



UNIVERSITY OF LEEDS

This is a repository copy of *Auf mehrartigen Wiesen die Futterauswahl von weidenden Milchkühen bestimmen. (Determining the choice of feed of grazing dairy cows on multi-species pastures)*.

White Rose Research Online URL for this paper:
<http://eprints.whiterose.ac.uk/166669/>

Version: Published Version

Article:

Schori, F, Heublein, C, Südekum, KH et al. (2 more authors) (2020) Auf mehrartigen Wiesen die Futterauswahl von weidenden Milchkühen bestimmen. (Determining the choice of feed of grazing dairy cows on multi-species pastures). *Agrarforschung Schweiz*, 11 (7). pp. 131-140. ISSN 1663-7852

10.34776/afs11-131

This item is protected by copyright. This is an author produced version of an article published in *Agrarforschung Schweiz*. Uploaded in accordance with the publisher's self-archiving policy.

Reuse

Items deposited in White Rose Research Online are protected by copyright, with all rights reserved unless indicated otherwise. They may be downloaded and/or printed for private study, or other acts as permitted by national copyright laws. The publisher or other rights holders may allow further reproduction and re-use of the full text version. This is indicated by the licence information on the White Rose Research Online record for the item.

Takedown

If you consider content in White Rose Research Online to be in breach of UK law, please notify us by emailing eprints@whiterose.ac.uk including the URL of the record and the reason for the withdrawal request.



eprints@whiterose.ac.uk
<https://eprints.whiterose.ac.uk/>

Auf mehrartigen Wiesen die Futterauswahl von weidenden Milchkühen bestimmen

Fredy Schori¹, Carolin Heublein^{1,2}, Karl-Heinz Südekum², Fiona Gill³ und Frigga Dohme-Meier¹

¹Agroscope, Forschungsgruppe Wiederkäuer, 1725 Posieux, Schweiz

²Universität Bonn, Institut für Tierwissenschaften, Endenicher Allee 15, 53115 Bonn, Deutschland

³University of Leeds, School of Earth and Environment, LS2 9JT, Leeds, United Kingdom

Auskünfte: Fredy Schori, E-Mail: fredy.schori@agroscope.admin.ch

<https://doi.org/10.34776/afs11-131> Publikationsdatum: 2. Juli 2020



Zusammenfassung

Ziel der Studie war das Vorgehen zur Schätzung der Futterauswahl von weidenden Milchkühen zu untersuchen. Zusätzlich wurde nach Unterschieden bezüglich der Futterauswahl zwischen schweizerischen (HCH) und neuseeländischen Holsteinkühen (HNZ) gesucht. Die 16 Kuhpaare wurden gleichmässig auf zwei Messwochen aufgeteilt und weideten täglich 18 Stunden. Zur Schätzung der Futteraufnahme wurde die n-Alkan-Doppelmarkermethode benutzt. Für die Berechnung der Futterauswahl wurden Alkane, langkettige Alkohole und langkettige Fettsäuren als Markergruppen herangezogen. Die Anteile an *Lolium perenne*, *Dactylis glomerata*, anderen Gräsern, *Trifolium repens*, *Taraxacum officinale* und andere Pflanzen wurden mit allen Kombinationen der Markergruppen berechnet. Zudem wurde das Fress- und Wiederkauverhalten sowie die Aktivität mit Pedometern aufgezeichnet. Weil die HCH grösser waren, nahmen sie tendenziell mehr Futter auf, ohne signifikant mehr energiekorrigierte Milch (ECM) zu produzieren als die HNZ. Es bestand kein Unterschied zwischen den zwei

Kuhtypen im Verhältnis ECM pro Futter-Trockensubstanz. Ausser für die Fressdauer traten keine signifikanten Unterschiede zwischen den zwei Kuhtypen im Fress- und Wiederkauverhalten sowie für die Aktivität auf. Die Berechnungen der Rationsanteile mit dem «nnls» Paket für R wurde mit Daten aus der Literatur überprüft. Die gewählte Vorgehensweise ergab in unserer Studie realistische Futteranteile nahe der botanischen Zusammensetzung. Dabei unterschieden sich die Rationsanteile je nach Markerkombination und je nach Kuh. Ohne Einfluss auf die Rationsanteile blieben der Kuhtyp, die Messwoche und die Interaktion Kuhtyp und Messwoche. Schliesslich eröffnen sich Fragen wie z.B. die Relation zwischen individueller Futterauswahl der Kühe zur ihrer Nährstoffverwertung ist und wie den Bedürfnissen der Milchkühe genauer angepasste Pflanzenbestände die Nährstoffverwertung verbessern würden.

Key words: diet selection, plant wax markers, Holstein cows, pasture.

Einleitung

Eine der grössten Herausforderungen von weidebasierten Fütterungssystemen ist die begrenzte Futteraufnahme und folglich der limitierte Output der Milchkühe (Wilkinson *et al.* 2020). Tatsächlich benötigen weidende Milchkühe mehr Zeit zur Futteraufnahme (32 %) und nehmen weniger Futter (12 %) auf, als im Stall gefütterte Kühe mit gleicher Grasqualität. Gleichzeitig wenden Kühe zusätzliche Energie (19 %) unter anderem für die physische Aktivität während des Weidegangs auf (Dohme-Meier *et al.* 2014). Diese Energie fehlt für die Milchproduktion oder für den Aufbau von Körpersubstanz. Der Zeitbedarf für die Futtersuche bei mehrartigen Pflanzenbeständen und die Bissgrösse könnten Gründe für den grösseren Zeitbedarf für die Futteraufnahme weidender Milchkühe sein. Es ist schwierig den täglichen Zeitbedarf für die Futtersuche zu beziffern, da diese Aktivität sich unregelmässig wiederholt, teils von kurzer Dauer ist, der Kopf dazu oft nahe der Grasnarbe gehalten wird oder zeitgleich mit anderen Aktivitäten stattfindet. Raigras-Monokulturen sind keine sinnvolle Alternative zur Kürzung des Zeitbedarfs für die Futtersuche, da mehrartige Pflanzenbestände viele Vorteile bieten. Zum Beispiel zeichnen sich Wiesenbestände mit Leguminosen mit erhöhten Futtererträgen, mit reduziertem mineralischen Düngerbedarf und mit höheren Nährstoffgehalten aus (Lüscher *et al.* 2014). Ein interessanter Ansatz wäre die individuelle Präferenz beziehungsweise die Auswahl gewisser Futterpflanzen durch weidende Milchkühe vermehrt zur Steigerung der Futteraufnahme zu nutzen. Pragmatisch ausgedrückt ist die Präferenz bezüglich Futter, was Kühe fressen möchten und die Futterauslese, was Kühe unter den gegebenen Umständen fressen. Durch ein geeignetes Angebot von bevorzugten Futterpflanzen können die Produktivität, die effiziente Nährstoffumsetzung und das Wohlbefinden der weidenden Milchkühe verbessert sowie die Emissionen reduziert werden (Rutter 2010, Villalba und Mantecta 2019).

