bases. *The Professional Animal Scientist* 33(1), S. 140-149, <https://doi.org/10.15232/pas.2016-01548>
- Ledgerwood, D.N.; Winckler, Ch.; Tucker, C.B. (2010): Evaluation of data loggers, sampling intervals, and editing techniques for measuring the lying behavior of dairy cattle. *Journal of Dairy Science* 93(11), S. 5129-139, <https://doi.org/10.3168/jds.2009-2945>
- Løvendahl, P.; Munksgaard, L. (2016): An investigation into genetic and phenotypic variation in time budgets and yield of dairy cows. *Journal of Dairy Science* 99(1), S.408-417, <https://doi.org/10.3168/jds.2015-9838>
- Maselyne, J.; Pastell, M.; Thomsen, P.T.; Thorup, V.M.; Hänninen, L.; Vangeyte, J.; Van Nuffel, A.; Munksgaard, L. (2017): Daily lying time, motion index and step frequency in dairy cows change throughout lactation. *Research in Veterinary Science* 110, S. 1-3
- Munksgaard, L.; Weisbjerg, M.R.; Henriksen, J.C.S.; Løvendahl, P. (2020): Changes to steps, lying, and eating behavior during lactation in Jersey and Holstein cows and the relationship to feed intake, yield, and weight. *Journal of Dairy Sci.*, 103(5), S. 4643-4653, <https://doi.org/10.3168/jds.2019-17565>
- Norring, M.; Valros, A.; Munksgaard, L. (2012): Milk yield affects time budget of dairy cows in tie-stalls. *Journal of Dairy Science* 95(1), S. 102-108, <https://doi.org/10.3168/jds.2010-3458>
- O'Driscoll, K.; Gleeson, D.; O'Brien, B.; Boyle, L. (2010): Effect of milking frequency and nutritional level on hoof health, locomotion score and lying behaviour of dairy cows. *Livestock Science* 127(2-3), S. 248-256, <https://doi.org/10.1016/j.livsci.2009.10.006>
- O'Driscoll, K.; Lewis, E.; Kennedy, E. (2019): Effect of feed allowance at pasture on the lying behaviour of dairy cows. *Applied Animal Behaviour Science* 213, S. 40-46, <https://doi.org/10.1016/j.applanim.2019.02.002>
- Österman, S.; Redbo I. (2001): Effects of milking frequency on lying down and getting up behaviour in dairy cows. *Applied Animal Behaviour Science* 70, S. 167-176, [https://doi.org/10.1016/S0168-1591\(00\)00159-3](https://doi.org/10.1016/S0168-1591(00)00159-3)
- Piepho, H.P.; Möhring, J.; Melchinger, A.E.; Büchse, A. (2008): BLUP for phenotypic selection in plant breeding and variety testing. *Euphytica* 161, S. 209-228, <https://doi.org/10.1007/s10681-007-9449-8>
- Piepho, H.; Gabriel, D.; Hartung, J.; Büchse, A.; Grosse, M.; Kurz, S.; Laudig, F.; Michel, V.; Proctor, I.; Sedlmeier, J.; Toppel, K.; Wittenburg, D. (2022): One, two, three: Portable sample size in agricultural research. *Journal of Agricultural Science* 160(6), S. 1-79, <http://dx.doi.org/10.1017/S0021859622000466>
- Proudfoot, K. L.; D. Weary, M.; von Keyserlingk, M. A. G. (2010): Behavior during transition differs for cows diagnosed with claw horn lesions in mid lactation. *Journal of Dairy Science* 93(9), S. 3970-3978, <https://doi.org/10.3168/jds.2009-2767>

