LABORATORIUM VOOR ZUIVELBEREIDING EN MELKKUNDE EN
LABORATORIUM VOOR PHYSIOLOGIE DER DIEREN
DER LANDBOUWHOOGESCHOOL

OVER CORRELATIES EN REGRESSIES BIJ DE KENMERKENDE GETALLEN VAN HET BOTERVET

DOOR

B. VAN DER BURG, E. BROUWER en C. A. KOPPEJAN

(Ingezonden 14 Februari 1944)

De correlaties en regressies der kenmerkende getallen van het botervet zijn slechts weinig en zeer onvolledig bestudeerd [1]), niettegenstaande zij zoowel uit een oogpunt van zuivelbereiding als uit een oogpunt van physiologie van belang kunnen zijn. Met name is aan het vraagstuk der partiëele correlatie en regressie weinig of geen aandacht geschonken.

Een onderzoek van 115 monsters fabrieksboter uit het tijdvak 30 Maart—15 Mei 1939, afkomstig van de boterkeuringen te Zutphen en onderzocht door of onder leiding van twee onzer (V. D. B. en K. [2])) aan het Laboratorium voor Zuivelbereiding en Melkkunde der Landbouwhoogeschool, gaf een gereede aanleiding dit vraagstuk opnieuw onder de oogen te zien en daarbij niet alleen aan de totale, maar ook aan de partiëele correlaties en regressies de aandacht te schenken. Dit deel van het onderzoek geschiedde aan het laboratorium voor Physiologie door of onder leiding van Br.. Een tweetal formules uit dit onderzoek is reeds elders gepubliceerd [3]); al de overige worden hier voor het eerst openbaar gemaakt.

Methoden

Bij al deze monsters waren het *refractometergetal*, het *joodgetal*, het *rhodaangetal* en het *R.M.W.-getal* bepaald. Het eerstgenoemde was bij 40 °C bepaald met den boterrefractometer, het joodgetal was vastgesteld volgens Wijs, het rhodaangetal volgens Kaufmann [4]) en het R.M.W.-getal volgens den Codex alimentarius 2, Spijsvetten en Kaas (1914).

---

[1]) Van Iterson, *Chem. Weekbl.* 8 (1911) 453. Sandelin, *Nordisk Mejeri-Tidsskr.* 2 (1936) 64. Peter, Kron, *Milchwschl. Forsch.* 14 (1933) 378. Schmidt—Nielsen, Astad, *Det Kgl. Norske Vidensk. Selsk. Skrifter* (1936) No. 7. Van Dam, *Versl. en Meded. Dir. Landb.* (1938) 663. Storgårds, *Nordisk Mejeri-Tidsskr.* 4 (1938) 149. Platon, *Svenska Mejeritidningen* 31 (1939) 91. Sørensen, *Jahrb. königl. tierärztl. u. landwschl. Hochschule*, Kopenhagen (1939) 1. Mulder, *Versl. landbk. Onderz.* 46 (1940) 439; *Jaarverslag Proefzuivelboerderij* over 1940, blz. 39. Platon, Olsson, Medd. Nr. 8 från *Statens Mejeriförsök* (1941). Aas, *Meieriposten* 32 (1943) 37.

Ten slotte verwijzen wij nog naar een pas verschenen verhandeling van Kruisheer, Den Herder, Krol en Van Ginkel, *Hand. Genootsch. Melkk.* (1943) I 11.

[2]) Een deel der analyses is verricht door Ir. H. Heeres, destijds student voor de richting Zuivelbereiding.

[3]) Brouwer, Dijkstra, Frens, *Versl. landbk. Onderz.* 49 (1943) 347.

[4]) Kaufmann, *Studien auf dem Fettgebiet*, Berlin (1935).

Afkortingen

Om plaatsruimte te winnen, voeren wij de volgende symbolen in.

R = Refractometergetal,
J = Joodgetal,
K = Rhodaangetal (KAUFMANN),
W = R.M.W.-getal,
O = Oliezuurgehalte (%) (berekend als triglyceried),
L = Linolzuurgehalte (%) (berekend als triglyceried).

De gemiddelden duiden wij achtereenvolgens aan met $\overline{R}$, $\overline{J}$, $\overline{K}$, $\overline{W}$, $\overline{O}$ en $\overline{L}$. Is N het aantal onderzochte monsters en λ een willekeurig exemplaar daarvan, dan hebben wij: $\overline{R} = \frac{1}{N} \sum_{\lambda=1}^{N} R_\lambda$, of korter: $\overline{R} = \frac{1}{N} [R]$, waarbij de vierkante haken aangeven, dat over alle N monsters is gesommeerd.