Seitens der Pflanzenzüchtung und des Futterbaus gibt es wenig Anstrengungen die Präferenz und das Fressverhalten von weidenden Wiederkäuern bei der Entwicklung neuer Sorten oder Mischungen miteinzubeziehen. Die Präferenz der Wiederkäuer bezüglich Futterpflanzen wird seitens des Futterbaus oft mit dem Gehalt an wasserlöslichen Kohlenhydraten und Fasern sowie mit der Verdaulichkeit assoziiert. Werden in der Futterpflanzenzüchtung die tierische Produktion mit reduziertem ökologischem Fussabdruck miteinbezogen, werden folgende Fernziele vorgeschlagen: (1) den Proteingehalt

der Futterpflanzen dem Bedarf der Tiere anzupassen, (2) die Zufuhr von Kohlenhydrat und Protein zu synchronisieren und (3) die Abbaubarkeit des Proteins im Pansen zu reduzieren (Kingston-Smith *et al.* 2012). Zugegeben, gibt es noch sehr viele offene Fragen bezüglich Präferenz und Auswahl von Futterpflanzen weidender Milchkühe (Rutter 2010, Villalba und Mantecta 2019), aber deren Untersuchung ist unabdingbar. Das nachfolgend vorgestellte Vorgehen könnte ein Ansatz sein, wie die Präferenz und die Futterauswahl auf mehrartigen Weiden untersucht werden könnte.

Ziel der Studie war das Vorgehen zur Schätzung der Futterauswahl von weidenden Milchkühen unter Vollweidebedingungen zu untersuchen. Zusätzlich wurde nach Unterschieden in der Futterauswahl zwischen zwei Holstein-Kuhtypen, schweizerischen (HCH) bzw. neuseeländischen Ursprungs (HNZ), gesucht.

Tab. 1 | Durchschnittliche Zusammensetzung der Grasproben zur Bestimmung des Verzehrs auf der Weide (n = 14)

	Messwoche 1		Messwoche 2	
	Mittelwert	SD	Mittelwert	SD
TS (g kg ⁻¹ Frischsubstanz)	196	13,9	155	15,1
in g kg ⁻¹ TS				
Organische Substanz	900	5,3	894	11,8
Rohprotein	205	22,7	176	26,3
APDE	111	4,5	103	6,2
APDN	137	15,1	117	17,7
NDF	381	22,3	402	43,1
ADF	250	23,9	271	8,5
in MJ kg ⁻¹ TS				
NEL	6,4	0,22	6,1	0,24
Alkane in mg kg ⁻¹ TS				
C25 (Anzahl der C-Atome)	8	1,2	7	0,9
C26	2	0,4	1	0,3
C27	15	1,6	15	1,6
C28	3	0,6	3	0,7
C29	57	4,4	63	13,4
C30	5	0,4	6	1,5
C31	99	8,9	121	30,3
C32	4	0,6	5	1,3
C33	62	6,8	71	13,9
C35	7	1,0	8	1,7

SD: Standardabweichung, TS: Trockensubstanz, APDE: Absorbierbares Protein im Darm, das auf Grund der fermentierbaren Energie aufgebaut werden kann, APDN: Absorbierbares Protein im Darm, das auf Grund des abgebauten Rohproteins aufgebaut werden kann, NDF: Zellwände, ADF: Lignozellulose, NEL: Nettoenergie-Laktation (Formel für unbekannte botanische Zusammensetzung (Agroscope, 2019))

Material und Methoden

Versuchsaufbau

Der Versuch fand in der ersten Hälfte des Monats September auf dem Schulbauernhof von Sorens (Kanton Freiburg) statt. Die weidegewohnten Milchkuhe durchliefen eine zweiwöchige bzw. dreiwöchige Adaptationsphase und eine einwöchige Messperiode. Damit der morgendliche Arbeitsaufwand im vorgesehenen Zeitfenster erledigt werden konnte, wurden die 16 Kuhpaare, bestehend aus einer HCH und einer HNZ, in zwei ähnliche Gruppen betreffend Laktationsstadium und Laktationsnummer aufgeteilt. Die Messwochen dieser Gruppen waren um eine Woche versetzt. Während der Adaptationsphase sowie den Messwochen wurden die Versuchstiere als eine eigene Herde, getrennt von den restlichen laktierenden Kühen, geführt.

Versuchskühe

Insgesamt waren 32 Holsteinkühe, 16 HCH und 16 HNZ, im Versuch. Gestützt auf die Laktationsnummer (1 bis 6 Laktationen, im Durchschnitt 2,7) und Tage in Milch (209 ± 37 , Mittelwert \pm Standardabweichung (SD)) wurden HCH–HNZ–Paare gebildet.

Weideführung und Wetterdaten

Auf dem Biobetrieb weiden die Milchkuhe gemäss einem Umtriebsweidesystem, was auch bei der Versuchsherde umgesetzt wurde. Die Versuchsherde wurde als getrennte Herde geführt und befand sich insgesamt zirka 18 Stunden pro Tag auf den Weideparzellen. Die Weiden waren entweder Naturwiesen oder länger angelegte Kunstwiesen. Während des zweimal täglichen Aufenthalts im Stall wurden die Tiere gemolken, beprobt, begutachtet und die Kauhalfter kontrolliert. Die Aufenthaltsdauer pro Parzelle betrug im Durchschnitt 3 Tage (6 Mahlzeiten). Beim Bestossen der Parzelle standen den Versuchstieren durchschnittlich $1343 (\pm 112)$ kg, Trockensubstanz (TS) Gras ha^{-1} über 48 mm zur Verfügung (Schori 2020, Gleichung 14). Die Wuchshöhen beim Verlassen der Parzellen entsprachen $66 (\pm 12)$ mm (Pasturemeter, Schori 2020). Die Ration der Kühe bestand zu 100 % aus Weidegras, da im Stall kein Dürrfutter oder Kraftfutter verfüttert wurde.

Während der Messwochen wurden durchschnittliche Lufttemperaturen von $13,4 (8,4 \text{ bis } 19,1)$ °C aufgezeichnet (Meteo-Schweiz, Messstation Grangeneuve, 15 km nördlich von Sorens). An sieben Tagen während der zwei Messwochen regnete es im Durchschnitt $13,2 (0,4 \text{ bis } 23,8)$ mm pro Tag.

