

WOLFRAM RICHARDT, HEINZ JEROCH und JOACHIM SPILKE

Fütterungs- und nicht fütterungsbedingte Einflüsse auf den Milchwahnstoffgehalt von Milchkühen

1. Mitteilung: Fütterungsbedingte Einflussfaktoren auf den Milchwahnstoffgehalt von Milchkühen

Summary

Title of the paper: **The impact of nutrition and non nutrition factors on milk urea concentration. I. The impact of nutrition factors on milk urea concentration**

The object of this study was to determine the impact of dietary crude protein / energy balance, stage of lactation, parity, milk yield or milk protein yield, milk protein content, somatic cell count, season and herd on milk urea concentration under the conditions of large herds (50 - 1000 dairy cows) and routine milk yield recording. From this data a model was created to predict the milk urea concentration for a single dairy cow or a feeding group. For the analysis of the data a mixed linear model (proc mixed; SAS®, 1997) was used. The fixed effects (ratio of crude protein / energy, degradability of dietary crude protein, ruminal N-balance, lactation period, parity) was computed by generalized least-squares-means. The season, herd and month were used as random effects. Milk yield or milk protein yield, milk protein content, somatic cell count and day in milk were included as Covariables in the model. The effect of dietary crude protein / energy balance on milk urea was significant ($p < 0.0001$). For diets with an optimal ratio of crude protein / energy (according to GfE, 1997) 226 mg/l was calculated using least-squares-means. For diets with excess of crude protein this figure rose to 252 mg/l. In this study a significant difference in least-squares-means calculated urea concentration did not exist for degradability of dietary crude protein. On the other hand, a significant difference in least-squares-means calculated urea concentration existed for ruminal N-balance between 0 and 2.

Key Words: cows, milk urea, nutrition factors

Zusammenfassung

Ziel der vorliegenden Untersuchung war die Beantwortung der Frage, in wie weit in großen Beständen der Harnstoffgehalt in der Milch unter den Bedingungen einer routinemäßigen Überprüfung im Rahmen der Milchleistungsprüfung von verschiedenen Faktoren beeinflusst wird. Mit den Ergebnissen sollten Grundlagen für ein neues Auswertungs- und Beratungskonzept erstellt werden, mit dessen Hilfe exakter die Versorgung mit Rohprotein beurteilt werden kann. In der Untersuchung wurden fütterungs- und nicht fütterungsbedingte Einflüsse gleichzeitig berücksichtigt. Die mathematisch-statistische Auswertung erfolgte mit Hilfe eines gemischten linearen Modells. Rohproteinversorgung, Abbaurate des Rohproteins, ruminale Stickstoffbilanz, Laktationsdrittel und Laktationsnummer gingen als feste Effekte, Saison, Betrieb und Monat als zufällige Effekte und Milchmenge, Eiweißmenge, Eiweißgehalt, Laktationstag und Gehalt an somatischen Zellen als Co-Variablen in das Modell ein. Zwischen Tieren mit ausgeglichenen Rationen und Tieren mit einem Rohproteinüberhang in der Ration (> 2 kg Milcherzeugungswert aus dem Rohprotein) konnte eine signifikante ($p < 0,0001$) Differenz des Milchwahnstoffgehaltes von ca. 26 mg/l ermittelt werden. Die Least-Squares-Means für beide Gruppen lagen bei 226 bzw. 252 mg/l. Für die Stufen der Abbaurate des Rohproteins fanden sich keine signifikanten Differenzen. Nur zwischen Rationen mit einer ruminale N-Bilanz = 0 und 2 (± 1) war ein signifikanter Unterschied im Milchwahnstoffgehalt nachweisbar. Für die Least-Squares-Means ergaben sich Werte von 215 und 246 mg/l.

Schlüsselwörter: Milchkühe, Milchwahnstoff, Fütterungsfaktoren

Einleitung

Steigende Leistungen, wachsende Herden- und Betriebsgrößen sowie zunehmender Kostendruck in der Landwirtschaft zwingen in immer stärkerem Maße zu einem Management, in dem nicht nur die Kosten, sondern vor allem vermeidbare Verluste reduziert werden müssen. So steht die bedarfsgerechte Versorgung der Tiere mit Rohprotein (XP), auf Grund des hohen Anteils von XP an den Rationskosten, nach wie vor im Mittelpunkt des Interesses.

In verschiedenen Fütterungsversuchen konnte gezeigt werden, dass der Milchlhamstoffgehalt stark durch die Rohprotein- und Energieversorgung beeinflusst wird und unter Einbeziehung des Milcheiweißgehaltes als Kontrollparameter für die Einschätzung der Energie- und Rohproteinversorgung sehr gut geeignet ist (PIATKOWSKI et al., 1981; KIRCHGEßNER et al., 1986; HOFFMANN und STEINHÖFEL, 1990; HOF et al., 1997; SCHEPERS und MEIJER, 1998). Auf Grundlage der Arbeiten von KIRCHGEßNER et al. (1986) wird in Deutschland davon ausgegangen, dass sich der Milchlhamstoffgehalt bei ausgeglichener Energie- und Rohproteinversorgung in einem Bereich von 150 - 300 mg/l befindet. Das heißt, dass mit einem sehr weiten Intervall mit feststehenden Grenzen und ohne Berücksichtigung anderer Faktoren gearbeitet wird. Neben dem Einfluss der Energie- und Rohproteinversorgung werden in der Literatur auch Einflussfaktoren wie Milchmenge, Laktationsstadium, Alter der Tiere und Eutergesundheit diskutiert (KIRCHGEßNER und KREUZER, 1985; CARLSSON et al., 1995; BARTON et al., 1996; GUTJAHR et al., 1997).

