

RIJKSLANDBOUWPROEFSTATION HOORN.

STATISTISCH ONDERZOEK NAAR DE SCHOMMELINGEN VAN HET
JOODGETAL VAN HET MELKVET BIJ AFZONDERLIJKE KOEIEN,

DOOR

E. BROUWER.

(Ingezonden 2 Augustus 1932.)

Inleiding.

Het joodadditievermogen van het botervet is zeker één van zijn belangrijkste constanten. Immers, de consistentie der boter is daarvan wel is waar niet geheel, maar toch voor een groot deel afhankelijk.

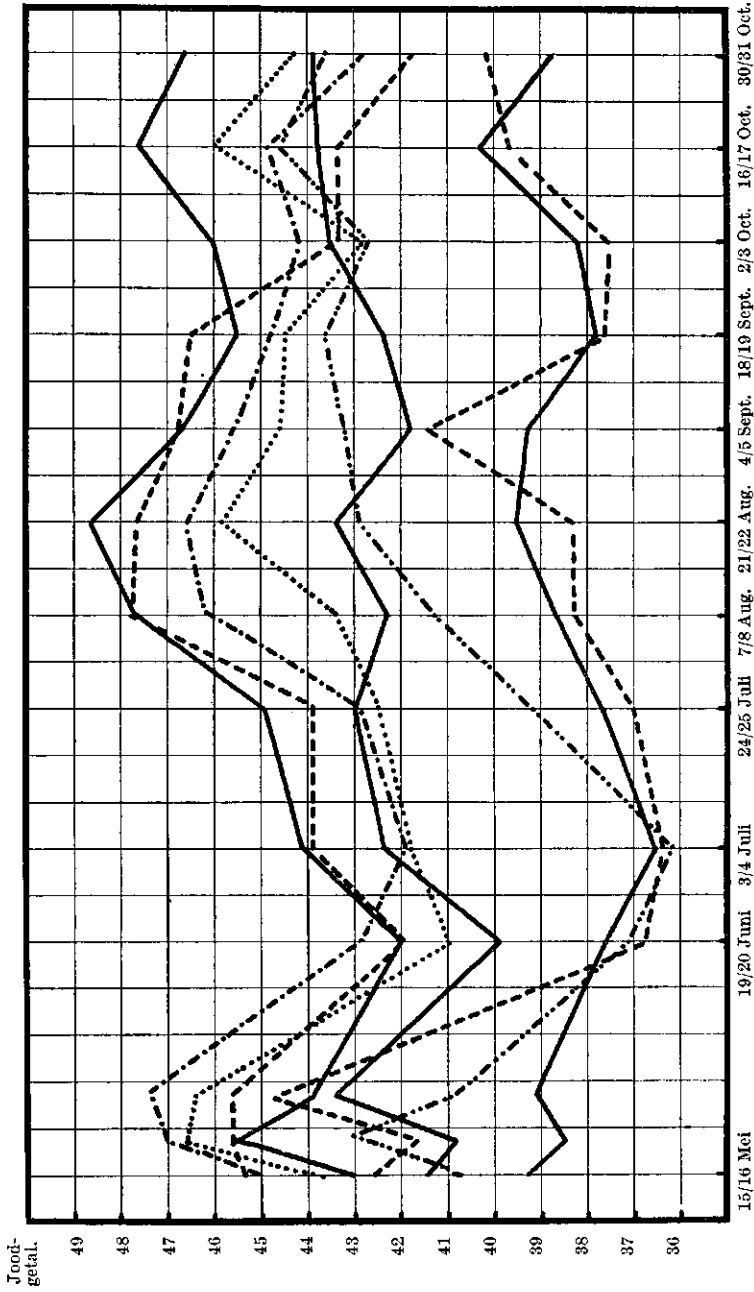
Bij gelegenheid van een reeks proeven omtrent den invloed van bijvoeding, bij weidegang van het vee, op de consistentie der boter moesten wij het joodgetal van het botervet van een vrij groot aantal afzonderlijke koeien, behorende tot zes groepen, herhaalde malen bepalen. In het verslag ¹⁾ van deze, in de jaren 1929, 1930 en 1931 uitgevoerde proeven, zijn de omstandigheden, waaronder zij werden genomen, uitvoerig vermeld, zoodat wij ons hier tot de joodgetallen beperken. Gedurende het eerste en tweede jaar werden de bepalingen uitgevoerd, ten minste in duplo, volgens de methode-WINKLER, daarna volgens HÜBL's methode. De beide werkwijzen gaven vrijwel gelijke uitkomsten, wanneer zij op hetzelfde botervet werden toegepast.

Variabiliteit der Joodgetallen.

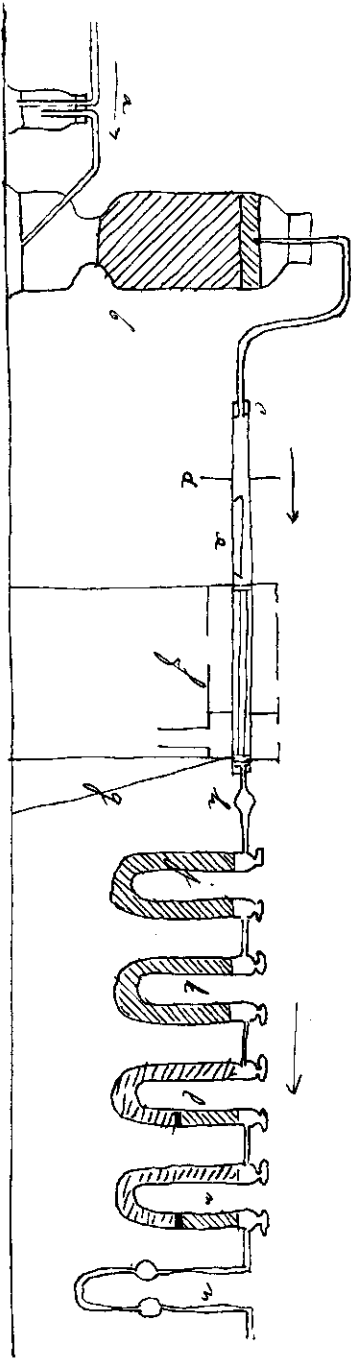
In het geheel werd het joodgetal in het botervet van de melk der afzonderlijke koeien gedurende den eersten zomer 15 maal bepaald, gedurende den tweeden zomer 9 maal en in den derden zomer 13 maal, telkens met betrekking tot de melk van één etmaal.

Al deze cijfers (in het geheel ruim 600) werden in zes tabellen verzameld, elk betrekking hebbende op één groep koeien. Hierbij vielen al dadelijk groote schommelingen op. Om na te gaan of, ondanks dit, een zekere wetmatigheid viel op te merken, werd voor elke groep een grafische voorstelling gemaakt,

¹⁾ Nog niet verschenen.



Figuur I. Joodgetallen van de afzonderlijke koeien van groep II (1931).



die het beloop van het joodgetal met het verstrijken van het seizoen bij elke koe weergaf; één dezer diagrammen is bij wijze van voorbeeld weergegeven in fig. 1. Voor elke koe werd dus een lijn geteekend en nu viel op, dat deze lijnen aanvankelijk, in het begin der weideperiode, tamelijk grillig dooreenliepen, maar daarna min of meer evenwijdig werden, met dien verstande echter, dat ook nu grillige verheffingen, dalingen en zelfs snijdingen nog wel voorkwamen. Ook zal het wel duidelijk zijn, dat door de verschillende bijvoeding en door den verschillenden aard van het gras, wellicht ook door nog andere van dag tot dag veranderende factoren, er tijden voorkwamen, waarin er bij de lijnen van de dieren van één groep een gemeenschappelijke neiging tot stijgen of dalen was te bespeuren.

Alles saamgenomen bleek uit de eenvoudige beschouwing der diagrammen al dadelijk, dat de schommelingen in de joodgetallen van koeien, welke bij elkaar in dezelfde weide grazen, naar alle waarschijnlijkheid aan verschillende groepen van oorzaken moesten worden toegeschreven, te weten:

- a. Schommelingen door omstandigheden, welke in vrijwel gelijke mate voor alle dieren van één groep van dag tot dag veranderen (weersgesteldheid, aard van het voedsel, verstrijken der lactatieperiode).
- b. Schommelingen door omstandigheden, welke van dier tot dier wisselen (individueele verschillen).
- c. „Toevallige schommelingen”, niet onder *a* en *b* vallend, door andere, vooralsnog duistere oorzaken. Wij merken op, dat de analysefoutjes in deze groep *c* vallen; deze zijn echter van ondergeschikt belang.

Door de moderne statistiek¹⁾ heeft men met de bovenvermelde kwalitatieve beschouwing geen genoegen meer te nemen, maar is het mogelijk om de grootte der schommelingen onder *a*, *b* en *c* elk afzonderlijk door een cijfer te kenmerken en tevens te onderzoeken, of zij al dan niet van wezenlijke beteekenis zijn; vooral de individueele verschillen (*b*) boezemden ons bij het thans te bespreken onderzoek belang in.

Bij dit statistische onderzoek werden elk jaar de eerste monsterdagen, toen, zooals gezegd, de schommelingen bijzonder groot waren, weggelaten; zulks om de zooveen genoemde individueele verschillen beter te doen uitkomen. Bij de proef van 1930 lieten wij bovendien nog den laatsten monsterdag weg, omdat toen mond- en klauwzeer onder het vee was uitgebroken.

¹⁾ Zie hieromtrent vooral: YULE, An introduction to the theory of statistics, London, 1927. FISHER, Statistical methods for research workers, Edinburgh, London, 1928.

Ook werden, wat 1930 betreft, de cijfers van koe n°. 41 weggelaten, omdat dit dier in den loop van de proef moest worden uitgeschakeld. De overblijvende joodgetallen (in het geheel 448) zijn weergegeven in de tabellen 1, 2 en 3.

TABEL 1.

Joodgetallen in 1929.

Koe N°.	4/5 Juni.	18/19 Juni.	2/3 Juli.	16/17 Juli.	30/31 Juli.	13/14 Aug.	28/29 Aug.	10/11 Sept.	24/25 Sept.	8/9 Oct.	22/23 Oct.
Groep I.											
2	44,5	44,0	44,5	42,1	45,0	50,9	49,5	49,0	47,3	47,3	47,9
3	42,9	42,8	42,7	39,5	42,9	45,4	44,3	44,5	43,2	43,4	40,9
20	41,1	40,7	38,7	42,0	44,9	44,1	44,0	45,3	42,3	44,2	44,9
26	45,1	42,5	41,0	40,3	41,2	42,5	42,3	42,3	42,4	43,7	45,9
39	44,6	43,1	43,2	44,6	46,4	44,6	43,1	45,1	44,3	45,9	46,1
49	43,4	40,7	40,6	40,4	41,4	44,9	43,3	43,3	42,5	43,5	43,1
50	47,1	44,8	45,1	43,5	43,6	50,5	49,2	47,1	46,9	47,8	48,1
60	39,6	38,1	35,8	35,7	39,3	42,8	41,5	42,0	40,5	44,1	45,7
66	43,3	43,3	41,8	42,3	44,7	47,0	46,0	45,3	44,5	45,9	47,0
Gem.	43,5	42,2	41,5	41,2	43,3	45,9	44,8	44,9	43,8	45,1	45,5
Groep II.											
1	46,1	46,2	43,1	42,3	39,5	44,1	44,9	44,1	45,8	44,7	46,9
13	45,8	46,6	43,3	41,2	38,6	40,0	34,1	42,4	45,6	45,2	45,9
15	46,0	48,0	45,1	45,3	43,0	47,0	48,1	47,4	46,9	48,4	49,0
38	41,2	44,4	40,4	35,9	37,9	39,5	43,4	38,9	39,9	40,8	41,9
41	37,9	37,6	37,4	36,9	34,2	36,8	38,8	37,2	40,9	41,8	42,0
52	43,6	43,6	41,0	41,1	40,4	44,2	43,6	43,4	45,3	46,7	45,3
53	47,7	48,7	48,0	45,9	43,9	46,0	48,7	47,0	47,8	50,0	49,1
58	38,2	40,9	40,9	39,4	39,3	40,8	39,0	40,3	42,9	43,4	43,5
68	42,6	43,7	41,7	44,6	41,2	46,7	45,2	43,6	48,8	50,4	50,9
Gem.	43,2	44,4	42,3	41,4	39,8	42,8	42,9	42,7	44,9	45,7	46,1

TABEL 2.