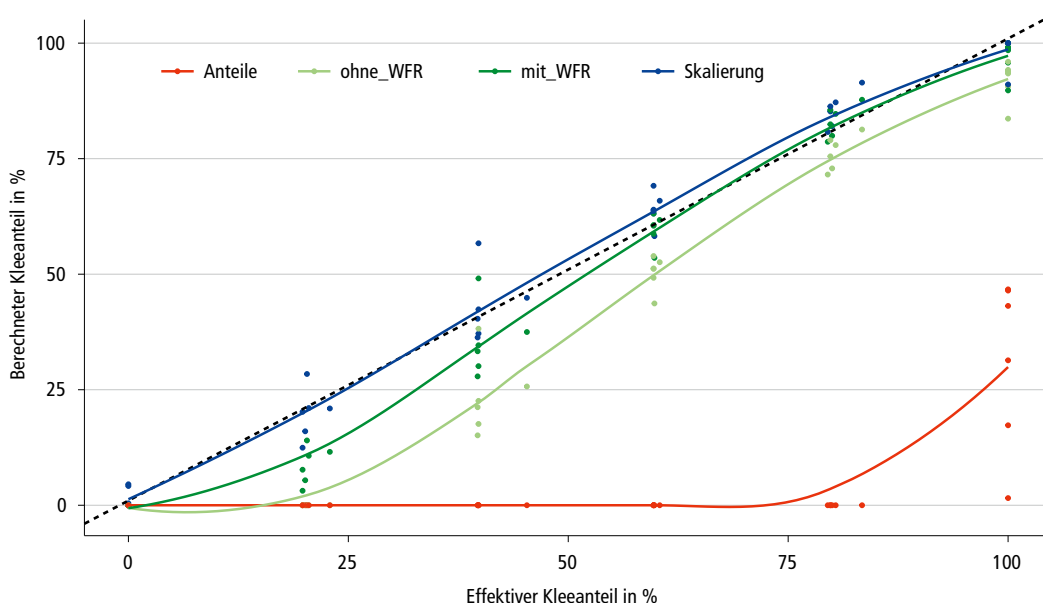


Abb. 1 | Kontrolle vier verschiedener Ansätze zur Berechnung der Kleeanteile in der Ration mit dem «nnls» Paket für R (Daten von Gibb und Treacher (1984) enthalten in Newman *et al.* (1995)).

Anteile: Damit sich die Summe der Anteile eins nähert, wurde zusätzlich zu den Markern eine Variable eingeführt. Bei den anderen drei Berechnungsarten wurden die Rationsanteile erst nach der «nnls»-Berechnung ins Verhältnis zur Summe eins gesetzt. ohne_WFR: ohne Wiederfindungsrate, mit_WFR: mit Wiederfindungsrate, Skalierung: mit Wiederfindungsrate und Markergehalte wurden skaliert (Gehalt/Mittelwert des entsprechenden Markers).

Aufzeichnungen, Probenahme und Analysen

Nachfolgend werden Angaben zu den Aufzeichnungen, Probenahmen und Analysen zusammengefasst. Detailliertere Angaben befinden sich in der Publikation von Heublein *et al.* (2017). Zur Schätzung der Futtermittelaufnahme der Kühe wurde die n-Alkan-Doppelmarkermethode (Dotriacontan und Tritriacontan) verwendet (Mayes *et al.* 1986). Die dazu benötigte Beprobung des Weidegrases startete 24 Stunden vor der ersten Probenahme des Kots und fand täglich morgens statt. Insgesamt wurden innerhalb der zwei Messwochen 14 Grasproben genommen. Bei der Probenahme wurde versucht, die Futtermittelwahl der einzelnen Milchkühe nachzuahmen. Die Milchmenge wurde nach jedem Melkvorgang zweimal täglich automatisch erfasst. Zur Bestimmung der Milchhaltsstoffe wurden am Anfang und am Ende der Messwochen je eine aliquote Probe aus dem Abend- und Morgengemelk jeder Kuh hergestellt. Zur Aufzeichnung des Fress- und Wiederkauverhaltens trugen die Milchkühe einen Halfter ausgerüstet mit einem Datenlogger (MSR 145, MSR Electronics GmbH, Hengart, Schweiz). Die Aktivitäten Liegen, Stehen und Bewegen wurden mit IceTag Pedometer (IceRobotics Ltd., Edinburgh, UK) erfasst. Pro Parzelle wurden zwei Grasstreifen vor dem ersten Weidegang geschnitten, um Probematerial der einzelnen Pflanzen bzw. Pflanzengruppen für die Marker-

analyse zu sammeln und die Anteile an der Frischsubstanz zu schätzen. Die geerntete Grasmasse wurde in folgende Gruppen unterteilt: *Lolium perenne* (LP), *Dactylis glomerata* (DG), andere Gräser (aG), *Trifolium repens* (TR), *Taraxacum officinale* (TO) und die anderen Pflanzen (And).

An der Universität Leeds (UK) wurden die Alkane, die langkettigen Alkohole und die langkettigen Fettsäuren der Einzelpflanzen bzw. der Pflanzengruppen sowie des Kots analysiert. Die Alkanprofile von Kot und Gras zur Schätzung der Futtermittelaufnahme wurden bei Agroscope in Posieux durchgeführt. Weitere Ausführungen zu den Methoden sind in Heublein *et al.* (2017) zu finden.

Berechnungen und Statistik

Die Wiederfindungsraten der Marker, d. h. die Anteile der aufgenommenen Markermengen, die im Kot wiedergefunden werden, wurden relativ zu dem zudosierten Ytterbiumoxid berechnet. Analog zur Methode zwei bei Heublein *et al.* (2017) wurde die botanische Zusammensetzung der Versuchspartien verwendet. Ytterbiumoxid wurde nur während der zweiten Versuchswoche verabreicht und folglich die gleichen Wiederfindungsraten für Messwoche 1 eingesetzt.

Mit dem Paket «nns» (Mullen und van Stokkum 2015) für R (R Core Team 2019) wurde eine Alternative zur Software «Eat What» von Dove und Moore (1995) für die Be-

Tab. 2 | Nährstoffgehalte und Faserfraktionen der einzelnen Pflanzen bzw. Pflanzengruppen

	LP		DG		aG		TR		TO		And	
	M 1	M 2	M 1	M 2	M 1	M 2	M 1	M 2	M 1	M 2	M 1	M 2
Anteil (% Frischsubstanz)	18	14	11	9	29	48	12	9	18	9	12	11
TS (g kg ⁻¹ Frischsubstanz)	190	198	213	205	203	221	160	160	148	146	156	168
in g kg ⁻¹ TS												
Organische Substanz	882	870	888	886	856	827	871	857	847	802	831	843
Rohprotein	172	165	161	175	170	179	245	240	187	173	153	134
APDE	96	96	95	101	97	99	114	113	102	98	90	87
APDN	115	110	107	117	113	119	163	160	125	116	102	89
NDF	482	419	517	481	507	460	290	260			323	330
ADF	293	276	320	293	313	276	246	214			286	289
in MJ kg ⁻¹ TS												
NEL	5,3	5,4	5,4	5,8	5,5	5,7	6,3	6,2	5,8	5,7	5,2	5,1

LP: *Lolium perenne*, DG: *Dactylis glomerata*, aG: andere Gräser, TR: *Trifolium repens*, TO: *Taraxacum officinale*, And: andere Pflanzen, M 1: Messwoche 1, M 2: Messwoche 2, TS: Trockensubstanz, APDE: Absorbierbares Protein im Darm, das auf Grund der fermentierbaren Energie aufgebaut werden kann, APDN: Absorbierbares Protein im Darm, das auf Grund des abgebauten Rohproteins aufgebaut werden kann, NDF: Zellwände, ADF: Lignozellulose, NEL: Nettoenergie-Laktation