De afwijkingen t.o.v. $\overline{R}$, $\overline{J}$ enz. duiden wij aan met r, j enz., zoodat $r_\lambda = R_\lambda - \overline{R}$, $j_\lambda = J_\lambda - \overline{J}$ enz..

Het cijfermateriaal

Het is niet goed doenlijk al de analysecijfers af te drukken. In plaats daarvan geven wij de onderstaande, afgeleide waarden, die als basis voor de correlatie- en regressieberekeningen dienden en waaruit men desgewenscht al onze uitkomsten opnieuw kan afleiden. Bovendien kunnen zij voor verdere becijferingen worden gebruikt; in het onderstaande toch zijn slechts enkele gezichtspunten nader uitgewerkt. De vierkante haken geven wederom aan, dat over alle N (i.c. 115) monsters is gesommeerd.

$\overline{R} = 42.661$,	$\overline{J} = 38.690$,	$\overline{K} = 33.460$,	$\overline{W} = 29.833$.
$[r^2] = +\ 82.77$,			
$[rj] = +329.68$,	$[j^2] = +1379.15$,		
$[rk] = +297.26$,	$[jk] = +1230.95$,	$[k^2] = +1131.68$,	
$[rw] = -\ 74.00$,	$[jw] = -\ 302.43$,	$[kw] = -\ 269.21$,	$[w^2] = +113.47$.

Bij al onze becijferingen namen wij steeds *lineaire* correlatie en regressie aan, waartegen blijkens de bijgevoegde figuren (No. 1, 2, 3, 4 en 5) wel geen overwegend bezwaar zal bestaan, al valt er hier en daar eenige neiging tot kromlijnige regressie te bespeuren.

Correlatiecoëfficiënten

Correlatiecoëfficiënten worden dikwijls berekend. Men overschatte hun beteekenis echter niet. Bij botervet b.v. vallen zij in het algemeen des te hooger [1]) uit, naarmate de variabiliteit der onderzochte monsters grooter is. Wij bedoelen dit als volgt. Onderzoekt men bij een aantal monsters zomerboter of

[1]) Bedoeld is dichter bij + 1 of — 1.

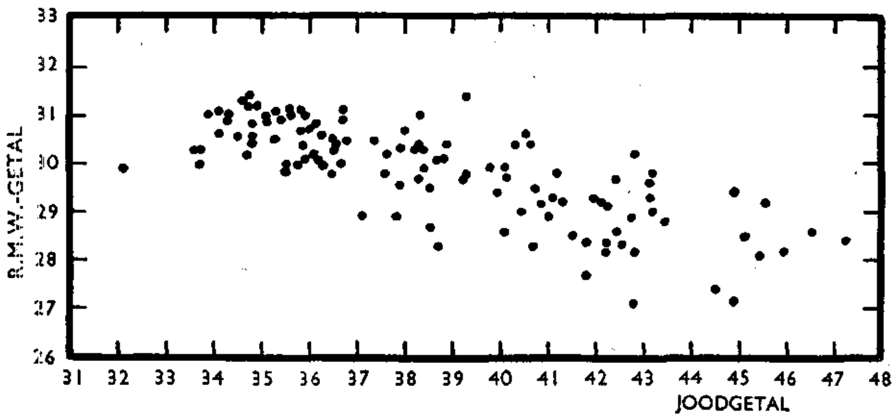

Fig. 1
Correlatie tusschen Joodgetal (J) en R.M.W.-getal (W)