Joodgetallen in 1930 (zomer).

Koe N ^o .	27/28 Mei.	3/4 Juni.	17/18 Juni.	1/2 Juli.	22/23 Juli.	5/6 Aug.
Groep I.						
11	36,7	37,0	38,2	42,2	40,8	44,5
22	42,9	42,6	42,1	44,6	45,9	50,1
33	41,8	40,8	38,1	36,4	41,4	43,5
44	46,4	46,9	48,2	47,6	49,7	52,8
46	45,3	44,8	44,6	45,0	45,4	49,7
62	37,9	37,7	38,1	40,8	37,7	39,3
67	43,5	42,1	41,4	41,9	42,6	44,6
Gem.	42,1	41,7	41,5	42,6	43,4	46,4
Groep II.						
3	40,5	37,4	37,5	41,9	38,2	41,3
8	41,2	39,4	43,3	39,1	37,0	39,2
12	39,9	38,8	39,9	42,3	38,3	39,1
15	44,4	42,2	45,5	44,8	41,9	44,2
39	41,5	40,8	41,3	45,2	44,4	44,8
45	40,9	40,3	44,5	42,9	37,5	38,7
58	37,6	38,2	38,4	40,4	37,3	39,2
60	37,4	37,0	34,8	35,7	34,4	36,2
Gem.	40,4	39,3	40,7	41,5	38,6	40,3

TABEL 3.

Joodgetallen in 1931.

Koe N ^o .	19/20 Juni.	3/4 Juli.	24/25 Juli.	7/8 Aug.	21/22 Aug.	4/5 Sept.	18/19 Sept.	2/3 Oct.	16/17 Oct.	30/31 Oct.
Groep I.										
3	39,7	41,2	40,6	42,2	42,2	41,3	42,3	42,7	39,9	38,8
6	38,6	38,9	40,4	42,1	42,1	41,0	43,0	42,6	39,8	38,3
21	37,3	36,4	35,5	37,1	36,0	36,3	39,3	38,9	34,0	36,0
28	41,9	43,6	44,6	47,0	45,7	45,7	47,8	47,7	45,2	42,8
43	41,8	46,2	43,8	44,7	44,8	45,1	46,1	46,6	43,0	42,1
45	42,4	42,4	41,8	40,9	40,7	40,0	40,3	40,7	37,1	33,9
59	41,3	44,5	43,0	44,8	45,8	45,9	48,0	47,5	43,9	43,7
66	43,7	47,9	45,1	44,5	42,7	41,7	43,4	43,6	40,7	39,8
Gem.	40,8	42,6	41,9	42,9	42,5	42,1	43,8	43,8	40,5	39,4

Koe N ^o .	19/20 Juni.	3/4 Juli.	24/25 Juli.	7/8 Aug.	21/22 Aug.	4/5 Sept.	18/19 Sept.	2/3 Oct.	16/17 Oct.	30/31 Oct.
	Groep II.									
12	40,0	42,4	43,0	42,3	43,4	41,8	42,4	43,5	43,8	43,9
15	42,0	43,9	43,9	47,8	47,7	46,8	46,5	43,3	43,3	41,8
17	42,9	41,9	42,9	46,2	46,6	45,6	44,8	44,2	44,9	42,8
22	42,0	44,1	44,9	47,7	48,6	46,7	45,5	46,0	47,6	46,6
41	36,8	36,4	37,0	38,3	38,3	41,5	37,8	37,5	39,7	40,1
42	41,0	41,8	42,5	43,4	45,9	44,6	44,5	42,8	46,0	44,3
57	37,1	36,2	39,2	41,4	42,9	43,2	43,6	42,7	44,6	43,6
62	37,6	36,5	37,7	38,7	39,5	39,3	37,8	38,2	40,3	38,7
Gem.	39,9	40,4	41,4	43,2	44,1	43,7	42,9	42,3	43,8	42,7

Allereerst beschouwen wij het gedrag van één groep gedurende één zomer.

Stel k is een willekeurige koe,

l is een willekeurige monsterdag,

z_{kl} is het joodgetal van koe k op monsterdag l ,

m is het aantal koeien,

n is het aantal monsterdagen.

Het gemiddelde joodgetal van koe k over alle monsterdagen duiden wij aan met \bar{z}_k , het gemiddelde joodgetal op monsterdag l over alle koeien met \bar{z}_l en het joodgetal, gemiddeld over alle monsterdagen en alle koeien met \bar{z} . Blijkbaar is:

$$\bar{z}_k = \frac{1}{n} \sum_{l=1}^n z_{kl}, \quad \bar{z}_l = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m z_{kl}, \quad \bar{z} = \frac{1}{mn} \sum_{k=1, l=1}^{m, n} z_{kl}.$$

Om eenvoudige formules te krijgen, transformeeren wij als volgt:

$$z_{kl} = \bar{z} + w_{kl}.$$

Op dezelfde wijze als hiervóór krijgen wij nu:

$$w_k = \frac{1}{n} \sum_{l=1}^n w_{kl}, \quad \bar{w}_l = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m w_{kl}, \quad \text{terwijl: } \bar{\bar{w}} = \frac{1}{mn} \sum_{k=1, l=1}^{m, n} w_{kl} = 0.$$

Blijkbaar is ook: $\sum_{k=1}^m \bar{w}_k = 0$, $\sum_{l=1}^n \bar{w}_l = 0$.

Wij berekenden nu allereerst: $[[w_{kl}^2]] = \sum_{k=1, l=1}^{m, n} w_{kl}^2$. Nu kan men $[[w_{kl}^2]]$ in

drie porties verdeelen. Men heeft nl.:

$$w_{kl} = \bar{w}_l + \bar{w}_k + (w_{kl} - \bar{w}_k - \bar{w}_l),$$

of, wanneer men den laatsten term met r_{kl} aanduidt:

$$w_{kl} = \bar{w}_l + \bar{w}_k + r_{kl}.$$

Brengt men nu w_{kl} in het kwadraat om daarna over alle mn waarnemingen te summeeën, dan kan men gemakkelijk bewijzen, dat:

$$[[w_{kl}^2]] = m[\bar{w}_l^2] + n[\bar{w}_k^2] + [[r_{kl}^2]].$$

waarin: $[\bar{w}_l^2] = \sum_{l=1}^n w_l^2$, $[\bar{w}_k^2] = \sum_{k=1}^m \bar{w}_k^2$, $[[r_{kl}^2]] = \sum_{k=1, l=1}^{m, n} r_{kl}^2$.

De beteekenis van deze som is de volgende. Het linker lid stelt blijkbaar de som van de quadraten der afwijkingen t. o. v. het gemeenschappelijk gemiddelde: \bar{z} voor. De eerste term rechts stelt dat gedeelte van de som voor, dat berust op schommelingen van het daggemiddelde, de tweede term het gedeelte, dat berust op de verschillen tusschen de dieren onderling, terwijl de derde term de rest voorstelt, die wij tot nu toe als zuiver toevallig beschouwen. In de onderstaande tabel zijn van de desbetreffende becijferingen de uitkomsten saamgevat, die wij zoo aanstonds nader zullen interpreteeren.

TABEL 4.

	1929 I.	1929 II.	1930 I.	1930 II.	1931 I.	1931 II.
$m [\bar{w}_l^2]$	235,5	314,2	113,6	43,2	146,0	149,1
$n [\bar{w}_k^2]$	363,7	829,5	470,4	260,6	606,6	564,1
$[[r_{kl}^2]]$	158,0	243,1	75,4	87,7	128,7	105,1
$[[w_{kl}^2]]$	757,2	1386,8	659,3	391,5	881,3	818,3

Thans gaan wij iets dieper in op het verband, dat bij elke groep tusschen de termen der bovengenoemde som bestaat. Zooals gezegd vertoonen de afzonderlijke waarnemingen z_{kl} toevallige schommelingen, waarvan de grootte wordt bepaald door $[[r_{kl}^2]]$; de beste maat voor de standaardafwijking: s_r vindt men met behulp van de formule:

$$s_r^2 = \frac{[[r_{kl}^2]]}{(m-1)(n-1)}$$

Thans bedenke men, dat \bar{z}_k en \bar{z}_l gemiddelden van n , resp. m waarnemingen z_{kl} voorstellen. Bijgevolg moeten ook \bar{z}_k en \bar{z}_l een schommeling laten zien. Nu vonden wij reeds, dat $n[w_k^2]$ inderdaad niet gelijk aan nul is. Een essentiële vraag is echter, of de gevonden waarde voor $n[w_k^2]$ uitsluitend kan worden verklaard uit de zoeven genoemde toevallige schommelingen, dan wel of het absoluut noodzakelijk is aan te nemen, dat de gemiddelde joodgetallen der afzonderlijke koeien principieel (wezenlijk) van elkaar verschillen. Overeenkomstig geldt voor $m[w_l^2]$; ook hier kan men zich afvragen of de gevonden waarde geheel uit toevallige schommelingen kan worden verklaard, dan wel of men moet aannemen, dat onder onze proefvoorwaarden de van dag tot dag wisselende omstandigheden van weer, voeding e. a. systematisch op het joodgetal van alle koeien der groep hebben ingewerkt.

Om dit na te gaan passen wij een bewijs uit het ongerijmde toe en nemen daarvoor een oogenblik aan, dat $n[w_k^2]$ en $m[w_l^2]$ alléén op de gemelde toevallige schommelingen berusten. Het is dan mogelijk hieruit een tweede en derde waarde voor s_r^2 te berekenen, die natuurlijk vrijwel met s_r^2 zelf zouden moeten overeenstemmen. Deze waarden, die wij s_k^2 en s_l^2 noemen, worden gevonden met behulp van de formules:

$$s_k^2 = \frac{n[w_k^2]}{m-1} \quad \text{en} \quad s_l^2 = \frac{m[w_l^2]}{n-1};$$

zij zijn weergegeven in tabel 5.

TABEL 5.

Wezenlijkheid („significance”) der individueele verschillen.