Mit Beginn der 90er Jahre wurde durch viele Landeskontrollverbände die routinemäßige Bestimmung des Harnstoffgehaltes in den im Rahmen der Milchleistungsprüfung gewonnenen Milchproben eingeführt. In Verbindung mit den Laktationsdaten (Laktationsnummer, Laktationstag) liegt damit ein wertvolles Datenmaterial (Felddaten) vor. Bei der mathematisch-statistischen Modellierung von Praxisdaten sind meist sowohl feste als auch zufällige Effekte zu berücksichtigen. Die Untersuchung dieser Gegebenheit mit einem mathematisch-statistischen Modell erfordert die Anwendung eines gemischten Modells (HENDERSON, 1990). Bedingt durch die in den letzten Jahren rasante Weiterentwicklung der Soft- und Hardware ist es möglich, ein derartiges Modell auch auf große Datenmengen anzuwenden.

Im Rahmen von drei Mitteilungen sollen die Ergebnisse von Untersuchungen zu fütterungs- und nicht fütterungsbedingten Einflüssen auf den Milchlhamstoffgehalt dargestellt werden. Für die vorliegende Arbeit ergaben sich aus der Literatur (KIRCHGEßNER et al., 1986; HOFFMANN und STEINHÖFEL, 1990; CARLSSON et al., 1995; GUTJAHR et al., 1997; HOF et al., 1997; SCHEPERS und MEIJER, 1998) folgende zu prüfende Einflüsse:

- Rohproteinversorgung
- Abbaurate des Rohproteins
- ruminale N-Bilanz
- Alter der Tiere (Laktationsnummer)
- Laktationsstadium
- Milchleistung und Milchinhaltsstoffe
- Eutergesundheit
- Umwelt (Betrieb, Jahreszeit).

Während in der ersten Mitteilung die Ergebnisse der fütterungsbedingten Faktoren vorgestellt und diskutiert werden, wird in der zweiten Mitteilung auf die nicht fütterungsbedingten Faktoren eingegangen. Material und Methoden werden in der ersten Mitteilung ausführlich beschrieben. In der dritten Mitteilung wird dann aus den wichtigsten Einflussfaktoren ein Modell abgeleitet, mit dessen Hilfe die Versorgung der Milchkühe mit Rohprotein exakter eingeschätzt werden kann.

Material und Methoden

Tier- und Probenmaterial

Die Untersuchungen erfolgten im Zeitraum von Januar 1997 bis Dezember 1997. Es wurden aus dem Prüfgebiet des Sächsischen Landeskontrollverbandes e. V. 28 Betriebe ausgewählt. Die Auswahl erfolgte zufällig aus der Gruppe der Betriebe mit einer Laktationsleistung über 6500 kg Milch. Damit sind alle nachfolgenden Aussagen streng auf das hohe Leistungsniveau beschränkt. In allen Betrieben standen ausschließlich Tiere der Rasse Holstein-Schwarzbunt.

In die Untersuchung wurden Daten aus der Milchleistungsprüfung und Daten der Fütterung einbezogen. Als Einflussfaktoren auf den Milchwurstoffgehalt wurden Saison, Betrieb, Monat, Laktationsnummer, Laktationsstadium, Rohproteinversorgung, Abbaurate des Rohproteins, ruminale Stickstoffbilanz, Laktationstag und Gehalt an somatischen Zellen untersucht. Für die Auswertung kamen Datensätze zur Anwendung, die folgenden Bedingungen entsprachen: tägliche Milchleistung [kg] $3,0 \leq x < 80,0$, Eiweißgehalt [%] $1,5 \leq x < 7,0$, Harnstoffgehalt [mg/l] $10 \leq x \leq 600$, Laktationstag $6 \leq x < 400$, Laktationsnummer $1 \leq x \leq 5$. Die Grenzwerte für die Merkmale Milchleistung und Eiweißgehalt entsprechen der Festlegung für gültige Leistungen in der Milchleistungsprüfung. Für den Milchwurstoffgehalt wurden die Grenzwerte der Literatur (KIRCHGEßNER et al., 1986; HOFFMANN und STEINHÖFEL, 1990; HOF et al., 1997; RODRIGUEZ et al., 1997) entnommen. Entsprechend den Richtlinien der Milchleistungsprüfung wird die erste Milchleistungsprüfung ab dem sechsten Laktationstag durchgeführt. Außerdem wurden nur Tiere bis zur fünften Laktation in die Untersuchung mit einbezogen, da der Anteil Tiere über fünf Laktationen sehr gering war ($< 2\%$) und damit der Effekt der Laktationsnummer nur mit geringer Präzision zu schätzen wäre.

Von den 28 Betrieben setzten 10 Betriebe ganzjährig Silage und 18 Betriebe in der Vegetationsperiode Grünfutter ein. In 6 Betrieben wurde Weidehaltung durchgeführt. Aus den 291 erfassten Rationen konnten nach dem Verhältnis der Grundfutterkomponenten folgende Rationstypen differenziert werden: $> 50\%$ Maissilage, $> 50\%$ Grassilage, 100 % Grassilage, $> 50\%$ Grünfutter + Silage und 100 % Weide. Die Besetzung der Klassen betrug (in oben genannter Reihenfolge) 191 (65,6 %), 52 (17,9 %), 4 (1,4 %), 20 (6,9 %) und 24 (8,2 %). In fast allen Rationen wurden eiweißreiche Konzentrate sowohl mit einer mittleren als auch mit einer niedrigen Rohproteinabbaubarkeit eingesetzt (Rapsextraktionsschrot, Sonnenblumenextraktionsschrot bzw. Birtreber, Sojaextraktionsschrot, Trockengrün). Ein Betrieb nutzte ganzjährig Futterharnstoff in Mengen von 40 - 80g/Tier und Tag. Als energiereiche Konzentrate wurden überwiegend Gerste, Triticale, Melasse, Press- bzw. Trockenschnitzel verwendet. Nur 5 Betriebe setzten ganzjährig Körnermais ein.