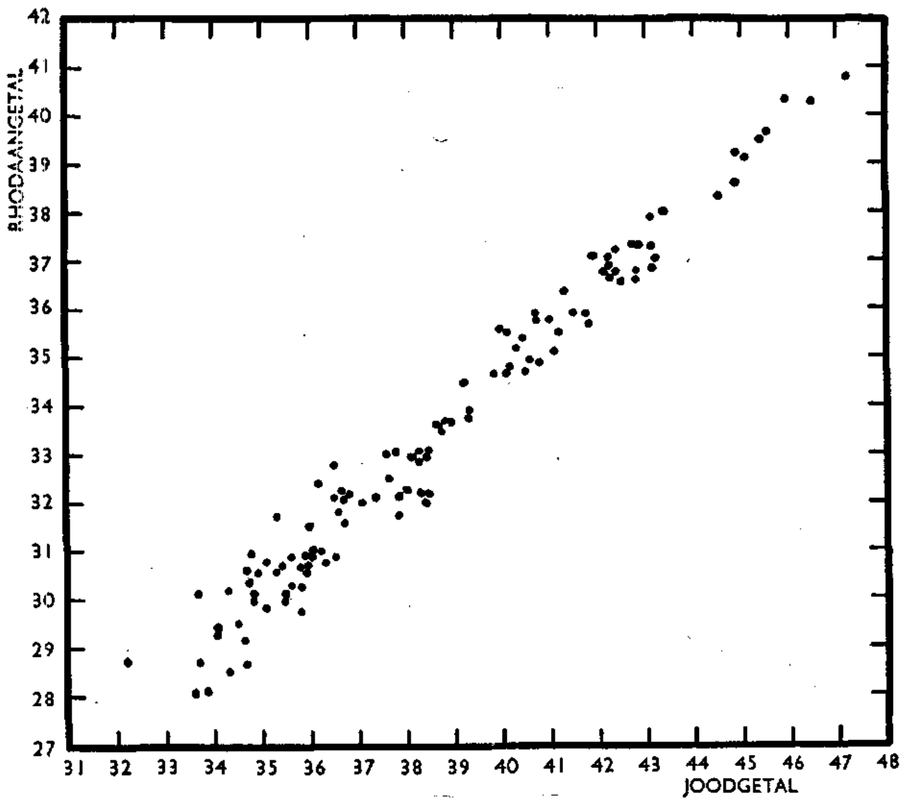

Fig. 2
Correlatie tusschen Joodgetal (J) en Rhodaangetal (K)

winterboter het joodgetal en het refractometergetal, dan zullen deze waarden binnen elk der twee groepen in den regel aanzienlijk minder sterk schommelen dan wanneer men zoowel zomer- als winterboter in het onderzoek zou betrekken. Het gevolg daarvan is, dat de graad van correlatie in het laatste

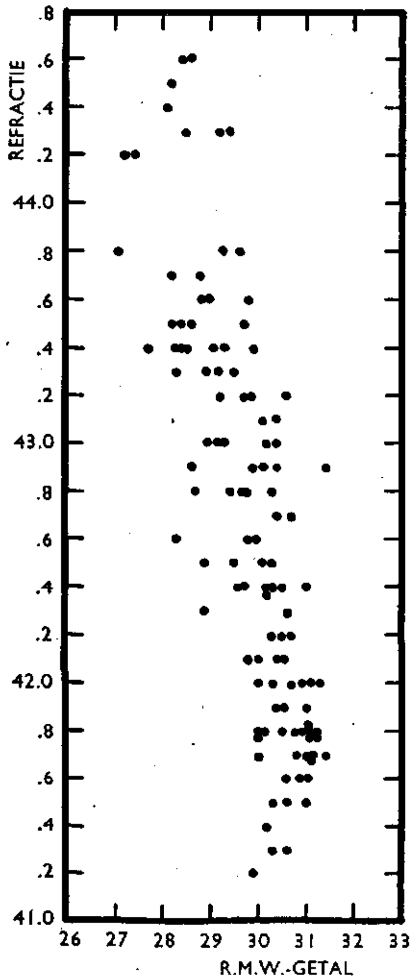

Fig. 3
Correlatie tusschen R.M.W.-getal (W) en Refractometergetal (R)

geval aanmerkelijk hooger is dan in het eerste, zonder dat dit een diepere beteekenis heeft. VAN DAM [1]) b.v. vond voor de correlatie tusschen joodgetal en dilatometerwaarde de volgende coëfficiënten: zomerboter — 0.770, winterboter — 0.841; voor boters over het geheele jaar echter een aanmerkelijk hoogeren correlatiecoëfficiënt, nl. — 0.926. Conclusies kunnen daaruit evenwel

[1]) VAN DAM, *Jaarverslag Proefzuivelboerderij over 1936*, blz. 175.

niet worden getrokken. De *regressiecoëfficiënten* en de *afwijkingen t.o.v. de regressielijnen en -vlakken* zijn veel stabieler, zoodat wij, na de correlatie te hebben aangeroerd, onze aandacht ook aan de regressie zullen schenken.