	1929 I.	1929 II.	1930 I.	1930 II.	1931 I.	1931 II.
$\frac{m}{n-1} [w_l^2] = s_l^2$	23,55	31,42	22,71	8,64	16,22	16,56
$\frac{n}{m-1} [w_k^2] = s_k^2$	45,46	103,68	78,40	37,23	86,66	80,58
$\frac{1}{(m-1)(n-1)} [[r_{kl}^2]] = s_r^2$	1,98	3,04	2,51	2,51	2,04	1,67
$\log \text{nat} \frac{s_k}{s_r}$	1,56	1,77	1,72	1,35	1,87	1,94
$P (1 \%)$	0,50	0,50	0,62	0,58	0,54	0,54

Men ziet dadelijk, dat s_k^2 en s_l^2 niet gelijk zijn aan s_r^2 , maar aanzienlijk grooter. In het bijzonder stellen wij nu belang in s_k^2 . Daarvoor berekenden wij in navolging van FISHER ¹⁾ voor elke groep: $\log \text{nat} \frac{s_k}{s_r}$, welke waarden eveneens in de tabel zijn aangegeven. Was nu onze aanname juist, dan zou $\log \text{nat} \frac{s_k}{s_r}$ ongeveer gelijk aan nul moeten zijn, terwijl grotere en kleinere waarden steeds minder waarschijnlijk worden. Zoo vindt men bijv. met behulp van FISHER's tabellen, dat bij groep I (1930) de kans, dat het getal: $\log \text{nat} \frac{s_k}{s_r} > 0,5$ zou zijn, slechts 0,01 bedraagt. In werkelijkheid vonden wij bij deze groep 1,56, hetgeen nog aanzienlijk grooter is dan 0,5. Dergelijke grenzen werden ook voor de andere groepen in FISHER's tabel opgezocht en in de onderste rij van tabel 5 vermeld. Steeds liggen deze grenzen aanzienlijk lager dan $\log \text{nat} \frac{s_k}{s_r}$, zoodat onze aanname onhoudbaar is. Wij moeten dus besluiten, dat in het algemeen de joodgetallen van verschillende koeien inderdaad *essentieel* van elkaar verschillen.

Thans beschouwen wij nog de relatieve belangrijkheid der drie factoren a , b en c . Hiervoor werd hun standaardwaarde (achtereenvolgens: σ_l , σ_k en σ_r , genoemd) becijferd, waarop, voor zoover het a en b betreft, nog een correctie was aangebracht voor den in deze twee voorkomenden zuiver toevalligen component (zie tabel 6).

TABEL 6.

	1929 I.	1929 II.	1930 I.	1930 II.	1931 I.	1931 II.
$\sigma_l = \sqrt{\frac{[w_l^2]}{n-1} \frac{s_r^2}{m}}$	1,55	1,78	1,70	0,88	1,33	1,36
$\sigma_k = \sqrt{\frac{[w_k^2]}{m-1} \frac{s_r^2}{n}}$	1,99	3,02	3,56	2,40	2,91	2,81
$\sigma_r = s_r$	1,41	1,74	1,58	1,58	1,43	1,29

Over σ_l kunnen wij kort zijn. De grootte hiervan hangt natuurlijk af van wisselingen in den aard van het gras, van bijvoer, e. a..

¹⁾ FISHER, l. c..

Wat σ_r betreft is het belangwekkend op te merken, dat zijn grootte niet onbelangrijk is, nl. ongeveer 1,5 (toevallige analysefoutjes inbegrepen). Dit wil dus zeggen, dat wanneer wij het botervet onderzoeken van één koe, die voortdurend onder dezelfde omstandigheden van voeding en verzorging verkeert, wij toch van dag tot dag niet onaanzienlijke schommelingen in het joodgetal kunnen vinden, evenals trouwens bij het vetpercentage e. a.. De diepere gronden van deze schommelingen zijn ons tot nu toe ten eenenmale onbekend en zullen ons misschien eerst duidelijk worden, wanneer ons iets meer omtrent de stofwisseling der vetzuren in het lichaam der koe bekend is, een onderwerp, waarvan de essentiele punten nog zeer onvoldoende opgehelderd zijn, hoewel voor de zuivelphysiologie in het algemeen van groote beteekenis.

Opvallend groot (± 3) zijn volgens ons onderzoek de waarden voor σ_k , die dus een maatstaf vormen voor de verschillen in het joodgetal tusschen de dieren onderling. Blijkbaar behooren verschillen tusschen de afzonderlijke koeien van 6 eenheden en méér niet tot de zeldzaamheden. Wij willen daarom het onderzoek omtrent deze individueele verschillen verder voortzetten, temeer daar hieruit wellicht te eeniger tijd practische consequenties kunnen voortvloeien.

Regressies.

Voor de fijnere studie van de individueele verschillen bij de joodgetallen gebruiken wij wederom de gemiddelden per koe over hetzelfde aantal monsterdagen als hiervóór. De becijfering van deze gemiddelden vond thans echter zoodanig plaats, dat ook de hoeveelheden geproduceerd vet in aanmerking werden genomen. Er werd derhalve voor elke koe en elken monsterdag het aantal grammen vet vermenigvuldigd met het joodgetal, waarna voor elke koe de producten van alle monsterdagen werden opgeteld om daarna te worden gedeeld door het totale aantal grammen vet¹⁾. Bovendien werd voor elke koe het gemiddelde aantal grammen vet per dag becijferd en tenslotte nog het gemiddelde vetpercentage; het laatste door voor elke koe het totale aantal grammen vet te deelen door het totale aantal hectogrammen melk, zooals te doen gebruikelijk is²⁾. De op bovengenoemde wijze gevonden cijfers zijn verzameld in tabel 7 en vormen het uitgangspunt voor de thans volgende beschouwingen. Hierbij laten wij voorloopig echter uit de groepen van het jaar 1929 die koeien weg, die ook in de proef van 1930 werden op-

¹⁾ Men noemt dit een „gewogen gemiddelde” en kan dus spreken van een „gewogen” joodgetal.

²⁾ In dit geval zou men kunnen spreken van een „gewogen vetpercentage”.

genomen en uit de groepen van het jaar 1931 ook die, welke in één of in beide vorige jaren aan de proef deelnamen; in de tabel is de letter *d* achter de desbetreffende nummers geplaatst. Zou men deze koeien in meer dan één jaar meerekenen, dan zouden deze dieren, voor zoover het haar van jaar tot jaar constante individueele eigenschappen betreft, een dubbel of zelfs driedubbel gewicht in de schaal leggen, hetgeen zeker moet worden vermeden, omdat juist het onderzoek naar een dezer individueele eigenschappen een essentieel deel van de thans volgende analyse vormt. Het aantal verschillende koeien bedroeg: 1929 I: 6; 1929 II: 7; 1930 I: 7; 1930 II: 8; 1931 I: 5; 1931 II: 4, in totaal 37, over 6 groepen verdeeld.

TABEL 7.

Gemiddelden der afzonderlijke koeien: vetopbrengst (g), vetpercentage, levend gewicht (kg), joodgetal¹⁾.

N ^o .	Vet (g).	Vetpercentage.	Levend gewicht.	Joodgetal.	N ^o .	Vet (g).	Vetpercentage.	Levend gewicht.	Joodgetal.
1929					1929				
Groep I.					Groep II.				
2	379	3,21		46,4	1	394	2,88		44,3
3 ^d	422	3,00		43,0	13	316	3,31		43,3
20	511	3,53		42,6	15 ^d	447	3,05		46,6
26	460	3,20		42,6	38	572	3,17		40,5
39 ^d	561	3,40		44,5	41	548	3,77		37,8
49	423	3,13		42,4	52	468	3,23		43,2
50	292	3,24		46,6	53	336	3,23		47,3
60 ^d	474	3,19		39,9	58 ^d	561	3,59		40,5
66	272	3,47		44,5	68	238	3,13		44,8
Gem.	422	3,26		43,6	Gem.	431	3,26		43,1
1930					1930				
Groep I.					Groep II.				
11	610	3,13	591	39,7	3	572	2,95	604	39,4
22	568	2,65	682	44,4	8	735	3,88	565	39,8
33	638	3,44	589	40,3	12	650	3,17	638	39,7
44	516	2,68	650	48,5	15	444	3,09	503	43,8
46	381	3,08	643	45,7	39	441	3,09	701	43,0
62	770	3,45	586	38,6	45	554	2,85	604	40,7
67	399	3,27	492	42,6	58	536	3,71	607	38,5
					60	645	2,96	520	36,0
Gem.	555	3,10	605	42,8	Gem.	572	3,21	593	40,1

1) De koeien, gemerkt met *d*, namen meermalen aan de proeven deel.

N ^o .	Vet (g).	Vetpercentage.	Levend gewicht.	Joodgetal.	N ^o .	Vet (g).	Vetpercentage.	Levend gewicht.	Joodgetal.
1931	Groep I.					Groep II.			
3d	380	3,04		41,1	12d	447	2,97		42,5
6	702	3,15	663	40,6	15d	480	3,48		44,7
21	664	3,89	587	36,7	17	521	3,50	581	44,2
28	446	3,24	500	45,0	22d	488	2,77		45,7
43	521	3,52	611	44,4	41 ^a	512	4,06	552	38,2
45d	614	2,69		40,2	42	543	3,43	549	43,5
59	316	3,13	482	44,5	57	343	4,15	575	40,9
66d	389	3,36	613	43,6	62d	702	3,57		38,3
Gem.	504	3,25		42,0	Gem.	505	3,49		42,3

Om onze gedachten te bepalen voeren wij de volgende symbolen in:

m zij het aantal koeien in één groep,

k is een willekeurige koe,

x_k is de gemiddelde dagelijkse vetopbrengst van koe k ,

y_k is het (gewogen) gemiddelde vetpercentage van koe k ,

z_k is het (gewogen) gemiddelde joodgetal van koe k .

Vervolgens stellen wij: $\bar{x} = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m x_k$, bij afkorting geschreven als: $\frac{1}{m} [x]$;

verder zij $\bar{y} = \frac{1}{m} [y]$, $\bar{z} = \frac{1}{m} [z]$.

Verder zij nog:

$$x_k = \bar{x} + u_k, \quad y_k = \bar{y} + v_k, \quad z_k = \bar{z} + w_k^1).$$

Wij berekenden voor elke groep de grootheden: $[u^2]$, $[v^2]$, $[w^2]$, $[u v]$, $[u w]$, $[v w]$, sommeerden deze waarden over de zes groepen en duidden de sommen als volgt aan:

$$[[u^2]], [[v^2]], [[w^2]], [[u v]], [[u w]], [[v w]].$$

De gevonden waarden zijn in tabel 8 medegedeeld.

¹⁾ z_k , \bar{z} , w_k hebben ook hier, evenals vroeger, betrekking op het joodgetal, maar hun beteekenis is natuurlijk ietwat gewijzigd.

TABEL 8.

$[[u^2]].$	$[[uw]].$	$[[uw]].$	$[[v^2]].$	$[[vw]].$	$[[w^2]].$
+ 448584	+ 299,62	— 7135,7	+ 3,0315	— 15,573	+ 268,60

De eenheden, waarin u (botervet) is uitgedrukt, zijn grammen.

Verder zij $[[m]]$ het totale aantal koeien, dus 37.

Wij vragen thans wederom naar de variabiliteit van het joodgetal. Zij kan tennaastebij worden berekend met behulp van de formule:

$$\sqrt{\frac{[[w^2]]}{[[m]]}}$$

Deze formule is niet geheel correct, omdat de noemer nog met het aantal groepen, dus met 6, moet worden vermindert. Men vond:

$$\sigma_z = \sqrt{\frac{[[w^2]]}{[[m]] - 6}} = 2,95.$$

Dit getal is dus weer een maat voor de variabiliteit van het joodgetal der koeien onderling, bevat echter nog een toevalligen component (wegens de onder c genoemde „toevallige” dagelijksche schommelingen). Om een zuivere maat voor de individuele verschillen alléén te hebben zouden wij, evenals vroeger, een correctie moeten aanbrengen, welke tennaastebij uit de hiervóór verkregen gegevens is te becijferen. Het bleek ons, dat men dan een waarde zou vinden, die slechts enkele honderdsten lager is dan 2,95. Daar dit verschil klein is, zullen wij aan deze correctie verder geen aandacht schenken.