Werte für NDF und ADF von TO wurden weggelassen, da die Analyseergebnisse unwahrscheinlich waren. Zur Berechnung der APDE, APDN und NEL Werte wurden für LP, DG und TR die Regressionen für die entsprechenden Pflanzenarten verwendet. Für aG wurde die Regression für gräserreiche Bestände mit weniger als 50% Raigras gebraucht. Die Regressionen für feinblättrige Kräuterbestände wurden benutzt, um APDE, APDN und NEL Werte von TO und And zu berechnen.

rechnung der individuellen Futtermittelwahl der Versuchskühe gefunden. Die Berechnung stützt sich auf nicht-negative kleinste Quadrate (Non-Negative Least Squares) ab. Um den Einfluss des Kuhtyps, der Messwoche, der Markerkombination auf die berechneten Futtermittelanteile zu untersuchen, wurde das R-Paket «composition» (van den Boogaart & Tolosana-Delgado 2013) eingesetzt. Die Milchleistung, die Milchezusammensetzung, die Zellzahl, das Lebendgewicht, die Futtermittelaufnahme, das Fress- und Wiederkauverhalten, und die Aktivität wurde mit einem gemischten linearen Modell ausgewertet (R-Paket «lme4»). Die fixen Faktoren waren der Kuhtyp und die Messwoche sowie die Interaktion. Als zufälliger Faktor wurde das Kuhpaar gewählt.

Resultate und Diskussion

Zusammensetzung des Grases

Die Tabelle 1 enthält Angaben zur chemischen Zusammensetzung des Weidegrases der zwei Messwochen. Während der ersten Messwoche schien das Weidegras von besserer Qualität gewesen zu sein – zumindest numerisch. Die durchschnittlichen Alkangehalte beider Messwochen sind ähnlich, bei einer vielleicht etwas höheren Streuung während der zweiten Messwoche. Die Tabelle 2 gibt Gehaltsangaben der einzelnen Pflanzen bzw. der Pflanzengruppen wieder. Es fällt auf, dass die Gehalte an Nettoenergie-Laktation (NEL) der Tabelle 1 mit den NEL-Gehalten der einzelnen Pflanzen bzw.

Tab. 3 | Gehalte an Alkanen, langkettigen Alkoholen sowie langkettigen Fettsäuren der einzelnen Pflanzen bzw. Pflanzengruppen

C-Kettenlänge	LP		DG		aG		TR		TO		And	
	M 1	M 2	M 1	M 2	M 1	M 2	M 1	M 2	M 1	M 2	M 1	M 2
Alkane in mg kg ⁻¹ TS												
C25	7	8	13	12	9	6	4	5	4	3	5	5
C26	2	1	2	1	2	2	2	1	1	1	1	1
C27	17	18	13	10	17	13	13	13	5	5	17	23
C28	3	4	2	1	3	2	3	2	1	1	3	4
C29	79	89	24	19	63	44	46	44	9	10	79	112
C30	8	9	2	1	5	3	4	3	1	1	11	15
C31	165	183	38	37	122	39	48	39	12	15	169	230
C32	10	8	2	2	5	2	3	2	2	2	14	17
C33	130	123	26	32	77	6	7	6	5	6	71	92
C35	17	13	2	2	9	1	1	1	1	1	13	15
Alkohole in mg kg ⁻¹ TS												
C20	3	1	0	0	1	1	2	2	8	3	5	1
C22	3	1	2	3	2	2	2	2	19	7	21	3
C24	16	8	6	4	9	9	3	3	92	35	19	6
C26	6087	4927	6541	8381	6469	5909	65	65	779	314	143	66
C28	561	316	121	44	581	252	31	31	757	273	68	18
C30	5	1	1	0	20	4	652	652	1209	6	17	2
Fettsäuren in mg kg ⁻¹ TS												
C20	122	34	149	180	184	74	174	143	144	54	264	174
C22	438	4158	147	112	438	173	224	488	338	3171	430	212
C24	283	132	332	195	255	156	397	312	512	176	462	152
C26	302	280	518	299	367	288	276	483	223	94	1294	86
C28	105	109	9	34	136	98	437	197	129	81	315	65
C30	30	25	10	9	31	27	47	68	115	19	45	20
C32	10	5	33	21	2	6	4	22	6	5	8	33

LP: *Lolium perenne*, DG: *Dactylis glomerata*, aG: andere Gräser, TR: *Trifolium repens*, TO: *Taraxacum officinale*, andere Pflanzen: And, M 1: Messwoche 1, M 2: Messwoche 2, TS: Trockensubstanz. Um den Datensatz zu vervollständigen, wurden für die fehlenden Werte für Alkohole für TR der Messwoche 2 die der Messwoche 1 eingesetzt. Fehlenden Werte für Alkohole (C20 und C22) der Messwoche 1 für TO wurden mittels einer multiplen Regression berechnet.