- Rushen, J.; Butterworth, A.; Swanson, J.C. (2011): Animal behavior and well-being symposium: Farm animal welfare assurance: Science and application. *Journal of Animal Science* 89(4), S. 1219-1228, <https://doi.org/10.2527/jas.2010-3589>
- Scheibe, K.M. (1987): *Nutztierverhalten Rind- Schwein- Schaf*. FEB Gustav Fischer Verlag, Jena
- Schrader, L. (2001): Einfluss eines erhöhten Tier-Fressplatzverhältnisses auf das Verhalten von Milchkühen unterschiedlichen Ranges im Laufstall. In: *Aktuelle Arbeiten zur artgemäßen Tierhaltung*. KTBL-Schrift 407, Darmstadt, S. 17-22
- Sepúlveda-Varas, P.; Weary, D.M.; Keyserlingk, M.A.G. (2014): Lying behavior and postpartum health status in grazing dairy cows. *Journal of Dairy Science* 97(10), S. 6334-6343, <https://doi.org/10.3168/jds.2014-8357>
- Singh, S. S.; Ward, W. R.; Lautenbach, K.; Hughes, J. W.; Murray, R. D. (1993): Behaviour of first lactation and adult dairy cows while housed and at pasture and its relationship with sole lesions. *Veterinary Record* 133, S. 469-474, <https://doi.org/10.1136/VR.133.19.469>
- Schütz, K. E.; Cave, V. M.; Cox, N. R.; Huddart, F. J.; Tucker, C. B. (2019): Effects of 3 surface types on dairy cattle behavior, preference, and hygiene. *Journal of Dairy Science* 102(2), S. 1530-1541, <https://doi.org/10.3168/jds.2018-14792>
- Solano, L.; Barkema, H.W.; Pajor, E.A.; Mason, S.; LeBlanc, S.J.; Nash, C.G.R.; Haley, D.B.; Pellerin, D.; Rushen, J.; de Passillé, A.M.; Vasseur, E.; Orsel, K. (2016): Associations between lying behavior and lameness in Canadian Holstein-Friesian cows housed in freestall barns. *Journal of Dairy Science* 99(3), S. 2086-2101, <https://doi.org/10.3168/jds.2015-10336>
- Stroup, W. W. (2002): Power analysis based on spatial effects mixed models: A tool for comparing design and analysis strategies in the presence of spatial variability. *Journal of Agricultural, Biological, and Environmental Statistics*, 7(4), S. 491-511, <https://doi.org/10.1198/108571102780>
- Tucker, C.B.; Weary, D.M.; Fraser, D. (2004): Free-stall dimensions: effects on preference and stall usage. *Journal of Dairy Science* 87(5), S. 1208-1216, [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(04\)73271-3](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(04)73271-3)
- Tucker, C.B.; Weary, D.M.; Fraser, D. (2005): Influence of neck-rail placement on free-stall preference, use, and cleanliness. *Journal of Dairy Science* 88(8), S. 2730-2737, [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(05\)72952-0](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(05)72952-0)
- Tucker, C.B.; Zdanowicz, G.; Weary, D.M. (2006): Brisket boards reduce freestall use. *Journal of Dairy Science* 89(7), S. 2603-2607, [https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(06\)72337-2](https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(06)72337-2)
- Tucker, C.B.; Jensen, M.B.; de Passillé, A.M.; Hänninen, L.; Rushen, J. (2021): Invited review: Lying time and the welfare of dairy cows. *Journal of Dairy Science* 104(1), S. 20-46, <https://doi.org/10.3168/jds.2019-18074>
- van Belle, G. (2008): *Statistical rules of thumb*. Second edition, New York, Wiley
- Vasseur, E.; Rushen, J.; Haley, D.B.; de Pastille, A.M. (2012): Sampling cows to assess lying time for on-farm animal welfare assessment. *Journal of Dairy Science* 92(9), S. 4968-4977, <https://doi.org/10.3168/jds.2011-5176>
- Westin, R.; Vaughan, A.; de Passillé, A. M.; DeVries, T. J.; Pajor, E. A.; Pellerin, D.; Siegford, J. M.; Vasseur, E.; Rushen, J. (2016): Lying times of lactating cows on dairy farms with automatic milking systems and the relation to lameness, leg lesions, and body condition score. *Journal of Dairy Science* 99(1), S. 551-561, <https://doi.org/10.3168/jds.2015-9737>
- Wolfinger, R. (1993): Covariance structure selection in general mixed models. *Communication in Statistics. Simulation and Computation* 22(4), S. 1079-1106, <https://doi.org/10.1080/03610919308813143>

Autoren

Prof. Dr. Barbara Benz ist Professorin im Studiengang Agrarwirtschaft an der Hochschule für Wirtschaft und Umwelt in Nürtingen-Geislingen, Neckarsteige 6-10, 72622 Nürtingen, E-Mail: barbara.benz@hfwu.de

Dr. Jens Hartung ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Institut für Kulturpflanzenwissenschaften, Bereich Biostatistik, Universität Hohenheim, 70599 Stuttgart, E-Mail: jens.hartung@uni-hohenheim.de

Sabine Kurz, Dipl. agr. Ing. (FH), ist wissenschaftliche Assistentin für Pflanzenbau und Phytomedizin an der Hochschule für Wirtschaft und Umwelt Nürtingen-Geislingen, Neckarsteige 6-10, 72622 Nürtingen