De gevonden maat voor de variabiliteit van individu tot individu stemt ongeveer met de vroeger in tabel 6 gevondene (σ_k) overeen.

Alvorens ons de vraag voor te leggen in hoeverre bij gelijke voeding de joodgetallen der afzonderlijke koeien typische waarden bezitten, hebben wij ons er wel rekenschap van gegeven, dat de koeien van elke groep wel is waar bij elkaar in dezelfde weide liepen, maar dat dit nog geen gelijke voeding behoeft te beteekenen. Zoo zou men zich kunnen denken, dat de ééne koe meer het grove gras eet, de andere meer het malsche. Het lijkt ons echter niet waarschijnlijk, dat deze factor een overwegende rol speelt, ofschoon wij dit punt niet geheel uit het oog mogen verliezen. Van meer belang lijkt ons echter het volgende. Denkt men zich twee koeien met gelijk levend

gewicht, waarvan de één veel botervet produceert, de andere weinig, dan zullen deze dieren verschillende hoeveelheden gras eten. Van dit voedsel denkt men zich gewoonlijk één gedeelte bestemd voor onderhoud (voor beide dieren ongeveer gelijk), een ander gedeelte voor melkproductie (ongeveer evenredig met de hoeveelheid melk) en eventueel nog een gedeelte voor lichaamsvet-productie ¹⁾. Het is zeker onnoodig te zeggen, dat deze indeeling een louter formeele is; het is nl. denkbaar, dat de koe sommige voedselbestanddeelen geheel of grootendeels voor melkproductie gebruikt, andere geheel voor onderhoud. Het is derhalve niet van belang ontbloot op te merken, dat het quotient $\frac{\text{onderhouds-} + \text{productievoer}}{\text{melkvet}}$ het grootst is voor de

dieren, die de kleinste hoeveelheid melkvet produceeren. Neemt men nu aan, dat in het gras een factor, b.v. een chemische stof, aanwezig is, die het joodgetal opdrijft, dan is daarvan per gram vet bij de dieren met lagere opbrengst dus ook een grootere hoeveelheid beschikbaar, m. a. w. het ligt voor de hand te onderzoeken of er een correlatie bestaat tusschen vetopbrengst en joodgetal (x en z). De berekening van den correlatiecoëfficiënt leverde de in tabel 9 voorkomende getallen r_{xz} op. Tevens zijn in deze tabel opgenomen de correlatiecoëfficiënten, die het verband tusschen vetopbrengst (x) en vetpercentage (y) aangeven (r_{xy}), alsook die, betrekking hebbende op vetpercentage en joodgetal (r_{yz}).

TABEL 9.

Correlatiecoëfficiënten.

	r_{xy}	r_{xz}	r_{yz}
1929 I	+ 0,03	— 0,72	— 0,12
1929 II	+ 0,40	— 0,78	— 0,66
1930 I	+ 0,34	— 0,66	— 0,80
1930 II	+ 0,40	— 0,67	— 0,12
1931 I	+ 0,45	— 0,78	— 0,68
1931 II	— 0,73	+ 0,28	— 0,85

Het blijkt, dat een negatieve correlatie van vrij hoogen graad tusschen vetopbrengst en joodgetal inderdaad bijkans regelmatig aan den dag treedt.

¹⁾ Natuurlijk kan onder omstandigheden ook een afneming van de hoeveelheid lichaamsvet intreden.

De koeien met lagere vetopbrengst hebben dus in het algemeen een hooger joodgetal en omgekeerd.

Deze uitkomst wettigt een verder onderzoek. Wij willen daarvoor echter liever regressiecoëfficiënten gebruiken, omdat deze het voordeel hebben een meer „tastbaar” resultaat te geven en in ons geval ook anderszins voordeelen bieden, waarop wij hier echter niet verder willen ingaan.

Deze regressiecoëfficiënten (a_{zx}) zijn weergegeven in de tweede kolom van tabel 10.

TABEL 10.

Regressiecoëfficiënten.

	a_{zx}	a_{zy}
1929 I	— 0,0149	— 1,46
1929 II	— 0,0193	— 7,57
1930 I	— 0,0174	— 8,68
1930 II	— 0,0162	— 0,79
1931 I	— 0,0175	— 7,47
1931 II	+ 0,0084	— 6,26

Het is mogelijk één nauwkeuriger coëfficiënt \bar{a}_{zx} te berekenen door alle groepen te combineeren. Men vond:

$$\bar{a}_{zx} = \frac{[[u w]]}{[[u^2]]} = - 0,0159 \pm 0,0034.$$

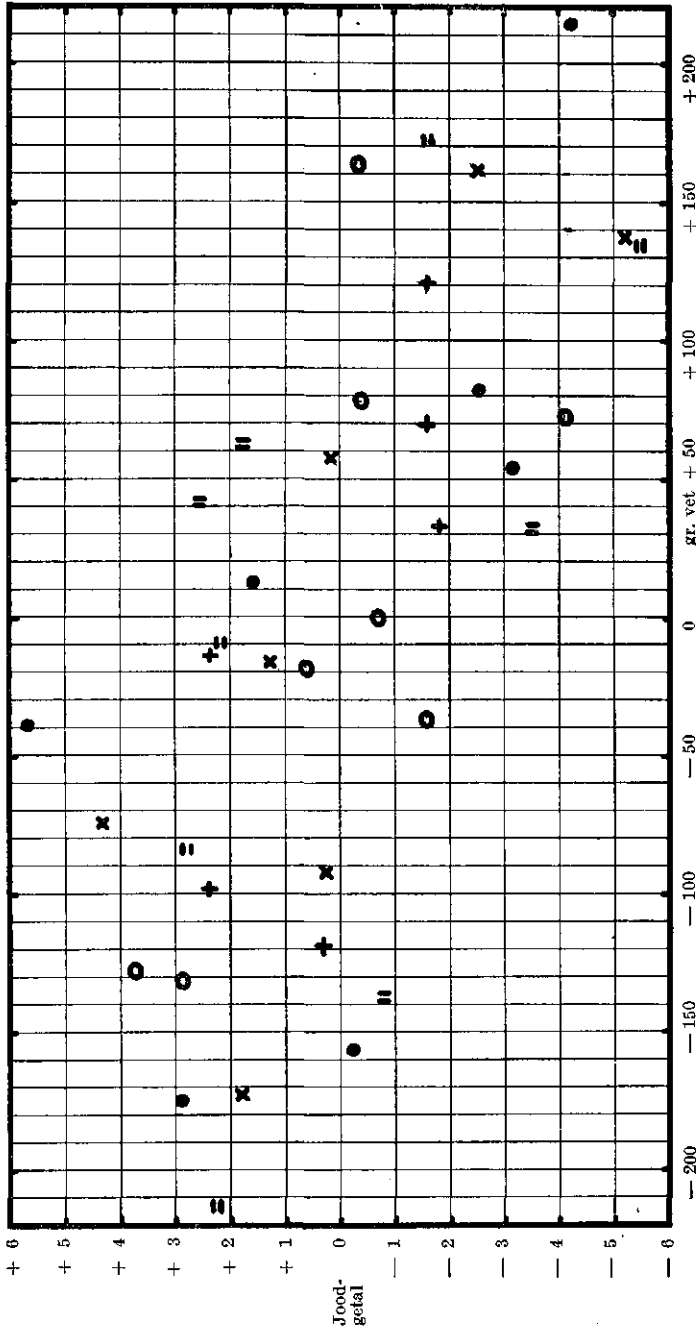
Deze formule zegt dus, dat bij productie van 100 g vet méér het joodgetal gemiddeld 1,6 eenheden afneemt en omgekeerd. Verder verwijzen wij naar fig. 2, waarin voor alle 37 koeien vetopbrengsten en joodgetallen zijn uitgezet.

De coëfficiënten a_{zy} , betrekking hebbende op de regressie van z t. o. v. y , zijn in de derde kolom van tabel 10 weergegeven. Zij schommelen aanmerkelijk méér dan de voorgaande.

Vatten wij ook hier alle groepen samen, dan blijkt:

$$\bar{a}_{zy} = \frac{[[v w]]}{[[v^2]]} = - 5,1 \pm 1,4.$$

Voor elke 0,1 % vet méér wordt dus het joodgetal gemiddeld 0,51 een-



Figuur 2. 1929, 1930, 1931. Correlatie tusschen vetopbrengst en joodgetal.

1929. Groep I: + ; groep II: x.

1930. Groep I: ● ; groep II: ○.

1931. Groep I: + ; groep II: ||.

Horizontale as : Gemiddelde dagelijkse vetopbrengst van elke koe.

Verticale as : Gemiddeld joodgetal van elke koe.

Als oorsprong (zoewel voor vetopbrengst als joodgetal) is voor de koeien van elk der groepen het groepsgemiddelde gekozen. De koeien, die meer dan één jaar aan de proeven deelnamen, zijn slechts éénmaal in het diagram opgenomen. Men ziet uit het diagram, dat het joodgetal met toenemende vetopbrengst lager wordt.

heden lager; dit getal bedraagt vrijwel het viervoudige van zijn middelbare afwijking.

Deze laatste uitkomst is ietwat onverwacht en schijnt niet in onzen theoretischen gedachtengang te passen, zoodat men zich afvraagt of hier secundaire factoren in het spel kunnen zijn. Daarvoor verwijzen wij nogmaals naar tabel 9, waaruit blijkt, dat er een positieve correlatie bestond tusschen vetopbrengst en vetpercentage. Dit wil zeggen, dat de koeien met hooger vetpercentage in het algemeen ook iets meer botervet produceerden¹⁾; het zou dus kunnen zijn, dat het vetpercentage niet direct verband houdt met het joodgetal, maar indirect, doordat bij de door ons onderzochte dieren een hooger vetpercentage met een hoogere vetopbrengst gepaard gaat en eerst daardoor tevens met een lager joodgetal.

Laten wij onzen theoretischen gedachtengang een oogenblik los, dan kunnen wij ons ook denken, dat het vetpercentage de essentiele factor is en de negatieve regressie tusschen vetproductie en joodgetal slechts een gevolg daarvan is, dat de koeien met hoogere vetopbrengst gemiddeld een hooger vetpercentage (der melk) bezaten.

En tenslotte is natuurlijk ook een combinatie denkbaar, dus dat de negatieve regressie tusschen vetopbrengst en joodgetal partieel moet worden toegeschreven aan het vetpercentage als zoodanig en partieel aan de vetopbrengst, ook als zoodanig.

Wij hebben ons dus af te vragen:

1. Hoe staat het met het verband tusschen vetopbrengst en joodgetal bij koeien met gelijk vetpercentage, en
2. hoe staat het met het verband tusschen vetpercentage en joodgetal bij koeien met een gelijke vetopbrengst.