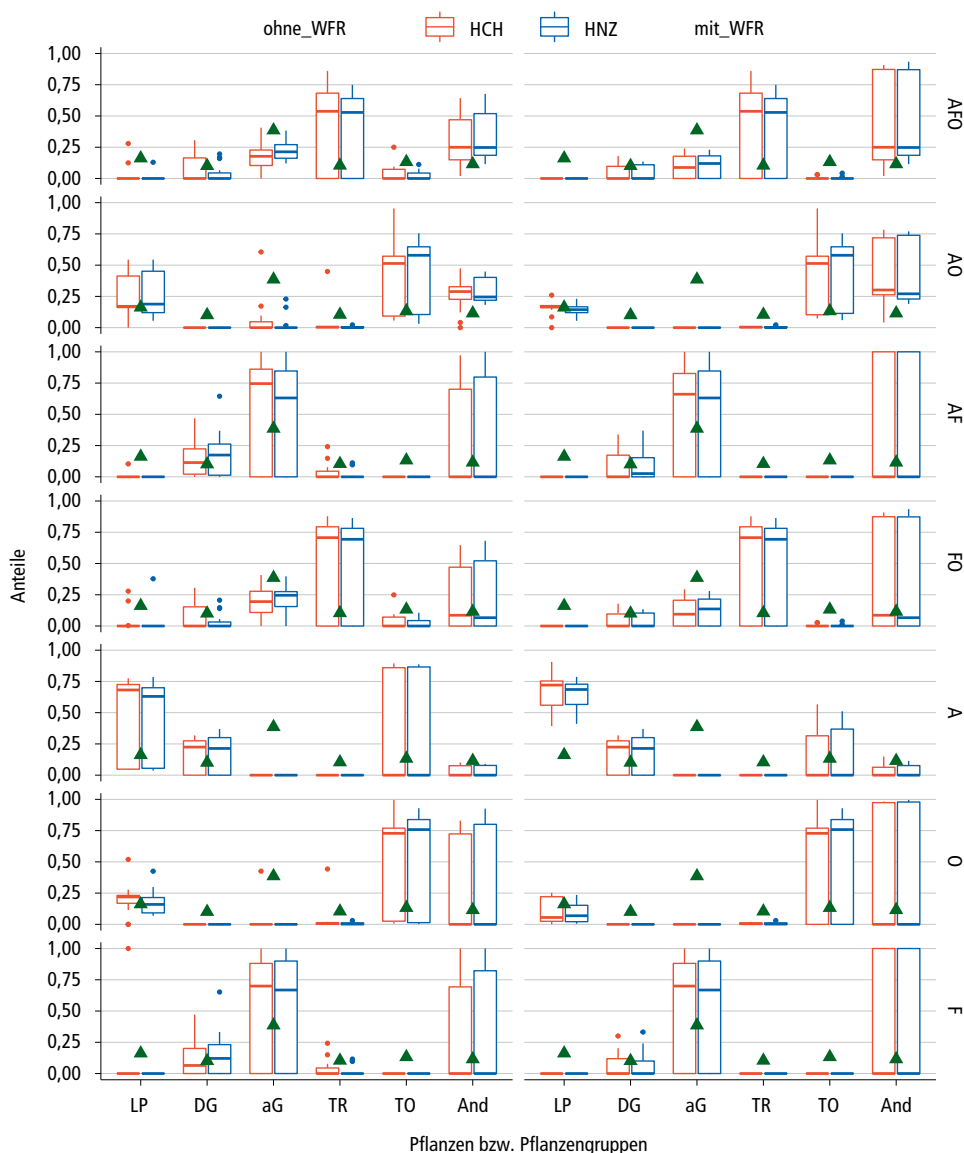


Abb. 2 | Boxplot der Anteile der einzelnen Pflanzen bzw. Pflanzengruppen an der Ration der Versuchstiere – ohne Skalierung der Markeranteile.

mit_WFR bzw. ohne_WFR: mit bzw. ohne Berücksichtigung der Wiederfindungsrate bei der Berechnung; HCH: Holsteinkühe Typ Schweiz, HNZ: Holsteinkühe Typ Neuseeland; AFO, AO, AF, OF, A, F, O: entsprechen den Markerkombinationen, die für die Schätzung der Rationsanteile verwendet wurden.

A: Alkane, F: langkettige Fettsäuren, O: langkettige Alkohole, ▲: gibt den durchschnittlichen Anteil der botanischen Zusammensetzung wieder.

LP: *Lolium perenne*, DG: *Dactylis glomerata*, aG: andere Gräser, TR: *Trifolium repens*, TO: *Taraxacum officinale*, And: andere Pflanzen

Pflanzengruppen nicht erreicht werden. Ungereimtheiten zwischen den Werten in Tabelle 1 und 2 bestehen ebenfalls bezüglich des Gehalts an Zellwänden (NDF), Lignozellulose (ADF) und Rohprotein – zumindest für die erste Messwoche. Unterschiedliche Regressionen für die NEL-Berechnungen sowie unterschiedliche Vorgehen bei der Probenahmen führten höchstwahrscheinlich zu diesen Differenzen. Im Vergleich zu Heublein *et al.* (2017) weisen die Grasproben für die Verzehrsschätzung (Tab. 1) sowie die einzelnen Pflanzen beziehungsweise Pflanzengruppen höhere Proteingehalte und Faser-

fraktionen (ADF und NDF) und tiefere NEL-Gehalte auf. Unter anderem könnten die unterschiedlichen Zeitpunkte der Versuche, Mai bis Juli versus September, für diese Gehaltsunterschiede verantwortlich sein. Die Spannweite der Alkane der einzelnen Pflanzen bzw. der Pflanzengruppen betrug 1 bis 230 mg kg⁻¹ TS, die der langkettigen Alkohole 0 bis 8381 mg kg⁻¹ TS und die der langkettigen Fettsäuren 2 bis 4158 mg kg⁻¹ TS (Tab. 3). Heublein *et al.* (2017) erhielten ähnliche Spannbreiten mit 0 bis 159 mg kg⁻¹ TS für Alkane, 3 bis 6549 mg kg⁻¹ TS für die langkettigen Alkohole und 2 bis 1367 mg kg⁻¹

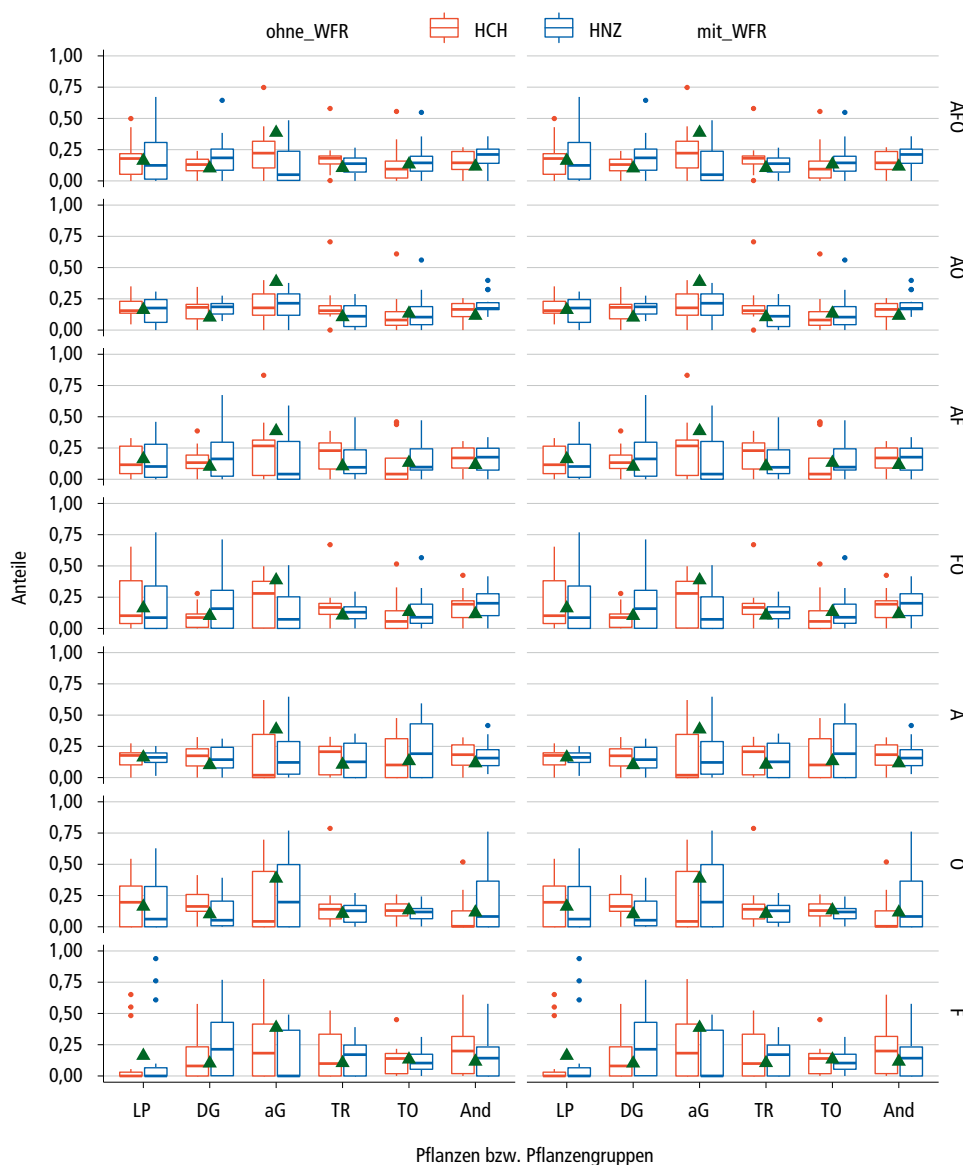


Abb. 3 | Boxplot der Anteile der einzelnen Pflanzen bzw. Pflanzengruppen an der Ration der Versuchstiere – mit Skalierung der Markergehalte.