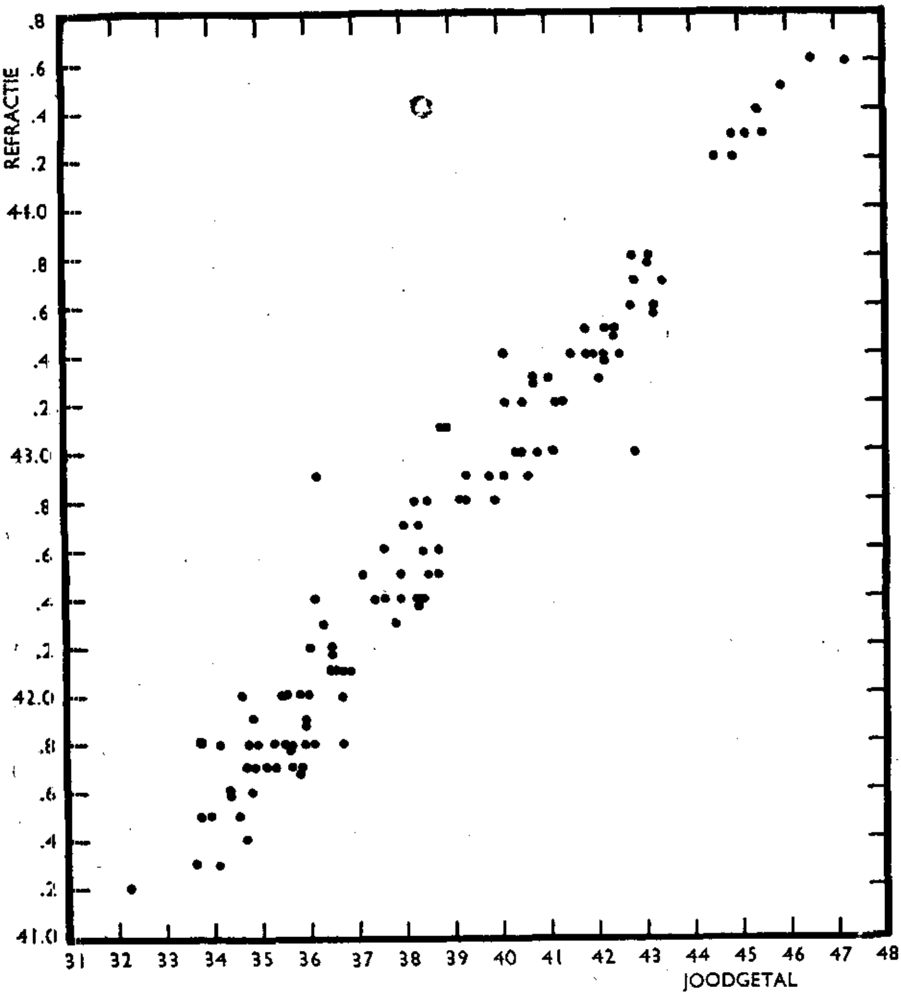

Fig. 4
Correlatie tusschen Joodgetal (J) en Refractometergetal (R)

De coëfficiënt voor de totale correlatie tusschen twee kenmerkende getallen, b.v. R en J, geven wij aan met het symbool r (RJ). Dergelijke correlatiecoëfficiënten zijn er blijkbaar even veel als er paren kenmerkende getallen beschikbaar zijn, dus $\frac{n\ (n - 1)}{1\ .\ 2}$, waarbij n het aantal der onderzochte kenmerkende getallen voorstelt. In ons geval is $n = 4$, dus $\frac{n\ (n - 1)}{1\ .\ 2} = 6$.

De coëfficiënt voor de partiëele correlatie tusschen R en J, waarbij K constant wordt gehouden, zal worden aangegeven met $r\,(RJ.K)$ en overeenkomstig voor de overige veranderlijken. Het totale aantal van deze coëfficiënten voor partiëele correlatie van de eerste orde bedraagt $\frac{n\,(n-1)}{1\,.\,2}.\frac{(n-2)}{1}$, in ons geval dus 12.