Een dergelijke scheiding van het verschijnsel in twee porties kan men bewerkstelligen door het becijferen van de „partieele” regressiecoëfficiënten. Die, behoorende bij 1, noemen wij $\bar{a}_{zx.y}$, die bij 2: $\bar{a}_{zy.x}$; in het eerste geval denken wij ons dus z en x veranderlijk, y constant, in het tweede geval z en y veranderlijk, x constant. Er werd gevonden:

$$\begin{aligned}\bar{a}_{zx.y} &= -0,0134 \pm 0,0031, \\ \bar{a}_{zy.x} &= -3,82 \pm 1,18.\end{aligned}$$

¹⁾ Algemeene gevolgtrekkingen betreffende de geheele lactatieperiode mogen hieruit natuurlijk niet worden gemaakt, aangezien wij de dieren slechts gedurende een deel van de lactatieperiode waarnamen. Overigens zal het bekend zijn, dat over het verband tusschen melk- en vetopbrengst e. a. gedurende een geheele lactatieperiode, reeds vele onderzoekingen zijn verricht.

Ook volgens deze uitkomst is het verband tusschen vetopbrengst en joodgetal evident; wat het partieele verband tusschen vetpercentage en joodgetal aangaat, zien wij, dat dit eveneens als wezenlijk moet worden beschouwd, zij het ook dat de m. afw. relatief iets grooter is dan in het voorgaande geval.

Deze uitkomst was de aanleiding om naar een andere verklaring voor het verband tusschen vetpercentage en joodgetal te zoeken. Wij vragen derhalve nogmaals naar de behoefte der koeien aan zetmeelwaarde. Deze wordt volgens LARS FREDERIKSEN weergegeven door de onderstaande formule ¹⁾:

$$Z = \frac{V}{300} + 1 + \frac{M}{9} + \frac{My}{24}. \quad (1)$$

Hierin is:

Z = benoodigde zetmeelwaarde (kg),

V = levend gewicht (kg),

M = melkopbrengst (kg),

y = vetpercentage.

Voor het gemiddelde levend gewicht onzer dieren substitueeren wij: $V = 600$. Verder bedenken wij, dat tusschen y , M en de vetopbrengst (x) de onderstaande betrekking bestaat:

$$x = 10 My, \text{ dus } M = \frac{x}{10y}. \text{ Derhalve:}$$

$$Z = 3 + \frac{x}{90y} + \frac{x}{240}.$$

Wij stellen nu, zooals gezegd, vooral belang in de verhouding:

$\frac{\text{benoodigde zetmeelwaarde}}{\text{vetopbrengst}} = \frac{Z}{x}$, die wij Z' willen noemen. Blijkbaar is

$$Z' = \frac{Z}{x} = \frac{3}{x} + \frac{1}{90y} + \frac{1}{240}. \quad (2)$$

Wij zien hieruit, dat $\frac{Z}{x} = Z'$ niet alleen afhankelijk is van x , maar boven-

¹⁾ Deze formule geldt voor voedsel van een optimale samenstelling. Is het voedsel niet optimaal samengesteld, dan moet Z grooter zijn; maar dit geldt voor alle koeien, zoodat de verschillen tusschen de koeien onderling, waar het in dit onderzoek op aankomt, daardoor weinig verandering ondergaan.

dien van het vetpercentage y ; Z' wordt namelijk kleiner, wanneer x en (of) y grooter worden en omgekeerd; bij hooger vetpercentage wordt Z' dus kleiner, ook wanneer de totale vetopbrengst (x) gelijk blijft. Wanneer dus inderdaad, zooals wij op theoretische gronden hebben geconstrueerd, het joodgetal met Z' rijst en daalt, dan volgt uit het bovenstaande dus ook, dat het joodgetal z kleiner moet worden, wanneer x en (of) y grooter worden. Er moet dus een negatieve correlatie bestaan tusschen z eenerzijds en x en y anderzijds, zooals inderdaad werd berekend.

Voor den met differentiaalrekening bekenden lezer merken wij op, dat volgens de formule (2) Z' partieel afhankelijk is van x en van y . Het partieele verband nu kan worden uitgedrukt met behulp van de partieele differentiaalquotienten $\frac{\partial Z'}{\partial x}$ en $\frac{\partial Z'}{\partial y}$ (ook wel differentiaalcoëfficiënten genoemd), wier beteekenis na verwant is aan de bovengenoemde regressiecoëfficiënten. Men vindt:

$$dZ' = \frac{\partial Z'}{\partial x} dx + \frac{\partial Z'}{\partial y} dy,$$

terwijl uit de boven berekende regressiecoëfficiënten zou volgen:

$$dz = \bar{a}_{zx \cdot y} dx + \bar{a}_{zy \cdot x} dy.$$

Men vindt gemakkelijk:

$$\frac{\partial Z'}{\partial x} = -\frac{3}{x^2} \text{ en } \frac{\partial Z'}{\partial y} = -\frac{1}{90y^2}.$$

Nu was de gemiddelde waarde van x ongeveer 500, die van y ongeveer 3,33. Substitueeren wij dit, dan blijkt: $\frac{\partial Z'}{\partial x} = -1,20 \times 10^{-5}$, $\frac{\partial Z'}{\partial y} = -1,00 \times 10^{-3}$. Dit alles geldt natuurlijk slechts in de nabijheid van $x = 500$, $y = 3,33$.

Uit het feit, dat $\frac{\partial Z'}{\partial y}$ negatief is, volgt al, dat een negatieve waarde van $\bar{a}_{zy \cdot x}$ niet alleen niet vreemd, maar een logisch gevolg is van onzen gedachtengang. Qualitatief is alles dus in orde.

Wij vragen nog even naar de quantitative verhoudingen. Was inderdaad de verhouding Z' voor het joodgetal van overwegend belang, dan zou $\frac{\bar{a}_{zy \cdot x}}{\bar{a}_{zx \cdot y}}$ tennaastebij

gelijk moeten zijn aan $-\frac{\frac{\partial Z'}{\partial y}}{\frac{\partial Z'}{\partial x}}$. Een eenvoudige becijfering leert:

$$\frac{\bar{a}_{zy \cdot x}}{\bar{a}_{zx \cdot y}} = 285 \pm 110, \quad -\frac{\frac{\partial Z'}{\partial y}}{\frac{\partial Z'}{\partial x}} = 83,4.$$

Alhoewel deze twee quotienten aanmerkelijk uiteenloopen, is het verschil toch niet groot genoeg om als een bewijs tegen onze opvatting te worden aangevoerd, vooral als men bedenkt, dat de coëfficiënten in (1) toch ook een zekere fout hebben. Vooralsnog houden wij het er dus voor, dat de negatieve correlatie tusschen joodgetal eenerzijds en vetopbrengst en vetpercentage anderzijds, haar oorzaak vindt in de schommelingen van de verhouding $\frac{\text{voedselopname}}{\text{vetopbrengst}}$.

Wij keeren terug tot de formule (1). Vervangen wij daarin M door $\frac{x}{10y}$, dan kan zij op onderstaanden vorm worden gebracht:

$$\frac{Z}{x} = Z' = \frac{V}{300x} + \frac{1}{x} + \frac{1}{90y} + \frac{1}{240}. \quad (3)$$

Thans zien wij, dat Z' niet alleen afhankelijk is van x en y , maar bovendien nog van het lichaamsgewicht (V); Z' wordt namelijk grooter naarmate V toeneemt en omgekeerd. Heeft nu Z' inderdaad voor het joodgetal de beteekenis, welke wij veronderstelden daaraan te moeten toeschrijven, dan moet er dus ook een regressie (en correlatie) bestaan tusschen z (het joodgetal) en V , ditmaal echter een positieve.

Achteraf hebben wij ons cijfermateriaal daarop onderzocht, waren echter gehandicapt door het feit, dat de koeien alleen bij de in 1930 en 1931 genomen proeven werden gewogen. Daardoor waren de gegevens van slechts 25 koeien bruikbaar, waarbij de dieren, die gedurende beide jaren aan de proeven deelnamen, slechts éénmaal (1930) in rekening zijn gebracht. Voor de levende gewichten verwijzen wij naar tabel 7.

Denken wij ons de regressieformule in onderstaanden vorm:

$$z = z_0 + \bar{a}_{zx.yV} x + \bar{a}_{zy.xV} y + \bar{a}_{zV.xy} V, \quad (4)$$

waarin de a 's weer de regressiecoëfficiënten voorstellen, dan werd gevonden:

$$\begin{aligned} \bar{a}_{zx.yV} &= -0,0131 \pm 0,0040, & \bar{a}_{zy.xV} &= -3,53 \pm 1,45, \\ \bar{a}_{zV.xy} &= +0,00819 \pm 0,00809. \end{aligned}$$

De partieele regressies t. o. v. x en y zijn dus weer negatief en die t. o. v. V inderdaad positief, zooals wij hadden verwacht. Uit de m. afw. blijkt echter, dat wij de beteekenis van deze uitkomst geenszins moeten overschatten; de waarschijnlijkheid, dat $\bar{a}_{zV.xy}$ inderdaad positief zou zijn, indien de proef met een zeer groot (eigenlijk oneindig groot) aantal koeien zou worden herhaald, bedraagt: 0,84.

Na differentiatie van (3) en (4) vindt men achtereenvolgens:

$$\begin{aligned} dZ' &= \frac{\partial Z'}{\partial x} dx + \frac{\partial Z'}{\partial y} dy + \frac{\partial Z'}{\partial V} dV, \\ dz &= \bar{a}_{zx.yV} dx + \bar{a}_{zy.xV} dy + \bar{a}_{zV.xy} dV. \end{aligned}$$

Stelt men $x = 500$, $y = 3,33$, $V = 600$, dan blijkt:

$$\begin{aligned} \frac{\partial Z'}{\partial x} &= -\left(\frac{V}{300} + 1\right) \frac{1}{x^2} = -0,0120 \times 10^{-3}, & \frac{\partial Z'}{\partial y} &= -\frac{1}{90y^2} = -1,00 \times 10^{-3}, \\ \frac{\partial Z'}{\partial V} &= +\frac{1}{300x} = +0,00667 \times 10^{-3}. \end{aligned}$$

Vergelijken wij thans weer de onderlinge verhoudingen van de \bar{a} 's en die der overeenkomstige differentiaalcoëfficiënten, dan blijken deze weer niet zeer veel te verschillen;

$$\frac{\bar{a}_{zz} \cdot y\bar{V}}{\bar{a}_{zV} \cdot xy} \text{ is zelfs practisch gelijk aan } \frac{\frac{\partial Z'}{\partial x}}{\frac{\partial Z'}{\partial y}}.$$

Had ons onderzoek betrekking gehad op een zeer groot aantal koeien, dan ware het natuurlijk aangewezen geweest niet een lineaire regressieformule (4) te gebruiken, maar een meer gecompliceerde van een vorm, verwant aan (3). Bij een gering aantal dieren is dit natuurlijk nutteloos.

In het bovenstaande vonden wij aanleiding om voor elk der genoemde 25 koeien Z en Z' te berekenen en vervolgens het verband tusschen z en Z' , waarbij men moet bedenken, dat Z niet voorstelt de hoeveelheid zetmeelwaarde, die de dieren hebben gegeten, maar de theoretische behoefte daaraan ¹⁾.

De uit de 4 groepen (samen 25 dieren) volgens FISHER berekende gecombineerde correlatiecoëfficiënt bedraagt: $\bar{r} = 0,672$. Bij correlaties van zóó hoogen graad is de frequentieverdeeling van \bar{r} asymmetrisch; de middelbare afwijking heeft dan hare gewone beteekenis verloren. Men berekent daarom uit \bar{r} een grootheid $\bar{\varrho} = \log \text{nat} \sqrt{\frac{1+\bar{r}}{1-\bar{r}}}$, waarvan de frequentieverdeeling practisch „normaal” is. Aldus werd gevonden: $\bar{\varrho} = 0,815 \pm 0,277$, een wezenlijk positieve waarde dus, zooals kon worden verwacht.