Für alle Rationen wurde der Milcherzeugungswert für Energie und Rohprotein ermittelt (GEH, 1986; GFE, 1995; DLG-FUTTERWERTTABELLEN, 1997). Entsprechend ihrer Versorgung mit Rohprotein relativ zur Energie wurden die Rationen in zwei Klassen eingeordnet:

Versorgungsstufe I (RPV I): Rationen mit einem ausgeglichenen Energie-Rohprotein-Verhältnis (Differenz zwischen dem Milcherzeugungswert aus Rohprotein und Energie: 0 bis 1,9 kg)

Versorgungsstufe II (RPV II): Rationen mit einem relativen Rohproteinüberhang (Differenz zwischen dem Milcherzeugungswert aus Rohprotein und Energie: 2 bis 4 kg).

In Abhängigkeit von den eingesetzten Futtermitteln wurde für alle Rationen die Abbaurate des Rohproteins geschätzt. Die Abbauraten der Einzelfuttermittel (Abbaurate = 100-UDP) wurden den DLG-Futterwerttabellen für Wiederkäuer (1997) entnommen. Die Zuordnung der Gesamtration erfolgte in eine von drei Klassen:

ABR I (< 65% Abbaurate), ABR II (65 - 80% Abbaurate), ABR III (> 80% Abbaurate).

Für die einzelnen Rationen wurden nach der von der GfE (1997) angegebenen Formel die ruminale Stickstoffbilanz [g N/kg TS] ermittelt und in 5 Stufen (≤ -2 ; -1 ; 0 ; $2 (+/-1)$; ≥ 4) eingeteilt.

Analytische Methoden

Die Bestimmung des Eiweiß- und Harnstoffgehaltes sowie des Gehaltes an somatischen Zellen wurde im Milchlabor des Sächsischen Landeskontrollverbandes e. V. vorgenommen. Dazu wurden Combi-Foss-Geräte (Milcoscan 4400) genutzt, die auf Basis der Absorptions-Spektroskopie im mittleren Infrarot-Bereich arbeiten.

Mathematisch-statistische Methoden

In den meisten bisherigen Untersuchungen wurde mit Hilfe der Korrelations- und Regressionsanalyse bzw. Varianzanalyse (Modell II, Schätzung von zufälligen Effekten) der Einfluss ausgewählter Parameter auf den Milchharnstoffgehalt geprüft. Bei der Beschreibung der vorliegenden Praxisdaten sind aber feste und zufällige Effekte zu berücksichtigen, was zu einem gemischten linearen Modell führt. Die Schätzung der Modellparameter wurde mit der SAS-Prozedur Mixed (SAS, 1997, Version 6.12) vorgenommen. Für die weiteren Untersuchungen wurde der Harnstoffgehalt, d. h. der im Rahmen der Milchleistungsprüfung beobachtete Harnstoffgehalt, als normalverteilte Zufallsvariable angesehen. Für die Realisationen y einer solchen Zufallsvariable y kann das folgende lineare Modell unterstellt werden:

$$y = X\beta + Zu + e \quad (1)$$

mit

- β = $p \times 1$ Vektor der unbekannten festen Effekte und Covariablen
- u = $q \times 1$ Vektor der unbekannten zufälligen Effekte
- e = $n \times 1$ Vektor der unbekannten zufälligen Resteffekte
- X = bekannte $n \times p$ Versuchsplanmatrix der festen Effekte und Covariablen
- Z = bekannte $n \times q$ Versuchsplanmatrix der zufälligen Effekte

Weiter soll gelten :

$$\underline{u} \sim N(\underline{0}; G), \underline{e} \sim N(\underline{0}; R)$$

$$E(\underline{y}) = X\beta$$

$$\text{Var}(\underline{y}) = ZGZ' + R$$

Da neben dem gemischten Modell weiterhin eine unbalancierte Datenstruktur zu berücksichtigen ist, wurde für die Schätzung der durch die zufälligen Effekte hervorgerufenen Varianzkomponenten die dieser Modell- und Datenstruktur besser angepasste Methode REML (PATTERSON und THOMPSON, 1971) verwendet. Zur Beurteilung der Wirkung der Stufen der festen Effekte und deren Differenzen wurden die Least-Squares-Means (LSM) verwendet. Die LSM ergeben sich aus der zugehörigen Linear-kombination des Lösungsvektors $\hat{\beta}$ der festen Effekte und haben gegenüber den Stufenmittelwerten den Vorteil, dass der Einfluss der ungleichen Klassenbesetzung ausgeschaltet ist. Die unbalancierte Datenstruktur erlaubt weiterhin nicht, die Freiheitsgrade für den Vergleich der LSM exakt anzugeben. Hierfür wurde eine auf SATTERTHWAIT (1946) basierende Approximation genutzt. In Tabelle 1 sind am Beispiel der Modelle 1-3 die verwendeten Einflussfaktoren aufgeführt. Eine detaillierte Begründung für die Einbeziehung der Effekte und deren Form (fest, zufällig, Covariable) erfolgt in den einzelnen Abschnitten.

Tabelle 1

Darstellung der Modelle 1-3 mit Angabe der Effekte und Covariablen (Models 1 to 3 with Effects (fixed, random, Covariable))

Modell	zufälliger Effekt				fester Effekt					Covariablen				
	SAI	BE	MO	BM	LAN	LST	RPV	ABR	RNB	MM	EIG	EIM	LAT	GSZ
1					X		X	X		X	X		X	X
2	X				X				X	X	X		X	X
3	X					X	X					X	X	X

SAI = Saison, BE = Betrieb, MO = Monat, BM = Betrieb*Monat, LAN = Laktationsnummer, LST = Laktationsstadium (Laktationsdrittel), RPV = Versorgung mit Rohprotein, ABR = Abbaurate des Rohproteins, RNB = ruminale N-Bilanz [g N/kg TS]; MM = Milchmenge [kg/Tier und Tag], EIG = Eiweißgehalt [%], EIM = Eiweißmenge [kg/Tier und Tag], LAT = Laktationstag, GSZ = Gehalt an somatischen Zellen [Tsd./ml]

Ergebnisse und Diskussion

Der Einfluss von Rohproteinversorgung, Rohproteinabbaurate und ruminale Stickstoffbilanz auf den Milchstoffgehalt wurde in der vorliegenden Untersuchung ausschließlich als fester Effekt (nicht als Covariable) in das Modell eingeführt (Tab. 1). Auf Grund der vorliegenden Datenstruktur (z. B. war die Futteraufnahme für das Einzeltier nicht bekannt) war eine metrische Skalierung und eine entsprechende Formulierung als Covariablen nicht möglich bzw. hätte zu erheblichen Fehlern geführt.