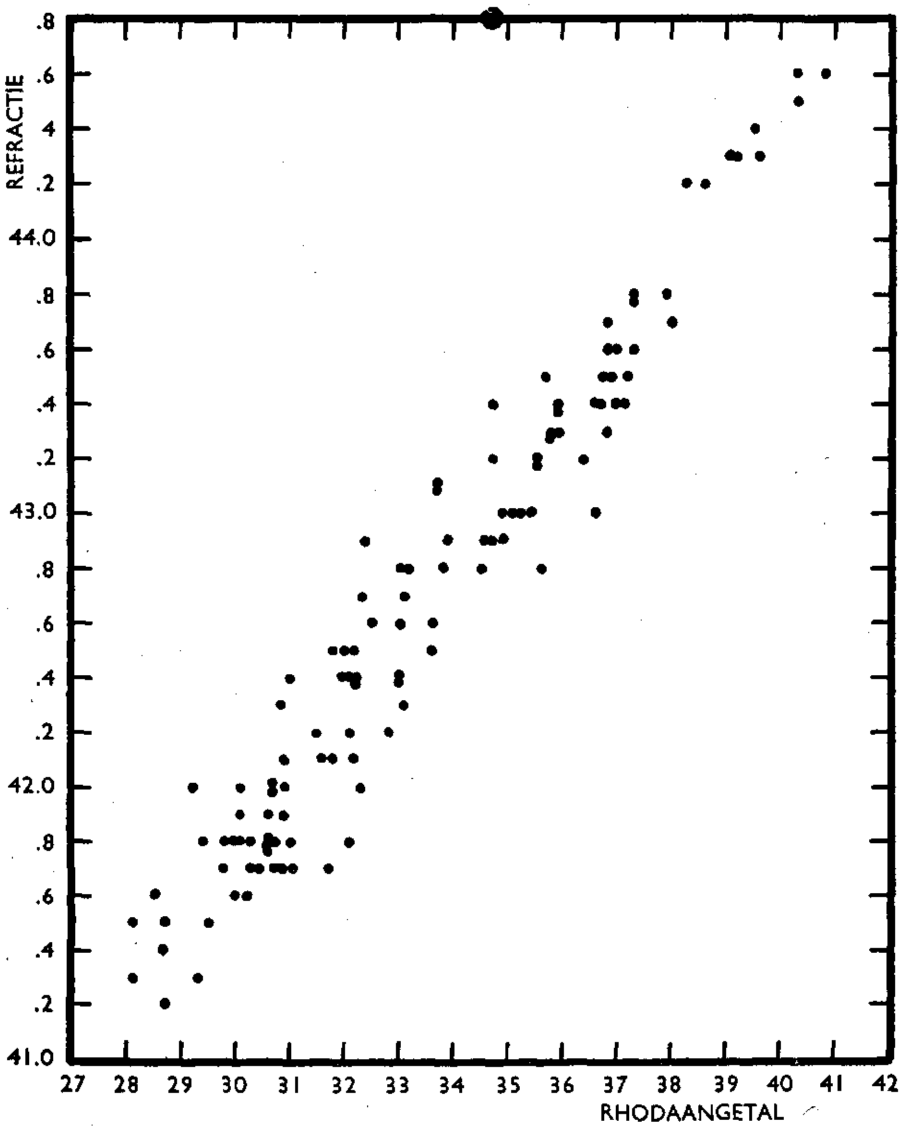

Fig. 5

Correlatie tusschen Rhodaangetal (K) en Refractometergetal (R)

Ten slotte zijn de partiëele correlatiecoëfficiënten van de tweede orde berekend. $r(RJ.KW)$ b.v. geeft de correlatie tusschen R en J aan, wanneer K en W constant worden gehouden. Het aantal dezer coëfficiënten voor partiëele correlatie van de tweede orde bedraagt blijkbaar $\frac{n\,(n-1)}{1\,.\,2}\cdot\frac{(n-2)\,(n-3)}{1\,.\,2}$, in ons geval dus 6.

Verder kunnen wij niet gaan. Waren er nog meer kenmerkende getallen in het onderzoek betrokken geweest, dan hadden partiëele correlatiecoëfficiënten van nog hoogere orde kunnen worden berekend.

Het totale aantal correlatiecoëfficiënten (totaal en partiëel) bedraagt blijkens het voorgaande:

$$\frac{n\,(n-1)}{1\,.\,2}\left(1+\frac{n-2}{1}+\frac{(n-2)\,(n-3)}{1\,.\,2}+\frac{(n-2)\,(n-3)\,(n-4)}{1\,.\,2\,.\,3}+\right.$$
$$\left.+\ \ldots\ \right)=\frac{n\,(n-1)}{1\,.\,2}\,.\,2^{n-2}.$$

Dit aantal neemt bij stijging van n snel toe. In ons geval ($n = 4$) komen wij reeds tot 24.

TABEL I

Correlatiecoëfficiënten

$r(RJ) = +0.976$	$r(RK) = +0.971$	$r(RW) = -0.764$
$r(RJ.K) = +0.462$	$r(RK.J) = +0.263$	$r(RW.J) = -0.125$
$r(RJ.W) = +0.942$	$r(RK.W) = +0.933$	$r(RW.K) = -0.216$
$r(RJ.KW) = +0.436$	$r(RK.JW) = +0.267$	$r(RW.JK) = -0.134$
$r(JK) = +0.985$	$r(JW) = -0.765$	$r(KW) = -0.751$
$r(JK.R) = +0.722$	$r(JW.R) = -0.137$	$r(KW.R) = -0.063$
$r(JK.W) = +0.966$	$r(JW.K) = -0.215$	$r(KW.J) = +0.018$
$r(JK.RW) = +0.721$	$r(JW.RK) = -0.134$	$r(KW.RJ) = +0.053$

Uit de tabel 1 blijkt, dat alle coëfficiënten voor de totale correlatie hoog of tamelijk hoog zijn; men beschouwe ook de figuren 1, 2, 3, 4 en 5. Bij de partiëele coëfficiënten echter is dit alleen maar het geval met die, welke het verband tusschen het joodgetal, het rhodaangetal en het refractometergetal aangeven, uitgezonderd $r(RK\,.\,J)$ en $r(RK\,.\,JW)$; ook $r(RJ\,.\,K)$ en $r(RJ\,.\,KW)$ zijn niet hoog.