Nog duidelijker uitkomst gaf de becijfering van den gecombineerden regressiecoëfficiënt: $\bar{a}_{zZ'}$. Er werd gevonden:

$$\bar{a}_{zZ'} = 1330 \pm 340.$$

Hare beteekenis kan als volgt worden geïllustreerd. De behoefte aan zetmeelwaarde bedroeg per dag gemiddeld ongeveer 7 kg, terwijl nagenoeg 500 g vet werd geproduceerd, waarmede voor Z' een waarde van 0.014 overeenkomt. Neemt bij gelijkblijvende x de zetmeelwaarde met 1 kg toe, dan bedraagt de aangroei van Z' : 0,002 en de toename van het joodgetal z niet minder dan $1330 \times 0,002 = 2,7$ eenheden.

Na deze beschouwingen zijn onze inzichten omtrent de individueele schommelingen van het joodgetal aanmerkelijk verhelderd, omdat wij thans voor deze schommelingen een aantal „oorzaken” of beter: een verband met

¹⁾ Zelfs hierop is nog wel iets af te dingen. Jonge dieren b.v. hebben méér noodig dan werd berekend, omdat zij ook voor hun groei een zekere hoeveelheid zetmeelwaarde behoeven.

enkele andere grootheden hebben gevonden, nl. verschillen in vetopbrengst en vetpercentage en vermoedelijk ook verschillen in levend gewicht. Onnoodig is het te zeggen, dat ook schommelingen in de melkgift van invloed zullen zijn, wanneer deze met hogere of lagere vetpercentages of vetopbrengsten gepaard gaan. En tenslotte hebben wij dit alles onder één gezichtspunt kunnen samenvatten, nl. verschillen in de verhouding: behoefte aan zetmeelwaarde

vetopbrengst

economisch de vetproductie, hoe hooger het joodgetal en omgekeerd, alles bij weidegang van het vee.

Alles is hiermede evenwel nog niet verklaard. Wij komen thans namelijk aan de vraag, hoe groot de individueele verschillen in het joodgetal zijn bij koeien met gelijke vetopbrengst en gelijk vetpercentage en eventueel met gelijk levend gewicht daarbij. Gebruikten wij weer de cijfers van al de drie proefjaren (waarbij het levend gewicht buiten beschouwing moest worden gelaten), dan werden de onderstaande standaardafwijkingen t. o. v. het gemeenschappelijk gemiddelde gevonden.

1. Standaardafwijking bij willekeurige koeien: 2,95.
2. Standaardafwijking bij koeien met gelijke vetopbrengst: 2,27.
3. Standaardafwijking bij koeien met gelijke vetopbrengst en tevens met gelijk vetpercentage: 1,98.

De relatieve belangrijkheid van het verklaarde deel der standaardafwijking en de onverklaarde rest kan het best worden beoordeeld door de quadraten der standaardafwijkingen met elkaar te vergelijken. Het kwadraat van de standaardwaarde van de rest is blijkbaar: $1.98^2 = 3.92$, die van het door verschillen in melkopbrengst en vetpercentage verklaarde deel: $2.95^2 - 1.98^2 = 4.78$. Beide zijn, wat hun grootte betreft, ongeveer even belangrijk, althans in ons geval, want het is duidelijk, dat de standaardwaarde van het verklaarde deel groter wordt, naarmate de vetopbrengsten méér uiteenloopen, b.v. doordat de kalftijden der koeien verder uit elkaar liggen. Bij dit alles zien wij natuurlijk af van de fouten, die door het betrekkelijk gering aantal koeien aan onze uitkomsten kleven.

In elk geval blijkt wel, dat de onverklaarde rest nog belangrijk genoeg is om haar aan een nader onderzoek te onderwerpen. Dat zij niet verdwijnt, wanneer ook nog een correctie voor verschillen in levend gewicht wordt aangebracht, blijkt wel uit het cijfermateriaal der jaren 1930 en 1931.

1. Standaardafwijking bij willekeurige koeien: 3,04.
2. Standaardafwijking bij koeien met gelijke vetopbrengst, gelijk vet-

percentage en gelijk levend gewicht: 2,16, dus practisch gelijke cijfers als hiervóór.

Evenmin verdwijnt de rest, wanneer wij voor dezelfde jaren (1930 en 1931) de standaardafwijking berekenen voor dieren met een gelijke verhouding $\frac{\text{benodigde zetmeelwaarde}}{\text{vetopbrengst}} = Z'$.

1. Standaardafwijking bij willekeurige koeien: 3,04.
2. Standaardafwijking bij koeien met een gelijke Z' : 2,34.

Na uitschakelen van verschillen in vetopbrengst, vetpercentage en levend gewicht en ook wanneer verschillen in de verhouding Z' worden geëlimineerd, blijven dus steeds nog niet onaanzienlijke individueele schommelingen van het joodgetal bestaan. Er rijst dus de vraag of wij hier tenslotte, nadat wij een aantal factoren hebben geëlimineerd, te maken hebben met een zuiver individueele eigenschap, onafhankelijk van vetopbrengst, vetpercentage en levend gewicht. Het gelukte ons inderdaad hieromtrent eenige aanwijzing te krijgen. Immers, onder ons proefmateriaal bevonden zich enkele koeien, welke in de proeven van twee of zelfs drie jaren werden opgenomen. Wij hebben nu de joodgetallen van elk dezer dieren vergeleken met de gemiddelden van de groep, waartoe zij behoorden en telkenjare het verschil tusschen deze beide waarden berekend.

De uitkomst beantwoordde aan de verwachting. Wij zagen nl. direct, dat bij de dieren, wier cijfers in 1929 boven het gemiddelde lagen, dit in 1930 wederom en ongeveer in even sterke mate het geval was, enz..

Wij hebben deze uitkomst nog op een tweede, betere wijze getoetst. Zooals gezegd nam een aantal koeien gedurende meer dan één jaar aan de proeven deel en wel kwam het voor, dat twee dezer koeien zich telkenjare in één groep bevonden, zoodat zij dus onder precies dezelfde omstandigheden verkeerden. Dergelijke paren konden wij er een achttal aanwijzen. Wij waren dus in staat bij elk paar telkenjare de verschillen te berekenen tusschen de beide joodgetallen. In deze verschillen komt juist de individueele factor zoo goed mogelijk tot uiting, vooral wanneer men met behulp van de boven berekende regressiecoëfficiënten correcties op de joodgetallen aanbrengt voor verschil in vetopbrengst en vetpercentage, de joodgetallen dus als het ware omrekent tot die van „standaardkoeien” met gelijke vetopbrengst en gelijk vetpercentage. Het resultaat is saamgevat in tabel II en laat zien, dat inderdaad in beide jaren de verschillen tusschen de twee dieren van elk paar op ongeveer dezelfde wijze terugkeeren.

TABEL II.

(24) C. 38.

Verskil tusschen de joodgetallen der koeien, welke twee jaren in één groep voortuamen.

Verskil tusschen	Zonder correctie.		Na correctie voor verschil in vetopbrengst.		Na correctie voor verschil in vetopbrengst en vetpercentage.		Na correctie voor verschil in vetopbrengst, vetpercentage en levend gewicht.	
	1929.	1930.	1929.	1930.	1929.	1930.	1929.	1930.
N°. 3 en 39	- 1,5	- 3,6	- 3,7	- 1,5	- 4,9	- 2,4		
N°. 3 en 60	+ 3,1	+ 3,4	+ 2,3	+ 2,3	+ 1,7	+ 2,4		
N°. 3 en 66	- 1,5		+ 0,9		- 1,3		- 3,9	
N°. 39 en 60	+ 4,6	+ 7,0	+ 6,0	+ 3,8	+ 6,6	+ 4,8		
N°. 15 en 58	+ 6,1	+ 5,3	+ 4,3	+ 3,9	+ 2,5	+ 1,7		
N°. 22 en 62		+ 5,8		+ 2,6		0,0	+ 1,5	+ 1,0
N°. 3 en 45		- 1,3		- 1,0		- 0,7	- 0,9	- 1,2
N°. 12 en 15		- 4,1		- 0,9		- 1,0	- 4,6	- 2,2

Slechts bij drie der genoemde paren was het mogelijk ook nog een correctie voor het levend gewicht aan te brengen (zie tabel 11). Bij twee dezer paren zijn de verschillen in beide jaren ongeveer gelijk, bij het derde paar echter niet. Wij vergeleken daarom nog in beide jaren het joodgetal van deze koeien met het gemiddelde van de groep, waartoe zij telkens behoorden, na verschillen in levend gewicht, vetopbrengst en vetpercentage met behulp van de vroeger gevonden regressiecoëfficiënten zoo goed mogelijk te hebben geëlimineerd (tabel 12). Ook deze tabel vestigt den indruk, dat de afwijkingen telkenjare met ongeveer dezelfde grootte terugkeeren. Koe n°. 12 vormt echter een frappante uitzondering en zoo zijn er ook verder nog wel afwijkingen in tabel 12, evenals trouwens in tabel 11.

TABEL 12.

Vershil tusschen het joodgetal der in 1930 en 1931 gebruikte koeien en het gemiddelde van de groepen, waarbij zij in die jaren waren ingedeeld; voor verschillen in vetopbrengst, vetpercentage en levend gewicht zijn correcties aangebracht.

N°.	1930.	1931.
22	— 0,5	0,0
3	— 1,7	— 3,6
12	+ 0,1	— 2,8
62	0,0	— 1,1
45	— 1,0	— 2,5
15	+ 2,3	+ 2,2

Het ziet er dus naar uit, dat de individueele verschillen, die zich nog voordoen bij dieren met gelijke vetopbrengst, gelijk vetpercentage en levend gewicht en gehouden onder precies gelijke voorwaarden, nog niet volkomen constant zijn, maar naast een stabielen component vermoedelijk nog een instabielen component bevatten, die van jaar tot jaar verandert. Het is ons echter niet mogelijk met eenige nauwkeurigheid maten voor het instabiele en stabiele gedeelte aan te geven, weshalve wij een desbetreffende becijfering hier achterwege laten.

Het stabiele deel houden wij voor ons voor een zuiver individueel moment, min of meer typisch voor het individu als zoodanig, althans gedurende twee of drie op elkaar volgende jaren en wellicht ook voor een grootere reeks jaren

of zelfs voor het geheele leven. Ons materiaal laat tot nu toe natuurlijk niet toe dit laatste met alle stelligheid te beweren. Hiermede toch zijn wij gekomen tot de grenzen, welke ons door den aard en den omvang van het tot nu toe verzamelde cijfermateriaal zijn gesteld. Omtrent andere belangrijke vragen, die hier onwillekeurig rijzen, b.v. hoe deze eigenschap, gesteld dat zij inderdaad gedurende het geheele leven onveranderlijk is, op de nakomelingschap overerft, daaromtrent tasten wij nog volkomen in het duister.

Evenmin is het ons duidelijk, hoe het woord „individueel” hier moet worden opgevat. Het is mogelijk, dat de individualiteit hier schuilt in de functie van de cellen, die direct of indirect het botervet bereiden en afscheiden. Hierbij denken wij dus in de eerste plaats aan de functie der melkklier-cellen; daarnaast echter ook aan die van de cellen in andere organen (b.v. in de lever), die de samenstelling van het bloed en de lymfhe (lipoiden, maar ook koolhydraten, mineralen, enz.) beheerschen, waarmede de melkklieren worden gevoed.