mit_WFR bzw. ohne_WFR: mit bzw. ohne Berücksichtigung der Wiederfindungsrate bei der Berechnung; HCH: Holsteinkühe Typ Schweiz, HNZ: Holsteinkühe Typ Neuseeland; AFO, AO, AF, OF, A, F, O: entsprechen den Markerkombinationen, die für die Schätzung der Rationsanteile verwendet wurden. A: Alkane, F: langkettige Fettsäuren, O: langkettige Alkohole, ▲: gibt den durchschnittlichen Anteil der botanischen Zusammensetzung wieder. LP: *Lolium perenne*, DG: *Dactylis glomerata*, aG: andere Gräser, TR: *Trifolium repens*, TO: *Taraxacum officinale*, And: andere Pflanzen

TS. Die Gehalte an Markern unterscheiden sich je nach Pflanzenart (Tab. 2), aber auch je nach Pflanzenbestandteil und Alter der Pflanze (Dove *et al.* 1996).

Milchleistung, Futtermittelaufnahme, Fress- und Wiederkaufverhalten sowie Aktivität

Aus der Tabelle 4 sind die Milchleistungen, die Milchezusammensetzungen, die Zellzahl, das Gewicht, das Fress- sowie Wiederkaufverhalten und die Aktivität der Versuchstiere während der Messwoche zu entnehmen. Da die Gewichtsunterschiede zwischen den Kuhtypen

kleiner als bei Schori und Münger (2014) waren, fielen die Unterschiede bezüglich Futtermittelverzehr und Milchleistung kleiner aus, was auch schon bei Thanner *et al.* (2014) der Fall war. Interessant ist die Tendenz zwischen den Kuhtypen bezüglich unterschiedlichen Harnstoffgehalte der Milch, was auf Unterschiede in der Futtermittelwahl hindeuten könnte. In früheren Studien wurde divergierende Harnstoffgehalte zwischen den untersuchten Kuhtypen nicht festgestellt (Thanner *et al.* 2014, Heublein *et al.* 2017). Speziell ist auch die tendenziell längere Fressdauer für HCH, was in früheren Versu-

Tab. 4 | Milchleistung und -gehalte, Futteraufnahme, Fress- und Wiederkauverhalten sowie Aktivitätsangaben der Versuchstiere.

	Messwoche 1		Messwoche 2		SE	P Werte		
	HCH	HNZ	HCH	HNZ		K	M	K × M
Milchleistung (kg d ⁻¹)	19,8	16,2	18,5	18,6	1,29	*		t
ECM (kg d ⁻¹)	19,4	17,3	18,4	19,8	1,16			t
Milchfett (%)	3,95	4,52	4,10	4,57	0,203	*		
Milchprotein (%)	3,43	3,77	3,46	3,71	0,122	*		
Laktose (%)	4,40	4,46	4,53	4,47	0,079			
Harnstoff (dl ml ⁻¹)	35	32	29	26	1,1	t	***	
Zellzahl (ml ⁻¹)	177000	100063	99938	72625	50331			
Lebendgewicht (kg)	605	567	631	587	24,1	t		
ECM pro LG (kg 100 kg LG ⁻¹)	3,24	3,07	2,92	3,38	0,177			*
Grasverzehr (kg TS d ⁻¹ , C32:C33)	17,0	15,9	12,9	13,0	0,7	t	***	
ECM pro Verzehr (kg kg ⁻¹ ; C32:C33)	1,16	1,09	1,42	1,52	0,063		**	
Wiederkaudauer (min d ⁻¹)	439	432	395	406	12,6		*	
Wiederkauboli (n d ⁻¹)	573	588	518	522	19,9/23,0		t	
Wiederkauschläge (n d ⁻¹)	30813	30097	28403	29045	1192			
Wiederkauschläge pro Bolus (n Bolus ⁻¹)	54,5	51,2	53,6	55,5	2,22/2,57			
Wiederkaufrequenz (n min ⁻¹)	70,2	69,6	71,7	71,5	1,71			
Fressdauer (min d ⁻¹)	525	481	509	519	17,9	t		t
Fresskauschläge (n d ⁻¹)	38490	35137	37620	38293	1699			
Fressfrequenz (n min ⁻¹)	73,4	72,7	73,9	73,7	1,6			
Stehen (min d ⁻¹)	907	861	941	930	24,1			
Liegen (min d ⁻¹)	534	580	499	510	24,1			
Bewegen (min d ⁻¹)	276	274	347	279	19,8		*	

HCH: Holsteinkühe Typ Schweiz, HNZ Holsteinkühe Typ Neuseeland, SE: Standardfehler, K: Kuhtyp, M: Messwoche, K × M: Interaktion Kuhtyp und Messwoche, ECM: Energiekorrigierte Milch, LG: Lebendgewicht; die Werte von Milchfett, Milchprotein, Laktose und Zellzahl wurden für die Auswertung transformiert.

chen nicht beobachtet wurde (Schori und Münger 2014, Thanner *et al.* 2014, Heublein *et al.* 2017). Unterschiede zwischen den Messperioden bezüglich Harnstoffgehalt der Milch, Grasverzehr und Wiederkaudauer können zumindest teilweise durch die unterschiedlichen Grasqualitäten (Tab. 1) erklärt werden. Des Weiteren bestehen teilweise Interaktionen zwischen den Faktoren Kuhtyp und Messwoche, was die Interpretation der Resultate erschwert.

Überprüfung der Berechnung mit dem Paket «nnls»

Da die Software «EatWhat» nicht mehr auf aktuellen Computer-Betriebssystemen läuft, wurde im Gegensatz zu Heublein *et al.* (2017) das Paket «nnls» für R zur Berechnung der Rationsanteile eingesetzt. Obwohl die Berechnungen bei «EatWhat» sowie beim Paket «nnls» auf dem Algorithmus von Lawson-Hanson für nicht-negative kleinste Quadrate (Dove und Moore 1995, Mullen und van Stokkum 2015) beruhen, wurden die Resultate des Pakets «nnls» überprüft. Dafür wurden Daten von Gibb und Treacher (1984), die in der Publikation von

Newman *et al.* (1995) enthalten sind, verwendet. Die Abbildung 1 zeigt die Resultate der Überprüfung. Am genauesten werden die effektiven Kleeanteile geschätzt, wenn die Marker mit der Wiederfindungsrate korrigiert und zudem skaliert wurden. Bei der Skalierung wurde der einzelne Markeranteil durch den Mittelwert des entsprechenden Markers in den Pflanzen bzw. im Kot geteilt. Erst nach der Berechnung der nicht-negativen kleinsten Quadrate wurden die Rationsanteile ins Verhältnis zur Summe eins gesetzt.