De partiëele correlatiecoëfficiënten, welke de betrekkingen met het R.M.W.-getal aangeven, zijn zonder uitzondering laag en nauwelijks van eenige beteekenis, in tegenstelling met de totale. Voor de partiëele correlatie tusschen R en W was dit niet verwacht, aangezien de glycerieden der lagere vetzuren, welke de grootte van het R.M.W.-getal bepalen, door een lagen brekingsindex gekenmerkt zijn. Het is daarom waarschijnlijk, dat deze correlaties te *zwak* zijn gevonden door het bekende feit, dat de onvermijdelijke analysefouten de absolute waarde van de correlatiecoëfficiënten verlagen, in het bijzonder die van de partiëele. Uiteraard doet deze factor zich tot op zekere hoogte eveneens gelden bij de correlaties tusschen R, J en K. Uit de tabel blijkt trouwens wel, dat de coëfficiënten ook hier een neiging vertoonen om lager te worden, naarmate hun orde hooger is.

Regressievergelijkingen

Het aantal der vergelijkingen, welke aangeven hoe één van de veranderlijken telkens van *één* der andere afhangt (totale regressie) bedraagt $n\,\frac{n-1}{1}$; het aantal, dat de regressie van één veranderlijke t.o.v. *twee* der andere tot uitdrukking brengt, bedraagt $n\,\frac{(n-1)\,(n-2)}{1\,.\,2}$; het aantal, dat de regressie aangeeft van één veranderlijke t.o.v. *drie* der andere bedraagt $n\,\frac{(n-1)\,(n-2)\,(n-3)}{1\,.\,2\,.\,3}$ enz.. In ons geval ($n = 4$) moeten wij derhalve achtereenvolgens vinden: 12, 12 en 4. Het aantal regressie*coëfficiënten*, dat in deze vergelijkingen voorkomt, bedraagt voor de eerstgenoemde soort $n\,\frac{n-1}{1}$, voor de tweede soort $2n\,\frac{(n-1)\,(n-2)}{1\,.\,2}$, voor de derde soort $3n\,\frac{(n-1)\,(n-2)\,(n-3)}{1\,.\,2\,.\,3}$ enz.. Het totale aantal bedraagt derhalve:

$$n\,(n-1)\left(1+\frac{n-2}{1}+\frac{(n-2)\,(n-3)}{1\,.\,2}+\,.\,.\,.\,.\right)=n\,(n-1)\,.\,2^{n-2},$$

in ons geval dus 48. Bij toeneming van n groeit het aantal te berekenen regressiecoëfficiënten snel; voor $n = 5$ zijn er reeds 160, voor $n = 10$ zijn er 23040. Reeds bij 5 veranderlijken is het in de practijk nauwelijks meer uitvoerbaar alle denkbare regressiecoëfficiënten te becijferen.

De op ons materiaal betrekking hebbende 28 regressievergelijkingen met 48 coëfficiënten bevinden zich in de onderstaande tabel 2. $\bar{R}$, $\bar{J}$, $\bar{K}$ en $\bar{W}$ hebben de vroeger aangegeven beteekenis. Achter elke vergelijking vindt men nog twee symbolen: s en q; s geeft aan de standaardafwijking van R, J, K en W, hetzij t.o.v. hun gemiddelde, hetzij t.o.v. de betreffende regressielijnen, -vlakken of -ruimten; q geeft de mate aan, waarin de standaardafwijking door het toepassen van de regressie is verkleind en is als volgt berekend:

$$q = \frac{\textit{standaardafw. t.o.v. regressielijn, -vlak enz.}}{\textit{standaardafw. t.o.v. het gemiddelde}}.$$

B.v. Bij het refractometergetal R bedraagt de standaardafwijking s t.o.v. het gemiddelde $\sqrt{\frac{[r^2]}{N-1}} = 0.8521$; voor de standaardafwijking t.o.v. de regressielijn $R = +\,0.239\,(J - \bar{J}) + \bar{R}$ werd gevonden $s = \sqrt{\frac{[r^2] - 0.2390458\,[rj]}{N-2}} =$ $= 0.1872$; derhalve $q = \frac{0.1872}{0.8521} = 0.220$.