Energie- und Rohproteinverhältnis

Die Höhe des Harnstoffgehaltes in der Milch wird sowohl von der Rohprotein- als auch von der Energieversorgung beeinflusst. Verschiedene Autoren konnten einen negativen Zusammenhang zwischen Energieversorgung und Milchstoffgehalt nachweisen (KIRCHGEßNER et al., 1985; KIRCHGEßNER und KAUFMANN, 1987; HOFFMANN und STEINHÖFEL, 1990; MAIERHOFER et al., 1993; CARRUTHERS et al., 1997). Von zahlreichen Autoren wurde ein positiver Zusam-

menhang zwischen der Rohproteinversorgung und dem Harnstoffgehalt beschrieben (PIATKOWSKI et al., 1981; KIRCHGEßNER und KREUZER, 1985; KIRCHGEßNER et al., 1985; CARROLL et al., 1988; PARRASSIN et al., 1991; GUSTAFSSON und CARLSSON, 1993; ELROD et al., 1993; ROSELER et al., 1993; GARCIA-BOJALIL et al., 1994; BARTON et al., 1996; SCHEPERS und MEIJER, 1998).

KIRCHGEßNER und KAUFMANN (1987), KIRCHGEßNER und WINDISCH (1989) und GUSTAFSSON und CARLSSON (1993) konnten eine enge Beziehung zwischen dem Harnstoffgehalt in der Milch und dem Rohprotein-Energie-Verhältnis des Futters nachweisen. KIRCHGEßNER und WINDISCH (1989) und HOFFMANN und STEINHÖFEL (1990) merken jedoch an, dass die alleinige Betrachtung des Harnstoffgehaltes keine Rückschlüsse auf das Rohprotein-Energie-Verhältnis zulässt. Erst die Einbeziehung des Eiweißgehaltes der Milch zeigt die Fehlernährung an.

In die Auswertung wurden 291 Rationen einbezogen. Die Besetzung der einzelnen Klassen ist in Tabelle 2 wiedergegeben. Während, in Bezug auf die Anzahl untersuchter Rationen Klasse I und II gleichmäßig besetzt sind, befinden sich etwa 63 % der Tiere in Klasse I und 37 % in Klasse II.

Tabelle 2

Besetzung der Rohproteinversorgungsklassen (n = 291) (Number of Diets and Animals within Crude Protein/Energy Balance Steps)

Klasse	Anzahl Rationen	Anzahl Tiere
RPV I	146	65914
RPV II	145	38191

Für den Faktor Rohproteinversorgung (fester Effekt) ergab sich in allen Modellen ein hochsignifikanter Einfluss auf den Milchwahstoffgehalt ($p < 0,0001$). Im Modell 3 zeigten sich für die Rohproteinversorgungsklassen I und II Least-Squares-Means (LSM) von 226 und 252 mg Harnstoff/l Milch. Die Differenz zwischen Klasse I und II beträgt 26 mg/l und ist hoch signifikant ($p < 0,0001$). Dies bedeutet, dass bei den Tieren in der Gruppe mit einem Rohproteinüberhang im Durchschnitt ein mit 26 mg/l signifikant höherer Milchwahstoffgehalt nachgewiesen wurde als in der Gruppe mit einem ausgewogenen Verhältnis von Energie und Rohprotein.

Die vorliegenden Ergebnisse stimmen mit denen aus anderen zum Teil bereits zitierten Untersuchungen überein. Wenngleich eine hochsignifikante Differenz besteht, ist der Effekt der Rohproteinübersversorgung auf die Höhe des Harnstoffgehaltes in der Milch jedoch klein. Zu einem ähnlichen Ergebnis kamen WEIß et al. (1996) in ihren Untersuchungen. Die Ursachen dürften zum Teil in der Datenherkunft liegen, da die zugrunde liegenden Daten aus Felderhebungen und nicht aus Fütterungsversuchen mit differenzierten Rationstypen stammen. Legt man der Differenz von 26 mg Harnstoff/l Milch die Regressionsgleichung von KIRCHGEßNER und KAUFMANN (1987) zugrunde, würde das bedeuten, dass die Rationen in der Rohproteinversorgungsklasse II im Durchschnitt ca. 0,7 % Rohprotein in der Trockensubstanz mehr enthielten als Rationen in der Rohproteinversorgungsklasse I. Bei einer Trockensubstanzaufnahme von 16 - 17 kg je Tier und Tag entspricht dies 112 - 119 g Rohprotein/Tier und Tag und damit einem Milcherzeugungswert von ca. 1,4 - 1,5 kg Milch aus dem Rohprotein mehr als aus der Energie. Dieses Ergebnis stimmt relativ gut mit den gefütterten Ratio-

nen überein, da Betriebe der Klasse I nach Energie- und Rohproteinverhältnis ausgeglichene Rationen bzw. nur mit geringfügigem Rohproteinüberhang (als „Sicherheitszuschlag“) und Betriebe der Klasse II Rationen mit nur einem moderaten Rohproteinüberhang (von 2 - 4 kg Milcherzeugungswert) verfüttert haben.