Zusammensetzung der individuellen Ration

Die Anteile der einzelnen Pflanzen beziehungsweise der Pflanzengruppen, die von den einzelnen Kühen aufgenommen wurden, sind in den Abbildungen 2 und 3 zusammengefasst. Im Unterschied zu Abbildung 2 wurden für die Berechnung der Resultate in Abbildung 3 die Markeranteile skaliert. Die Boxplot-Grafiken zeigen den Median sowie den Interquartilsabstand der Rationsanteile der einzelnen Pflanzen respektive der Pflanzengruppen des jeweiligen Kuhtyps in Abhängigkeit von

den verwendeten Markerkombinationen und der Berücksichtigung der Wiederfindungsrate. Leider stand zur Überprüfung der Resultate nur die durchschnittliche botanische Zusammensetzung zur Verfügung. Nichtsdestotrotz erscheinen die in Abbildung 2 dargestellten Resultate als eher unwahrscheinlich. Bei jeder Markerkombination gab es Pflanzen beziehungsweise Pflanzengruppen, die gemäss Berechnung nicht aufgenommen wurden, was suspekt ist. Der Anteil der verzehrten Grasmasse (83 %) sowie die durchschnittliche Wuchshöhe der Weiden beim Verlassen der Parzellen (66 mm) wiesen darauf hin, dass der überwiegende Anteil der angebotenen Biomasse auf der Weide gefressen wurde. Schliesslich sind die Schätzungen mit sehr hohen Anteilen der Pflanzengruppe And fraglich, da angenommen wird, dass Rumex- und Plantagoarten nicht überdurchschnittlich gut gefressen werden. Mit Hilfe der Skalierung der Markergehalte wurden die Schätzungen der Rationsanteile realistischer. Durch die Skalierung der Markergehalte erhalten die Marker eine ähnliche Gewichtung bei der Auswertung. Dies ist sinnvoll, falls die durchschnittlichen Markergehalte, wie in unserer Studie, sehr variabel sind. Zum Beispiel betrug der durchschnittliche Gehalt der Futterpflanzen an Hexacosan 1 mg kg^{-1} und Hexacosanol 3312 mg kg^{-1} TS. Besonders die Kombinationen mit Alkanen, langkettigen Alkoholen und langkettige Fettsäuren scheinen gut abzuschneiden. Bei Heublein *et al.* (2017) schnitt die Kombination Alkane und langkettige Alkohole mit Berücksichtigung der Wiederfindungsrate

am besten ab. Sie setzten die durchschnittliche botanische Zusammensetzung als Referenz für die mittlere Futteraufnahme ein. In Zukunft wäre es wichtig das Vorgehen zur Bestimmung der Futtermittelwahl auf Wiesen unter besser kontrollierten Bedingungen und bekannter Futtermittelwahl zu prüfen. Schliesslich fiel auf, dass die Wiederfindungsraten kaum eine Rolle spielen, wenn die Markergehalte skaliert werden, wie in unserer Studie.

Faktoren, die die Futtermittelwahl beeinflussten

Die Resultate betreffend Rationsanteilen geschätzt aus allen Markerkombinationen mit skalierten Markergehalten und Berücksichtigung der Wiederfindungsrate (Abb. 3) wurden herangezogen, um den Einfluss der Faktoren Markerkombination, Kuhtyp, Messwoche und Einzelkuh zu ermitteln. Die selektierten Anteile der einzelnen Pflanzen bzw. der Pflanzengruppen schienen von den Markerkombinationen ($P = 0,02$) sowie von der einzelnen Kuh ($P = 0,01$) beeinflusst zu werden. Die schliessende Statistik deutete darauf hin, dass der Kuhtyp ($P = 0,62$), die Messwoche ($P = 0,19$) sowie deren Interaktion ($P = 0,31$) unter den gegebenen Umständen keinen signifikanten Effekt auf die Futtermittelwahl hatten. Die Resultate sind mit Vorsicht zu geniessen, da die Residuen nicht stets einer Normalverteilung folgten. Laut van den Boogaart und Tolosana-Delgado (2013) besteht aktuell keine robuste Methode, um Anteile auszuwerten. Abbildung 4 zeigt die Resultate aus Abbildung 3 für die Markerkombination Alkane – langkettige Alkohole mit

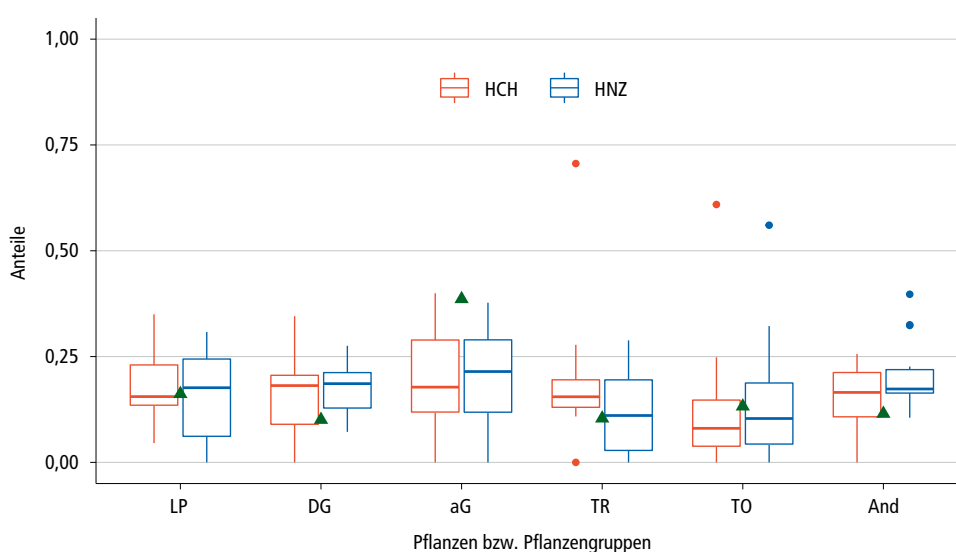


Abb. 4 | Boxplot der Anteile der einzelnen Pflanzen bzw. Pflanzengruppen an der Ration der Versuchstiere – mit Skalierung der Markergehalte, mit Berücksichtigung der Wiederfindungsrate und der Markerkombination Alkane – langkettige Alkohole.