Wij ontveinzen ons echter niet, dat het begrip „individualiteit” hier ook in anderen zin een rol kan spelen. Boven hebben wij namelijk gezien, dat het joodgetal in hooge mate afhankelijk is van het quotient benodigde zetmeelwaarde

vetopbrengst

. Hierbij bedenke men, dat wij niet de werkelijk gegeten hoeveelheden zetmeelwaarde hebben bepaald, maar alleen de theoretische behoefte hebben berekend. Niets nu is waarschijnlijker dan dat de ééne koe méér, de andere minder heeft gegeten dan hetgeen zij volgens een wiskundige formule behoeft. Wij zagen, dat wanneer een dier met gemiddelde opbrengst per dag één kg zetmeelwaarde méér eet, dan het volgens de formule behoeft, de verhouding Z' hierdoor zóóveel grooter wordt, dat daarmede een stijging van het joodgetal van 2,7 eenheden overeenkomt¹⁾.

Nog waarschijnlijker is het, dat de bovengenoemde onverklaarde rest deels aan de eerstgenoemde, deels aan de laatstgenoemde en misschien voor een weer ander deel aan nog andere oorzaken moet worden toegeschreven. Immers, schier alle eigenschappen zijn van individu tot individu verschillend; men denke aan het vetpercentage, de melkopbrengst, het levend gewicht, de huidskleur, het beenstelsel, enz.. A priori is het dus te verwachten, dat ook het ééne dier méér zetmeelwaarde eet dan het theoretisch behoeft en het andere minder, en ook, dat de functie der melkvet-bereidende organen

¹⁾ Dit geldt in de veronderstelling, dat de berekende regressiecoëfficiënt op dit geval zonder méér mag worden toegepast. Er bestaat echter enig verschil. De regressiecoëfficiënt is immers berekend in de veronderstelling, dat de dieren dooreengenomen eten naar hun berekende behoefte, terwijl wij hier staan voor het geval, dat zij méér of minder eten dan haar theoretische behoefte. In beide gevallen komt men tot schommelingen in het quotient Z' , maar voor de stofwisseling is or zeker nog eenig onderscheid.

van individu tot individu verschilt. Het is ons echter niet mogelijk den invloed van deze factoren op het joodgetal tegen elkaar af te wegen, omdat het bij weidegang van het vee tot nu toe niet goed mogelijk is, de door elk individu opgenomen hoeveelheden gras en zetmeelwaarde te bepalen.

Overzicht.

Gedurende drie zomers (1929, 1930 en 1931) werden van 37, in zes groepen ingedeelde, weidende koeien de joodgetallen van het melkvet vele malen bepaald. Enkele groepen ontvingen een weinig bijvoer; de hoeveelheid daarvan was voor alle koeien van de desbetreffende groepen precies gelijk. De omstandigheden, waaronder de dieren verkeerden, zijn in een andere verhandeling uitvoerig beschreven¹⁾. De reden van het onderzoek was daarin gelegen, dat de consistentie van de boter verband houdt met het joodgetal van het botervet. De onderstaande uitkomsten gelden voor koeien, die bij elkaar in dezelfde weide grazen, dus gelijksoortig voedsel tot zich nemen.

De schommelingen, welke de aldus gevonden joodgetallen onderling vertoonden, kunnen in drie categorieën worden gerangschikt.

- a. Schommelingen door omstandigheden, welke voor alle dieren van dag tot dag in vrijwel gelijke mate veranderen, als weersgesteldheid, verstrijken van de lactatieperiode, aard van het voedsel.
- b. Schommelingen door omstandigheden, welke van dier tot dier wisselen (individueele schommelingen).
- c. „Toevallige schommelingen”, niet onder a en b vallend, door andere, vooralsnog duistere oorzaken.

Wat betreft de onder a genoemde factoren verwijzen wij naar de zoeven genoemde verhandeling, waarin bleek, dat ook bij weidegang van het vee de hoedanigheid van het gras en ook de aard der eventueele bijvoeding van veel belang zijn. Bijvoeding van palmpittenmeel en tapiocameel deed het joodgetal niet onaanzienlijk dalen; een mengsel van melassepulp en haverstroo daarentegen sorteerde weinig effect. Een directe invloed van de weersgesteldheid, in het bijzonder van de temperatuur, trad niet duidelijk aan het licht; de opzet der proeven liet echter niet toe dit laatste geheel uit te sluiten.

In de onderhavige verhandeling werden de onder b genoemde individueele schommelingen aan een nader onderzoek onderworpen. Allereerst bleek, dat deze individueele verschillen niet verwaarloosd mogen worden, daar hun standaardafwijking t. o. v. het gemiddelde ± 3 eenheden bedroeg.

¹⁾ Nog niet verschenen.

Bij nader onderzoek bleek, dat deze individueele schommelingen op haar beurt weer met een aantal verschillende factoren samenhangen:

1. Er bleek een negatieve regressie (en dus ook correlatie) van het joodgetal t. o. v. de vetopbrengst te bestaan; *partieele* regressiecoëfficiënt: $-0,0134 \pm 0,0031$.

2. Er bleek een negatieve regressie van het joodgetal t. o. v. het vetpercentage der melk te bestaan; *partieele* regressiecoëfficiënt: $-3,82 \pm 1,18$.

3. Vermoedelijk bestaat een positieve regressie van het joodgetal t.o.v. het levend gewicht; *partieele* regressiecoëfficiënt: $+0,0082 \pm 0,0081$. Deze laatste regressiecoëfficiënt heeft betrekking op slechts 25 koeien.

In ons geval nam dus het joodgetal voor elke 100 g vet, die méér of minder werd geproduceerd, gemiddeld met 1,3 eenheid af of toe; met 0,1 % vet méér of minder correspondeerde een daling of stijging van het joodgetal van 0,4 eenheid; dit laatste bij gelijke vetopbrengst. Door uitbreiding van het cijfermateriaal zal het vermoedelijk mogelijk zijn deze waarden nauwkeuriger vast te leggen.

Men kan zich op de volgende wijze van het verband tusschen joodgetal en vetopbrengst een voorstelling maken. Wij moeten aannemen, dat zich in het gras één of meer stoffen bevinden, die het joodgetal opdrijven; welke stoffen dit zijn laten wij hier in het midden. Naarmate de koeien méér botervet produceeren, moeten zij méér gras eten; maar de verhouding onderhoudsvoer + productievoer

geproduceerd botervet neemt dan af, zoodat per gram geproduceerd botervet minder van de genoemde stof beschikbaar is, naarmate de dieren méér vet produceeren en het joodgetal zal dus relatief dalen; m.a.w. er zal een negatieve regressie (en correlatie) zijn, zooals inderdaad werd waargenomen. Hieruit volgt tevens, dat het joodgetal bij het verstrijken der lactatieperiode met de steeds geringer wordende vetopbrengst moet stijgen, indien er geen andere factoren in het spel zijn. Inderdaad is reeds lang geleden door FRIIS¹⁾ vastgesteld, dat het botervet van oudmelksche koeien een aanzienlijk hooger joodgetal bezit dan dat van dieren, verkeerende in het meest productieve deel der lactatieperiode. Ook HUNZIKER c.s.²⁾ en GRIMMER³⁾ geven aan, dat na een aanvankelijke daling het joodgetal in het verdere beloop der lactatie rijst. Door ons onderzoek blijkt het dus mogelijk hiervan een ongedwongen verklaring te geven. (HUNZIKER geeft aan, dat in het allerlaatst der lactatie-

¹⁾ FRIIS, 46de Beretning, Kopenhagen, 1900.

²⁾ HUNZIKER, MILLS, SPITZER, *Purdue Agr. Exp. Stat.*, Bull. 159, 1912.

³⁾ GRIMMER, *Lehrb. Chemie u. Physiologie der Milch*, Berlin, 1926.

periode weer een daling in zou treden; hiervoor kunnen wij geen rede aangeven.)

De beide andere regressies kunnen onder hetzelfde gezichtspunt worden gebracht. De theoretische voedselbehoefte der dieren wordt volgens LARS FREDERIKSEN weergegeven door de formule:

$$Z = \frac{V}{300} + 1 + \frac{M}{9} + \frac{My}{24},$$

waarin Z = benodigde zetmeelwaarde (kg),

V = levend gewicht (kg),

M = melkopbrengst (kg),

y = vetpercentage.

Noemen wij nog x de vetopbrengst (grammen), dan heeft men $x = 10 My$, waaruit volgt:

$$Z = \frac{V}{300} + 1 + \frac{x}{90y} + \frac{x}{240}, \text{ of:}$$

$$Z' = \frac{Z}{x} = \left(\frac{V}{300} + 1 \right) \frac{1}{x} + \frac{1}{90y} + \frac{1}{240}.$$

Uit de formule volgt, dat het quotient

$$Z' = \frac{Z}{x} = \frac{\text{onderhoudsvoer} + \text{productievoer}}{\text{geproduceerd botervet}}$$

groter wordt, niet alleen

wanneer x (de vetopbrengst) kleiner wordt, maar eveneens wanneer y (het vetpercentage) afneemt en ook wanneer V (het levend gewicht) toeneemt. Nu hebben wij, doordat het vee in de weide liep, de werkelijk opgenomen hoeveelheden gras en zetmeelwaarde niet kunnen bepalen, in tegenstelling met x , y en V . Het is echter aannemelijk, dat de dieren dooreengenomen méér eten, wanneer hun theoretische behoefte Z toeneemt en omgekeerd, ook al zullen de dieren individueel alsook gemiddeld zich wel niet volkomen naar LARS FREDERIKSEN'S formule voegen. Is er echter inderdaad een zekere paralleliteit tusschen de berekende en de werkelijk opgenomen hoeveelheid zetmeelwaarde, dan is dus ook per gram geproduceerd vet een grootere hoeveelheid van den bovenbedoelden factor beschikbaar, wanneer x en y kleiner zijn en V grooter is en de gevonden regressies zijn daarmee inderdaad in overeenstemming, m. a. w. *het joodgetal was des te lager naarmate Z' lager was, dus naarmate het botervet economischer werd geproduceerd en omgekeerd. Meer zekerheid zou omtrent dit alles zijn te verkrijgen, wanneer de hoeveelheid gras voor elk dier kon worden afgewogen, ofschoon men ook*

dan nog niet volkomen zekerheid verkrijgt, doordat het moeilijk, zoo niet onmogelijk is met de opslorping, afzetting en wijziging in de samenstelling van het lichaamsvet volledig rekening te houden. Het hypothetische van de door ons gegeven voorstelling van den gang van zaken moge hiermede voldoende in het licht zijn gesteld.