Rohproteinabbaurate

Der aus hohen Leistungen resultierende große Rohproteinbedarf führt zu steigenden NH_3 -Verlusten in den Vormägen und somit zu einem Anstieg des Harnstoffgehaltes (KAUFMANN et al., 1982). Daraus wird die Notwendigkeit abgeleitet, bei hohen Milchleistungen die Abbaurate des Rohproteins in der Ration zu reduzieren, um ein ausreichendes Eiweißangebot am Dünndarm zu gewährleisten. Verschiedene Autoren konnten nachweisen, dass durch eine Verringerung der Rohproteinabbaurate bzw. der Löslichkeit des Rohproteins der Blut- und Milchwahstoffgehalt sinkt (FOLMAN et al., 1981; ELROD et al., 1993; METCALF et al., 1994; PIEPENBRINK et al., 1998; WILSON et al., 1998). Andererseits konnten RODRIGUEZ et al. (1997) in ihren Versuchen mit einem sehr hohen Rohproteinüberhang keinen Einfluss der Abbaurate auf den Milchwahstoffgehalt feststellen. Ursache dafür könnte die von ROSELER et al. (1993) geäußerte Vermutung sein, dass sowohl ruminale als auch postruminale N-Überschüsse über die Leber zu Harnstoff synthetisiert werden.

Die Besetzung der Klassen für die Abbaurate des Rohproteins ist in Tabelle 3 wiedergegeben. Es zeigt sich, dass die mittlere Klasse (ABRII) am häufigsten besetzt ist und Rationstypen mit einer hohen (> 80 %) bzw. einer niedrigen (< 65 %) Abbaurate des Rohproteins seltener auftreten.

Für den Faktor Rohproteinabbaurate ergab sich im Modell 1 kein signifikanter Einfluss auf den Milchwahstoffgehalt. Der Least-Squares-Means für die Klasse mit einer niedrigen Rohproteinabbaurate beträgt 238, für die mittlere Klasse 230 und für die Klasse mit hoher Rohproteinabbaurate 215 mg/l. Für die Differenzen ergibt sich also folgendes Bild: $ABRI > ABRII > ABRIII$.

Tabelle 3

Besetzung der Klassen Rohproteinabbaurate (n = 291) (Number of Diets and Animals within Degradability of Dietary Crude Protein Steps)

Klasse	Abbaurate	Anzahl Rationen	Anzahl Tiere
ABRI	< 65 %	17	9149
ABRII	65 - 80 %	246	89929
ABRIII	> 80 %	28	5027

Aus dem oben Genannten wird deutlich, dass der Harnstoffgehalt mit steigender Abbaurate des Rohproteins tendenziell sinkt. Damit steht dieses Ergebnis im Gegensatz zu Veröffentlichungen anderen Autoren. Einige Autoren konnten für Rationen mit einer geringeren Rohproteinabbaurate (ABRI) niedrigere Harnstoffgehalte nachweisen (FOLMAN et al., 1981; PIEPENBRINK et al., 1998). Es wurde aber auch von verschiedenen Autoren gezeigt, dass bei Rohproteinüberschüssen in der Ration trotz Verringerung der Abbaurate der Harnstoffgehalt nicht sinkt (ROSELER et al., 1993; RODRIGUEZ et al., 1997). Der möglicherweise wichtigste Grund liegt in der Unsicherheit bei der Schätzung der Abbaurate des Rohproteins in der Ration (Werte aus den DLG-Futterwerttabellen, 1997). Für Futtermittel mit unterschiedlicher botanischer

Zusammensetzung (z. B. Grassilagen), für behandelte Futtermittel (z. B. Extraktionschrote) und für Mischfuttermittel (mit unterschiedlicher Zusammensetzung) variiert die Abbaurate und damit der Gehalt an ruminal unabbaubarem Rohprotein (UDP) aber beträchtlich und kann durch Tabellenwerte nur sehr unzureichend wiedergegeben werden. So konnten z. B. SÜDEKUM et al. (1998) im Gegensatz zu den tabellierten Werten durch in vivo Messungen bei Rapsextraktionsschrot eine ähnlich niedrige Abbaurate wie für Sojaextraktionsschrot feststellen.

Ruminale Stickstoffbilanz

In Deutschland wurde 1997 die Kalkulation des Nutzbaren Rohproteins am Duodenum (nXP) als neues Proteinbewertungssystem eingeführt (GfE, 1997). Neben dem Nutzbaren Rohprotein wird auch die Ruminale Stickstoffbilanz (RNB) ausgewiesen. Da die Ruminale Stickstoffbilanz die Verhältnisse des Vormagenbereichs widerspiegelt, sollte auch eine enge Beziehung zum Harnstoffgehalt in der Milch bestehen. In der Literatur sind aber derzeit nur wenige Angaben über diesen Zusammenhang zu finden. So konnten GIERUS et al. (1999) einen positiven Zusammenhang zwischen der RNB und dem Milchlarnstoffgehalt nachweisen ($y = 0,1049x + 23,5$, $B = 0,28$). Ein der RNB vergleichbarer Parameter ist die OEB im niederländischen Proteinbewertungssystem. HOF et al. (1997) und SCHEPERS und MEIJER (1998) konnten mit $r = 0,9$ und $0,8$ eine enge Beziehung zwischen der OEB und dem Milchlarnstoffgehalt bzw. dem natürlichen Logarithmus des Milchlarnstoffgehaltes nachweisen.

Für die einzelnen Rationen wurde die Ruminale Stickstoffbilanz nach der von der GfE (1997) festgelegten Formel berechnet. In der Tabelle 4 sind die Klassen für die ruminale Stickstoffbilanz [g N/kg TS] und die Besetzung der einzelnen Klassen nach Anzahl Rationen und Tieren angegeben. Es zeigt sich, dass Rationen mit einer RNB = 0 sowie RNB = 2 am häufigsten und relativ gleichmäßig besetzt sind. Andere RNB-Klassen traten seltener auf.