Aan de waarden van s en q kan men beoordeelen hoe nauw de waarnemingen, als punten in vlakke of ruimtelijke diagrammen uitgezet gedacht, bij de regressielijnen, -vlakken en -ruimten aansluiten of ook, met welken graad van nauwkeurigheid de eene veranderlijke uit een of meer der andere met behulp van de regressievergelijkingen kan worden berekend, een vraagstuk, dat ook practische beteekenis heeft.

TABEL 2

Regressies van het refractometergetal R; $s = 0.852$ [1])

$R = +0.239\ (J - \overline{J}) + \overline{R}$; $s = 0.187$; $q = 0.220$
$R = +0.263\ (K - \overline{K}) + \overline{R}$; $s = 0.204$; $q = 0.239$
$R = -0.652\ (W - \overline{W}) + \overline{R}$; $s = 0.553$; $q = 0.649$
$R = +0.158\ (J - \overline{J}) + 0.091\ (K - \overline{K}) + \overline{R}$; $s = 0.181$; $q = 0.213$
$R = +0.231\ (J - \overline{J}) - 0.036\ (W - \overline{W}) + \overline{R}$; $s = 0.187$; $q = 0.219$
$R = +0.247\ (K - \overline{K}) - 0.066\ (W - \overline{W}) + \overline{R}$; $s = 0.200$; $q = 0.234$
$R = +0.149\ (J - \overline{J}) + 0.092\ (K - \overline{K}) - 0.038\ (W - \overline{W}) + \overline{R}$; $s = 0.181$; $q = 0.212$

Regressies van het joodgetal J; $s = 3.478$

$J = +3.983\ (R - \overline{R}) + \overline{J}$; $s = 0.764$; $q = 0.220$
$J = +1.088\ (K - \overline{K}) + \overline{J}$; $s = 0.597$; $q = 0.172$
$J = -2.665\ (W - \overline{W}) + \overline{J}$; $s = 2.252$; $q = 0.647$
$J = +1.353\ (R - \overline{R}) + 0.732\ (K - \overline{K}) + \overline{J}$; $s = 0.531$; $q = 0.153$
$J = +3.838\ (R - \overline{R}) - 0.162\ (W - \overline{W}) + \overline{J}$; $s = 0.760$; $q = 0.219$
$J = +1.041\ (K - \overline{K}) - 0.194\ (W - \overline{W}) + \overline{J}$; $s = 0.585$; $q = 0.168$
$J = +1.277\ (R - \overline{R}) + 0.726\ (K - \overline{K}) - 0.109\ (W - \overline{W}) + \overline{J}$; $s = 0.529$; $q = 0.152$

Regressies van het rhodaangetal K; $s = 3.151$

$K = +3.591\ (R - \overline{R}) + \overline{K}$; $s = 0.753$; $q = 0.239$
$K = +0.893\ (J - \overline{J}) + \overline{K}$; $s = 0.540$; $q = 0.172$
$K = -2.373\ (W - \overline{W}) + \overline{K}$; $s = 2.089$; $q = 0.663$
$K = +0.759\ (R - \overline{R}) + 0.711\ (J - \overline{J}) + \overline{K}$; $s = 0.524$; $q = 0.166$
$K = +3.526\ (R - \overline{R}) - 0.073\ (W - \overline{W}) + \overline{K}$; $s = 0.755$; $q = 0.240$
$K = +0.896\ (J - \overline{J}) + 0.015\ (W - \overline{W}) + \overline{K}$; $s = 0.543$; $q = 0.172$
$K = +0.778\ (R - \overline{R}) + 0.716\ (J - \overline{J}) + 0.043\ (W - \overline{W}) + \overline{K}$; $s = 0.525$; $q = 0.167$

Regressies van het R.M.W.-getal W; $s = 0.998$

$W = -0.894\ (R - \overline{R}) + \overline{W}$; $s = 0.647$; $q = 0.649$
$W = -0.219\ (J - \overline{J}) + \overline{W}$; $s = 0.646$; $q = 0.647$
$W = -0.238\ (K - \overline{K}) + \overline{W}$; $s = 0.661$; $q = 0.663$
$W = -0.431\ (R - \overline{R}) - 0.116\ (J - \overline{J}) + \overline{W}$; $s = 0.644$; $q = 0.645$
$W = -0.701\ (R - \overline{R}) - 0.054\ (K - \overline{K}) + \overline{W}$; $s = 0.649$; $q = 0.650$
$W = -0.239\ (J - \overline{J}) + 0.022\ (K - \overline{K}) + \overline{W}$; $s = 0.649$; $q = 0.650$
$W = -0.480\ (R - \overline{R}) - 0.163\ (J - \overline{J}) + 0.066\ (K - \overline{K}) + \overline{W}$; $s = 0.646$; $q = 0.647$

Rekening houdende met de waarden van q en s kan men ook uit *deze* tabel aflezen, dat er een zeer nauw verband bestaat tusschen J, K en R, terwijl er tusschen deze drie en W eveneens een samenhang bestaat, die evenwel aanmerkelijk losser is.