De voor de praktijk belangrijke conclusie, die wij uit het bovenstaande kunnen trekken, is wel deze, dat *bij weidegang van het vee het joodgetal van het botervet dooreengenomen het laagst is bij de dieren met een hooge vetopbrengst en wier melk, ook afgezien van de totale vetopbrengst, een hoog vetpercentage bezit* en omgekeerd, en deze conclusie staat los van elke hypothese omtrent de oorzaken. Ongetwijfeld moet het feit, dat het gebrek slappe boter ten onzent vooral in den herfst voorkomt, behalve aan den aard van het gras, ten deele ook worden toegeschreven aan de omstandigheid, dat de vetopbrengst van vele koeien in dit jaargetijd sterk is gedaald, hetgeen blijkens het voorgaande met een hooger joodgetal gepaard gaat. Bovendien speelt bij ons ook het *ras* wellicht een rol. Op grond van de door ons gevonden regressies toch mag men verwachten, dat koeien van het Jersey-ras, wier melk een hoog vetpercentage bezit en wier gering levend gewicht wellicht eveneens een rol speelt, een botervet met een laag joodgetal zullen produceeren, althans wanneer er geen andere, tegengesteld werkende factoren in het spel zijn, die specifiek zijn voor de rassen als zoodanig. Inderdaad meenen HUNZIKER¹⁾ e. s., dat het botervet van Jerseykoeien een lager joodgetal bezit dan dat van Friesch-Holsteinsche; helaas is hun conclusie op een zeer onvolledig proefmateriaal gebaseerd, zooals de schrijvers trouwens ook zelf opmerken. De genoemde factoren vallen ook bij de Deensche koeien iets ten voordeele van de lagere joodgetallen uit; deze koeien toch zijn over het algemeen lichter dan de onze en munten uit door een hoog vetpercentage en een hooge vetopbrengst; vermoedelijk is het echter toch in hoofdzaak de aard van het weidegras, dat veelal minder malsch is dan ten onzent, die maakt, dat slappe boter in Denemarken minder vaak voorkomt, al is het gebrek aldaar ook niet volmaakt onbekend²⁾.

Met behulp van de bovenberekende regressiecoëfficiënten kunnen de joodgetallen van willekeurige koeien worden omgerekend tot die van „standdaarddieren” met een gelijke vetopbrengst, gelijk vetpercentage en eventueel met gelijk levend gewicht. Doet men dit voor dieren, welke in dezelfde

¹⁾ HUNZIKER, MILLS, SPITZER, *Purdue Agr. Exp. Stat.*, Bull. 159, 1912.

²⁾ KNUDSEN, *Maelkeritidende*, 40, 1927, 967.

weide grazen en dus dezelfde soort van voedsel tot zich nemen, dan blijven er wel is waar geringere, maar nog steeds aanmerkelijke individueele schommelingen van het joodgetal bestaan (standaardafwijking t. o. v. het gemiddelde ± 2 eenheden). Men zou kunnen denken, dat deze resteerende schommelingen zuiver individueel, dus typisch voor elk individu zouden zijn, evenals b.v. het vetpercentage der melk ¹⁾. Wanneer dit inderdaad het geval was, dan zouden de verschillen tusschen de joodgetallen van telkens twee koeien met gelijke vetopbrengst, enz. en bovendien grazende in dezelfde weide, jaar op jaar even groot moeten zijn. Het bleek, dat dit wel is waar ten deele, maar geenszins volkomen juist was. Wij vermoeden derhalve, dat de resteerende schommelingen, naast een stabielen component, nog een instabielen component bevatten, die van jaar tot jaar om onbekende redenen een wisselende grootte bezit. Den stabielen component beschouwen wij als een zuiver individueele, welke vermoedelijk van erfelijke factoren afhankelijk is. Omtrent den aard van dezen stabielen component werden verschillende onderstellingen geopperd. Kan men dezen aard bij verder onderzoek nader vaststellen en blijkt het, dat er inderdaad erfelijke momenten in het spel zijn, dan zou ook daarmee bij de teelt van het vee wellicht rekening kunnen worden gehouden.

Über die Schwankungen der Jodzahl des Milchfettes einzelner Kühe.

Zusammenfassung.

In den Jahren 1929, 1930 und 1931 wurden die Jodzahlen des Butterfettes von 37, in sechs Gruppen eingeteilten, weidenden holländischen Kühen, von denen einige Gruppen etwas Beifutther empfangen, viele Male bestimmt. Die Veranlassung zu diesen Untersuchungen gab die Tatsache, dass die Konsistenz der Butter in hohem Masze von der Jodzahl des Butterfettes abhängig ist. Die Verhältnisse, unter denen die Tiere sich befanden, sind in einer anderen Arbeit ²⁾ ausführlich beschrieben worden. Die untenstehenden Schlüsse gelten für Kühe, welche in derselben Weide laufen, also gleichartiges Futter aufnehmen.

Die Schwankungen der in dieser Weise gefundenen Jodzahlen konnten zunächst in drei Gruppen geordnet werden.

a. Schwankungen durch Umstände, welche sich für alle Tiere von Tag

¹⁾ Het behoeft nauwelijks te worden gezegd, dat de zaak bij het vetpercentage veel eenvoudiger is, omdat dit in veel geringere mate van het voedsel en van andere factoren afhankelijk is dan het joodgetal.

²⁾ Noch nicht erschienen.

- zu Tag in nahezu gleichem Masse ändern, wie das Wetter, die Art des Futters, das Fortschreiten der Laktationsperiode, u. a..
- b. Schwankungen durch Umstände, welche sich von Tier zu Tier ändern (individuelle Schwankungen).
 - c. „Zufällige Schwankungen“, womit solche gemeint sind, welche nicht in Gruppe *a* und *b* fallen und deren Ursachen bis jetzt unbekannt sind.

Von den unter *a* genannten Faktoren wurde in der soeben erwähnten Arbeit gefunden, dass beim Weidegang des Viehes die Art des Grases und des Beifutters groszen Einfluss ausüben können. Beifütterung von Palmkernmehl und Tapiokamehl z. B. erniedrigte die Jodzahl nicht unerheblich; viel weniger Einfluss wurde von einem Gemisch von Haferstroh und Melasse-schnitzel beobachtet. Ein Einfluss vom Wetter, insbesondere von der Temperatur, trat nicht deutlich hervor; die Anordnung der Versuche war jedoch nicht derartig, dass ein Temperatureinfluss ganz ausgeschlossen werden konnte.

In der vorliegenden Arbeit wurden die unter *b* genannten individuellen Schwankungen untersucht. Zunächst zeigte es sich, dass sie nicht vernachlässigt werden dürfen. Ihr Standardwert hinsichtlich des Durchschnittes betrug etwa drei Einheiten.

Bei näherer Betrachtung zeigte es sich, dass die individuellen Schwankungen mit einer Anzahl anderer Faktoren zusammenhängen:

1. Es wurde eine negative Regression (und also auch Korrelation) von der Jodzahl hinsichtlich des Fettertrages gefunden; *partieller* Regressionskoeffizient: $-0,0134 \pm 0,0031$.

2. Es wurde eine negative Regression von der Jodzahl hinsichtlich des Fettprozents der Milch gefunden; *partieller* Regressionskoeffizient: $-3,82 \pm 1,18$.

3. Wahrscheinlich besteht eine positive Regression von der Jodzahl hinsichtlich des Lebendgewichts; *partieller* Regressionskoeffizient: $+0,0082 \pm 0,0081$. Dieser zuletzt genannte Regressionskoeffizient bezieht sich jedoch auf nur 25 Kühe.

In unserem Fall nahm die Jodzahl also für jede 100 g Fett, welche mehr produziert wurde, durchschnittlich um 1,3 Einheiten ab; mit einer Erhöhung des Fettgehaltes der Milch von 0,1 Prozent korrespondierte (bei gleichem Fettertrag) eine Erniedrigung der Jodzahl mit 0,4 Einheiten. Durch Ausdehnung des Zahlenmaterials wird es vermutlich möglich sein diese Zahlen genauer zu bestimmen.

Es ist uns gelungen diese Tatsachen unter einem einzigen Gesichtswinkel zu fassen. Es ist nämlich klar, dass sich im Gras ein oder mehrere Faktoren (höchstwahrscheinlich chemische Substanzen) befinden müssen, welche die Jodzahl des Butterfettes erhöhen. Man darf erwarten, dass diese Erhöhung um so geringer ist je weniger Gras pro Gramm produziertes Fett gefressen wird, also je kleiner das Verhältnis $\frac{\text{Futter}}{\text{Butterfett}} = Z'$ ist, d.h. je ekonomischer das Butterfett produziert wird.

Nach LARS FREDERIKSEN braucht eine Milchkuh an Stärkewert (Z):

$$Z = \frac{V}{300} + 1 + \frac{M}{9} + \frac{My}{24},$$

wenn: V = das Lebendgewicht (kg),

M = die Milchmenge (kg),

y = das Fettprozent.

Nennen wir noch x den Fettertrag (Gramme), so hat man: $x = 10 My$, also:

$$Z = \frac{V}{300} + 1 + \frac{x}{90y} + \frac{x}{240},$$

und hieraus folgt:

$$Z' = \frac{\text{Futter}}{\text{Butterfett}} = \left(\frac{V}{300} + 1 \right) \frac{1}{x} + \frac{1}{90y} + \frac{1}{240}.$$

Wir dürfen also erwarten, dass die Jodzahl durchschnittlich um so niedriger sein wird, je niedriger Z' ist und das wird nach obenstehender Formel der Fall sein, wenn die Fettproduktion (x) und das Fettprozent (y) höher werden und das Lebendgewicht niedriger wird. Je ekonomischer das Fett also produziert wird, je niedriger würde die Jodzahl sein und das wurde tatsächlich gefunden. Der vorläufig hypothetische Charakter dieser Betrachtungsweise wurde nachdrücklich hervorgehoben.

Der für die Praxis wichtige Schluss ist wohl dieser, dass beim Weidegang des Viehes *die Jodzahl des Butterfettes durchschnittlich um so niedriger ist, je höher der Fettertrag und je höher (auch bei gleichem Fettertrag) das Fettprozent der Milch.* Und diese Schlussfolgerungen stützen sich offenbar nur auf den experimentell gefundenen Tatsachen und werden von der im obenstehenden mitgeteilten Erklärung unberührt gelassen.

Mit Hilfe der obenstehenden Regressionskoeffizienten können die Jodzahlen von willkürlichen Milchkühen umgerechnet werden zu denen von „Standardkühen“ mit gleichem Fettertrag, gleichem Fettprozent und eventuell mit gleichem Lebendgewicht. Handelt man in dieser Weise bei Tieren, welche alle in derselben Weide laufen, also gleichartiges Futter aufnehmen, so bleiben noch immer zwar geringere aber immerhin nicht unerhebliche individuelle Schwankungen der Jodzahl bestehen, deren Standardabweichung hinsichtlich des Durchschnittes etwa 2 Einheiten betrug. Man könnte sich denken, dass diese restierenden Schwankungen rein individueller Natur seien, also für jedes Tier typisch sein würden wie das Fettprozent ¹⁾, u. s. w.. Wäre das der Fall, so müsste der Unterschied zwischen den Jodzahlen von je zwei Kühen mit gleichem Fettertrag u. s. w. und welche in derselben Weide gleichartiges Futter bekommen, jedes Jahr gleich groß sein. Es stellte sich heraus, dass dies zwar bis zu einem gewissen Grade, aber keinesfalls völlig richtig war. Wir vermuten deshalb, dass die restierenden Schwankungen neben einem stabilen Komponent noch einen instabilen enthalten, welcher aus unbekanntem Gründen von Jahr zu Jahr eine wechselnde Größe hat. Der stabile Komponent ist vermutlich ein rein individueller und ist vielleicht von erblichen Faktoren abhängig.

¹⁾ Es braucht kaum gesagt zu werden, dass die Sachlage bei dem Fettprozent viel einfacher ist, weil es in viel geringerem Grade von dem Futter und anderen Faktoren abhängig ist als die Jodzahl.