Für den Faktor ruminale Stickstoffbilanz konnte im Modell 2 ein hochsignifikanter Einfluss auf die Höhe des Milchlarnstoffgehaltes nachgewiesen werden ($p < 0,0001$).

Tabelle 4

Besetzung der ruminalen Stickstoffbilanz Klassen ($n = 291$) (Number of Diets and Animals within RNB Steps)

RNB-Klassen [g N/kg TS]	Anzahl Rationen	Anzahl Tiere
≤ -2	13	7529
-1	4	1620
0	133	58385
2 (1-3)	113	31544
≥ 4	28	5027

Die Schätzung der Least-Squares-Means (LSM) für die einzelnen RNB Stufen ist in der Abbildung dargestellt.

Für die Differenzen ergibt sich folgendes Bild:

$$RNB(=2) > RNB(\leq -2) > RNB(\geq 4) > RNB(-1) > RNB(0).$$

Nur die Differenz zwischen der Stufe RNB(=2) und RNB(=0) ist signifikant ($p < 0,0001$), alle anderen Differenzen sind nicht signifikant.

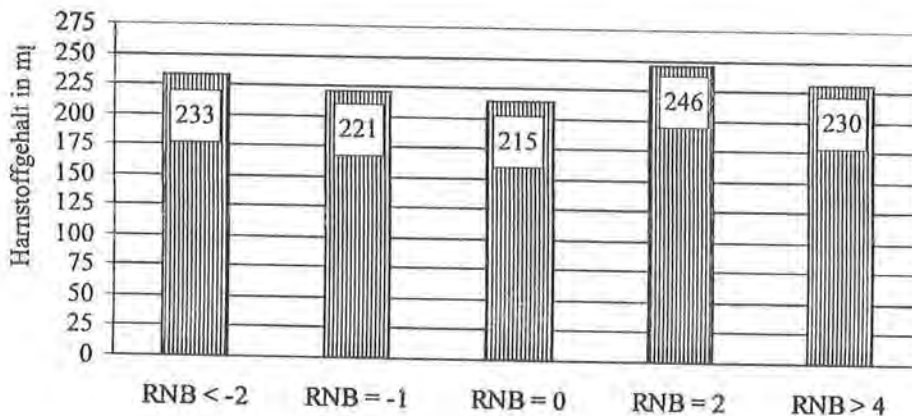


Abb.: Schätzung der Least-Squares-Means für die Stufen der ruminalen Stickstoffbilanz (Modell 2) (Computed Generalized Least-Squares-Means for RNB Steps)

Dieses Ergebnis steht teilweise im Gegensatz zu den erwarteten Ergebnissen. Erwartet werden konnte ein Anstieg des Harnstoffgehaltes mit steigender ruminaler Stickstoffbilanz. Die ruminale Stickstoffbilanz wird sowohl von der Höhe der Energie- und Rohproteinversorgung als auch von der (geschätzten) Abbaurate des Rohproteins beeinflusst. Während für die Schätzung des Energiegehaltes Gleichungen vorhanden sind und sich der Rohproteingehalt laboranalytisch genau messen lässt, bestehen für die Abbaurate nur tabellierte Werte (DLG-Futterwerttabelle, 1997). Aus der oben beschriebenen Unsicherheit bei Anwendung tabellierter Abbauraten ergeben sich daher erhebliche Fehler bei der Schätzung des Gehaltes an nutzbarem Rohprotein (nXP) und nachfolgend in der Einschätzung der RNB.

Interessant ist jedoch die Tatsache, dass sich die beiden Klassen RNB=0 und RNB=2, in denen sich über 80% der Rationen und über 90% der Tiere befinden, signifikant unterscheiden. Bei Rationen mit einer RNB = 2 (also einer höheren RNB) liegt der Milchwurststoffgehalt um 31 mg/l höher als in Rationen mit einer RNB = 0. Damit werden die in der Literatur beschriebenen Ergebnisse bestätigt. Die nichtsignifikanten Differenzen zwischen den anderen Stufen lassen sich vermutlich auf die zu geringe Anzahl an Rationen zurückführen. Das bedeutet, dass sich zwar im Mittel von vielen Beobachtungen die RNB richtig berechnen lässt, sich also die Fehler bei der Schätzung der Abbaurate ausgleichen, aber für die konkrete Ration noch eine erhebliche Varianz besteht.

Schlussfolgerungen

In den vorliegenden Untersuchungen konnte ein signifikant positiver Zusammenhang zwischen der relativen Rohproteinversorgung (Energie-Rohprotein-Verhältnis) und dem Milchwurststoffgehalt festgestellt werden. Für Rationen mit einem Rohproteinüberhang von mindestens 2 kg MEW gegenüber dem MEW aus der Energie konnte im Vergleich zu ausgeglichenen Rationen ein um 26 mg/l höherer Harnstoffgehalt ermittelt werden. Damit stimmen die Ergebnisse mit denen aus der

Literatur überein. Für die beiden Klassen ergaben sich LSM von 226 (RPV I) bzw. 252 mg Harnstoff/l Milch (RPV II). Weiterhin konnte zwischen den Klassen RNB=0 und RNB=2 eine hochsignifikante Differenz ($p < 0,0001$) nachgewiesen werden, während die Differenzen zwischen den anderen Klassen (RNB = -2, RNB = -1, RNB = >4) nicht signifikant waren. Eine Ursache für die nicht nachweisbaren signifikanten Unterschiede und für die zum Teil widersprüchlichen Ergebnisse (der LSM für den Milchwahnstoffgehalt der Klasse RNB = -2 ist mit 233 mg/l höher als der der RNB = >4 mit 230 mg/l) liegt möglicherweise in der Unsicherheit der Schätzung der Abbaurate des Rohproteins. So konnte in diesen Untersuchungen kein signifikanter Einfluss der Abbaurate des Rohproteins auf den Milchwahnstoffgehalt festgestellt werden. Dies weist daraufhin, dass tabellierte Abbauraten eine erhebliche Fehlerquelle darstellen. Da die Abbaurate ein wichtiger Bestandteil der Schätzgleichung für die RNB ist, muss auch die Schätzung der RNB mit Fehlern behaftet sein. Es zeigt sich aber, dass zwischen den Rationen mit RNB=0 und RNB=2 signifikante Differenzen bestehen, welche mit den in der Literatur gefundenen Ergebnissen übereinstimmen. Da sich in diesen beiden Klassen aber 80% der Rationen befinden, kann geschlussfolgert werden, dass im Mittel vieler Rationen die Schätzung der RNB zwar korrekt ist, bezogen auf die Einzeleration jedoch erhebliche Fehler auftreten können.