HCH: Holsteinkühe Typ Schweiz, HNZ: Holsteinkühe Typ Neuseeland; ▲: durchschnittliche botanische Zusammensetzung der Messwochen; LP: *Lolium perenne*, DG: *Dactylis glomerata*, aG: andere Gräser, TR: *Trifolium repens*, TO: *Taraxacum officinale*, And: andere Pflanzen

Wiederfindungsrate, welche bei Heublein *et al.* (2017) am besten abgeschlossen hatte. Diese Variante wurde benutzt, um den Einfluss der Faktoren Messwoche, Kuh-*typ* und Kuhpaar auf die Futterauswahl zu untersuchen. Einzig die Kuhpaare schienen einen signifikanten Effekt ($P = 0,003$) auf die Futterauswahl zu haben. Unter den gegebenen Bedingungen beeinflussen *Kuhtyp* ($P = 0,92$) und *Messwoche* ($P = 0,84$) die Futterauswahl nicht. Zudem bestand keine Interaktion zwischen *Kuhtyp*-*Messwoche* ($P = 0,34$). Wie bei Heublein *et al.* (2017) wurden keine Unterschiede bezüglich der Rationsanteile zwischen *HNZ* und *HCH* gefunden. Diese Resultate werden ferner unterstützt durch Schori *et al.* (2012), die zwischen diesen zwei *Kuhtypen* keine Unterschiede bezüglich der *Fressdauer* an *Geilstellen* fanden.

Schlussfolgerungen

Das «nnls» Paket für R eignet sich zur Berechnung der Rationsanteile von weidenden Milchkühen und ist somit ein guter Ersatz für «EatWhat». Falls die Gehalte der einzelnen Marker sich markant unterscheiden, müssen diese Gehalte skaliert werden. Erst nach der Berechnung der nicht-negativen kleinsten Quadraten sollen die Anteile ins Verhältnis zu 1 oder 100 gesetzt werden.

Literatur

- Agroscope, 2019. Fütterungsempfehlungen für Wiederkäuer (Grünes Buch). Zugang: <https://www.agroscope.admin.ch/agroscope/de/home/services/dienste/futtermittel/fuetterungsempfehlungen-wiederkaeuer.html> [5.9.2019]
- Dohme-Meier F., Kaufmann L. D., Görs S., Junghans P., Metges C. C., van Dorland H. A., Bruckmaier R. M. & Mürger A., 2014. Comparison of energy expenditure, eating pattern and physical activity of grazing and zero-grazing dairy cows at different time points during lactation. *Livest. Sci.* **162**, 86–96.
- Dove H. & Moore A. D., 1995. Using a least-square optimization procedure to estimate botanical composition based on the alkanes of plant cuticular wax. *Aust. J. Agric. Res.* **46**, 1535–1544.
- Dove H., Mayes R. W. & Freer M., 1996. Effects of species, plant part, and plant age on the n-alkane concentrations in the cuticular wax of pasture plants. *Aust. J. Agric. Res.* **47**, 1333–1347.
- Heublein C., Südekum K.-H., Gill F. L., Dohme-Meier F. & Schori F., 2017. Using plant wax markers to estimate the diet composition of grazing Holstein dairy cows. *J. Dairy Sci.* **100**, 1019–1036.
- Kingston-Smith A. H., Marshall A. H. & Moorby J. M., 2013. Breeding for genetic improvement of forage plants in relation to increasing animal production with reduced environmental footprint. *Animal* **7** (S1), 79–88.
- Lüscher A., Mueller-Harvey I., Soussana J. F., Rees R. M. & Peyraud J. L., 2014. Potential of legume-based grassland-livestock systems in Europe: a review. *Grass Forage Sci.*, **69**, 206–228.
- Mayes R. W., Lamb C. S. & Colgrove P. M., 1986. The use of dosed an herbage alkanes as markers for the determination of herbage intake. *J. Agric. Sci.* **107**, 161–170.
- Mullen K. M. & van Stokkum I. H. M., 2015. Package «nnls». Zugang: <https://cran.r-project.org/web/packages/nnls/nnls.pdf>[5.9.2019]

Mit unserer Untersuchung kann die beste Markerkombination zur Bestimmung der Futterauswahl des Einzeltieres nicht mit absoluter Sicherheit erkoren werden; dazu wären Versuche mit bekannten, individuellen Rationsanteilen notwendig. Des Weiteren müsste das Grasangebot grosszügiger als im vorliegenden Versuch sein, damit vermehrt Reste von weniger beliebten Pflanzen übrigbleiben.

Innerhalb der *Kuhtypen* besteht grosse Variabilität bezüglich Futterauswahl, aber zwischen den *Kuhtypen* existiert kein signifikanter Unterschied. Einerseits wäre es interessant herauszufinden, ob die individuelle Futterauswahl der Kühe in Verbindung zur Nährstoffverwertung steht und den Bedürfnissen der Milchkühe genauer angepasste Pflanzenbestände die Nährstoffverwertung verbessern würde. Andererseits wäre es wissenswert, ob und wie sich die individuelle Futterauswahl auf die Weidebestände auswirkt. ■

Dank

Wir danken den Mitarbeitern des Agroscope-Versuchsbetriebs in Posieux und des Schulbauernhofs von Sorens für die Durchführung des Versuchs. Ebenfalls danken wir den Mitarbeitern des Bereichs Analytik von Agroscope für die Analyse der Futter- und Kotproben. Des Weiteren bedanken wir uns bei der Fondations sur la Croix und der Arbeitsgemeinschaft zur Förderung des Futterbaus für die finanzielle Unterstützung.

- Newman J. A., Thompson W. A., Penning P. D. & Mayes R. W., 1995. Least-squares estimation of diet composition from n-alkanes in herbage and faeces using matrix mathematics. *Aust. J. Agric. Res.* **46**, 793–805.
- R Core Team, 2019. A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Zugang: <https://www.R-project.org> [5.9.2019]
- Rutter S. M., 2010. Review: Grazing preferences in sheep and cattle: Implications for production, the environment and animal welfare. *Can. J. Anim. Sci.* **44**, 580–586.
- Schori F., 2020. Mit Herbometer und Pasturemeter die Wuchshöhe von Weiden messen und die Grasmasse schätzen. *Agarforschung* **11**, 46–52.
- Schori F., Darms S. & Mürger A., 2012. Diet selection under full grazing of two Holstein strains in organic farming. *In: Grassland – a European Resource?* (Eds: P. Golinski, M. Warda & P. Stypinski), Garmond Oficyna Wydawnicza, Poznan, Poland, 276–278.
- Schori F. & Mürger A., 2014. Intake, feed conversion efficiency and grazing behaviour of two Holstein cow strains in a pasture-based production system under organic farming in Switzerland. *Org. Agric.* **4**, 175–186.
- Thanner S., Dohme-Schori F., Görs S., Metges C. C., Bruckmaier R. M. & Schori F., 2014. The energy expenditure of 2 Holstein cow strains in an organic grazing system. *J. Dairy Sci.* **97**, 2789–2799.
- van den Boogaart K. G. & Tolosana-Delgado R., 2013. Analyzing Compositional Data with R. Springer-Verlag, Berlin & Heidelberg, 258 S.
- Villalba J. J. & Manteca X., 2019. A case for eustress in grazing animals. *Front. Vet. Sci.* **6**, 303.
- Wilkinson J. M., Lee M. R. F., Rivero M. J. & Chamberlain A. T., 2020. Some challenges and opportunities for grazing dairy cows on temperate pastures. *Grass Forage Sci.* **75**, 1–17.