Auf Grund dieses Ergebnisses werden in den folgenden Auswertungen nur die mengenmäßige Versorgung mit Rohprotein und nicht die Abbaurate des Rohproteins oder die Ruminale Stickstoffbilanz berücksichtigt.

Literatur

- BARTON, B.A.; ROSARIO, H.A.; ANDERSON, G.W.; GRINDLE, B.P.; D. J. CARROLL, D.J.:
Effects of Dietary Crude Protein, Breed, Parity, and Health Status on the Fertility of Dairy Cows. *J. Dairy Sci.* 79 (1996), 2225 - 2236
- CARLSSON, J.; BERGSTRÖM, J.; PEHRSON, B.:
Variations with breed, age, season, yield, stage of lactation and herd in the concentration of urea in bulk milk and in individual cow's milk. *Acta vet. Scand.* 36 (1995), 245 - 254
- CARROL, D.J.; BARTON, B.A.; ANDERSON, G.W.; SMITH, R.D.:
Influence of protein intake and feeding strategy on reproductive performance of dairy cows. *J. Dairy Sci.* 71 (1988), 3470 - 3481
- CARRUTHERS, V.R.; NEIL, P.G.; DALLEY, D.E.:
Effect of altering the non-structural : structural carbohydrate ratio in a pasture diet on milk production and ruminal metabolites in cows in early and late lactation. *Anim. Sci.* 64 (1997), 393 - 402
- DLG-FUTTERWERTTABELLEN:
Wiederkäuer, DLG Verlag, Frankfurt, 7. Auflage, 1997
- ELROD, C.C.; VAN AMBURGH, M.; BUTLER, W.R.:
Alterations of pH in Response to Increased Dietary Protein in Cattle are Unique to the Uterus. *J. Anim. Sci.* 71 (1993), 702 - 706
- FOLMAN, Y.; NEUMARK, H.; KAIM, M.; KAUFMANN, W.:
Performance, Rumen and Blood Metabolites in High-Yielding Cows Fed Varying Protein Percents and Protected Soybean. *J. Dairy Sci.* 64 (1981), 759 - 768
- GARCIA-BOJALIL, C. M.; STAPLES, C.R.; THATCHER, W.W.; DROST, M.:
Protein Intake and Development of Ovarian Follicles and Embryos of Superovulated Nonlactating Dairy Cows. *J. Dairy Sci.* 77 (1994), 2537 - 2548
- GEH:
Ausschuss für Bedarfsnormen der Gesellschaft für Ernährungsphysiologie der Haustiere, Energie- und Nährstoffbedarf landwirtschaftlicher Nutztiere. Nr. 3. Milchkühe und Aufzuchttrinder, DLG-Verlag Frankfurt/M., 1986

- Gesellschaft für Ernährungsphysiologie:
Zur Energiebewertung beim Wiederkäuer. *Proc. Soc. Nutr. Physiol.* 4, 1995
- Gesellschaft für Ernährungsphysiologie:
Zum Proteinbedarf von Milchkühen und Aufzuchtrindern. *Proc. Soc. Nutr. Physiol.* 6 (1997), 217 - 232
- GIERUS, M.; F. J. SCHWARZ, F.J.; KIRCHGEBNER, M.:
Zusammenhang zwischen ruminaler Stickstoffbilanz und Milchharnstoffgehalt von Kühen. 111. VDLUFA-Kongreß, Halle, 1999
- GUSTAFSSON, A.H.; CARLSSON, J.:
Effects of silage quality, protein evaluation systems and milk urea content on milk yield and reproduction in dairy cows. *Livest. Prod. Sci.* 37 (1993), 91 - 105
- GUTJAHR, S.; SCHULZ, J.; MUNIEM, A.; BECK, K.:
Zur Beeinflussung des Harnstoffgehaltes in Rindermilchproben durch den Gesundheitszustand des Euters. *Prakt. Tierarzt* 78 (1997), 573 - 580
- HENDERSON, C.R.:
Statistical methods in animal improvement: historical overview. In: *Advances in Statistical Methods for Genetic Improvement of Livestock*. Springer Verlag 1990, 1 - 14
- HOF, G.; VERVOORN, M.D.; LENAERS, P.J.; TAMMINGA, S.:
Milk Urea Nitrogen as a Tool to Monitor the Protein Nutrition of Dairy Cows. *J. Dairy Sci.* 80 (1997), 3333 - 3340
- HOFFMANN, M.; STEINHÖFEL, O.:
Möglichkeiten und Grenzen zur Einschätzung der Energie- und Proteinversorgung durch Kontrolle des Milchharnstoffgehaltes. *Mh. Vet. Med.* 45 (1990), 223 - 227
- KAUFMANN, W.; LOTTHAMMER, K.-H.; LÜPPING, W.:
Zum Einfluß eines verminderten Proteingehaltes der Ration (über Verwendung von geschütztem Protein) auf Milchleistung und einige Blutparameter als Kennzeichen der Leberbelastung. *Tierphys., Tierern., Futterm.* 47 (1982), 85 - 100
- KIRCHGEBNER, M.; KAUFMANN, T.E.G.:
Harnstoff und Allantoin in der Milch von Kühen während und nach energetischer Überversorgung. 5. Mitteilung. *J. Anim. Physiol. Anim. Nutr.* 58 (1987), 147 - 156
- KIRCHGEBNER, M.; KREUZER, M.:
Harnstoff und Allantoin in der Milch von Kühen während und nach Verfütterung zu hoher und zu niedriger Proteinmengen. *Tierphys., Tierern., Futterm.* 54 (1985), 141 - 151
- KIRCHGEBNER, M.; WINDISCH, W.:
Harnstoffgehalt der Milch und Allantoinausscheidung von Kühen während und nach Energie- und Proteinmangel. 4. Mitteilung. *J. Anim. Physiol. Anim. Nutr.* 62 (1989), 113 - 118
- KIRCHGEBNER, M.; ROTH-MAIER, D.A.; RÖHRMOSER, G.:
Harnstoffgehalte in Milch von Kühen mit Energie- bzw. Proteinmangel und anschließender Realimentation. *Tierphys., Tierern., Futterm.* 53 (1985), 264 - 270
- KIRCHGEBNER, M.; KREUZER, M.; ROTH-MAIER, D.A.:
Milk urea and protein content to diagnose energy and protein malnutrition of dairy cows. *Arch. Tierern.* 36 (1986), 192 - 197
- MAIERHOFER, R.; BUCHBERGER, J.; WEIß, G.; SVETLANSKA, M.; OBERMAIER, A.:
Einsatz von frischem und siliertem Weidelgras bei unterschiedlicher Kraftfutterergänzung und Auswirkungen auf Milch- und Fütterungsparameter von Milchkühen im Sommer. 2. Mitteilung: Effekte auf Milchinhaltsstoffe und weitere Qualitätsmerkmale. *Das wirtschaftseigene Futter* 39 (1993), 52 - 68
- METCALF, J. A.; BEEVER, D.E.; SUTTON, J.D.; WRAY-CAHEN, D.; EVANS, R.T.; HUMPHRIES, D.J.; BACKWELL, F.R.C.; BEQUETTE, B.J.; MACRAE, J.C.:
The Effect of Supplementary Protein on Vivo Metabolism of the Mammary Gland in Lactating Dairy Cows. *J. Dairy Sci.* 77 (1994), 1816 - 1827
- PATTERSON, H.D.; THOMPSON, R.:
Recovery of inter-block information when block size are unequal. *Biometrika* 58 (1971), 545 - 554
- PARRASSIN, P.R.; COLIN, O.; LAURENT, F.:
Effects of Protein Level of Complete Diets on Milk Protein Composition. 42. Jahrestagung der EVT, 1991, 65
- PIATKOWSKI, B.; VOIGT, J.; GIRSCHEWSKI, H.:
Einfluß des Rohproteinlevels auf die Fruchtbarkeit und den Harnstoffgehalt in Körperflüssigkeiten bei Hochleistungskühen. *Arch. Tierern.* 31 (1981), 497 - 504

- PIEPENBRINK, M.S.; SCHINGOETHE, D.J.; BROUK, M.J.; STEGEMAN, G.A.:
Systems to Evaluate the Protein Quality of Diets Fed to Lactating Cows. *J. Dairy Sci.* **81** (1998), 1046 - 1061
- RODRIGUEZ, L.A.; STALLINGS, C.C.; HERBEIN, J.H.; MCGILLIARD, M.L.:
Diurnal Variation in Milk and Plasma Urea Nitrogen in Holstein and Jersey Cows in Response to Degradable Dietary Protein and Added Fat. *J. Dairy Sci.* **80** (1997), 3368 - 3376
- ROSELER, D.K.; FERGUSON, J.D.; SNIFFEN, C.J.; HERREMA, J.:
Dietary Protein Degradability Effects on Plasma and Milk Urea Nitrogen and Milk Nonprotein Nitrogen in Holstein Cows. *J. Dairy Sci.* **76** (1993), 525 - 534
- SAS®:
SAS User's Guide: Statistics, 1997 Edition, Cary, NC: SAS Institute Inc., Version 6.12
- SATTERTHWAITE, F.E.:
An approximate distribution of estimates of variance components. *Biometrics Bulletin* **2** (1946), 110 - 114
- SCHEPERS, A.J.; MEIJER, R.G.M.:
Evaluation of the Utilization of Dietary Nitrogen by Dairy Cows Based on Urea Concentration in Milk. *J. Dairy Sci.* **81** (1998), 579 - 584
- SÜDEKUM, K.-H.; SPIEKERS, H.; SHANNAK, S.; RODEHUTSCORD, M.:
Schätzung des Proteinwertes von Milchleistungsfutter und Grassilage unter Einbeziehung des in sacco-Abbaus. Kurzfassungen der Vorträge, 110. VDLUFA-Kongress, 1998, 81
- WEIß, J.; BONSELS, T.; PABST, W.:
Milchkharnstoffgehalte - Fetisch oder Hilfsmittel? *Milchpraxis* **34** (1996), 184 - 187
- WILSON, R.C.; OVERTON, T.R.; CLARK, J.H.:
Effects of *Yucca shidigera* Extract and Soluble Protein on Performance of Cows and Concentrations of Urea Nitrogen in Plasma and Milk. *J. Dairy Sci.* **81** (1998), 1022 - 1027

Eingegangen: 05.06.2000

Akzeptiert: 22.03.2001

Anschriften der Verfasser

Dr. WOLFRAM RICHARDT
Sächsischer Landeskontrollverband e. V.
August-Bebel-Straße 6
D-09577 Lichtenwalde

Prof. Dr. Dr. h. c. HEINZ JEROCH
Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg
Landwirtschaftliche Fakultät
Institut für Ernährungswissenschaften
D-06108 Halle (Saale)

Prof. Dr. JOACHIM SPILKE
Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg
Landwirtschaftliche Fakultät
Arbeitsgruppe Biometrie und Agrarinformatik
Ludwig-Wucherer-Straße 82-85
D-06108 Halle (Saale)