---

[1]) De waarden van $\overline{R}$, $\overline{J}$ enz. zijn aangegeven in „Het cijfermateriaal".

Beteekenis der gevonden correlaties en regressies

Bij onze verdere beschouwingen willen wij ons in hoofdzaak beperken tot de vraag, welke de beteekenis is van de hooge of vrij hooge graden van correlatie en regressie, welke tusschen al de vier grootheden is vastgesteld; (zie ook fig. 1, 2, 3, 4 en 5). Onwillekeurig toch vraagt men zich af, hoe het komt, dat de frequentieverdeelingen der vier grootheden niet onafhankelijk van elkaar zijn, voorts hoe het organisme er in slaagt hierin een zekere orde te brengen en vooral ook, welke voordeelen daaruit eventueel voortspruiten voor het jonge dier, dat van de geproduceerde melk moet leven en groeien. Het antwoord op deze vragen zal echter van minder groot physiologisch belang blijken te zijn dan men wellicht zou vermoeden.

Joodgetal en Rhodaangetal eenerzijds en R.M.W.-getal anderzijds

Zooals bekend, is het joodgetal een maat voor de onverzadigde, vloeibare vetzuren (vooral oliezuur) en het R.M.W.-getal is er een voor de lagere, vluchtige, verzadigde vetzuren (vooral boterzuur en capronzuur). Aanvankelijk hielden wij het er voor, dat de negatieve correlatie tusschen het joodgetal en het R.M.W.-getal de uitdrukking zou zijn van een streven van het organisme om de som van onverzadigde en vluchtige vetzuren, dus het totale percentage der vloeibare vetzuren, zoo goed mogelijk constant te houden. Om dit na te gaan hebben wij ons afgevraagd hoe in een formule

$$p_1 J + p_2 W = Q$$

de coëfficiënten p_1 en p_2 aan de hand van ons cijfermateriaal moeten worden gekozen, opdat de som Q zoo weinig mogelijk schommelt. Onder gebruikmaking van een elders beschreven methode [1]) werd gevonden:

$$0.221\, J + 0.975\, W = 37.65 \pm 0.63 \quad \ldots\ldots\ldots \quad (1)$$

Zooals men ziet, is de aldus berekende Q inderdaad slechts zeer weinig variabel. Wij moeten echter bedenken, dat één eenheid in het joodgetal overeenkomt met ca 1.162 % trioleïne en één eenheid in het R.M.W.-getal met ca 0.22 % glyceried van lager vluchtig vetzuur. Wij hebben dus: *onv. vetzuur* = 1.162 J en: *lager vl. vetz.* = 0.22 W (vetzuur berekend als triglyceried). Hiervan gebruik makende, kan men voor (1) schrijven:

$$\frac{0.221}{1.162}\, \textit{onv. vetz.} + \frac{0.975}{0.22}\, \textit{vl. vetz.} \propto \textit{const.} \quad \ldots\ldots \quad (2)$$

of

$$0.19\, \textit{onv. vetz.} + 4.43\, \textit{vl. vetz.} \propto \textit{const.}$$

Uit deze laatste formule nu blijkt ten duidelijkste, *dat er van een constant zijn van de som van onverzadigd vetzuur en lager vluchtig vetzuur geen sprake is,* omdat de coëfficiënten 0.19 en 4.43 op geen stukken na gelijk zijn [2]).

---

[1]) Brouwer, *Ned. Tijdschr. v. Geneesk.* 87 (1943) 1449.

[2]) De overgang van (1) op (2) maakt, dat de coëfficiënten 0.19 en 4.43 in (2) een kleine correctie behoeven, die hier echter gevoeglijk achterwege kan blijven, zooals ons bij opzettelijke berekening bleek. Het juiste antwoord op de gestelde vraag vindt men nl., wanneer men q_1 en q_2 zoodanig bepaalt, dat de schommelingen van $q_1 \times 1.162\, J + q_2 \times 0.22\, W$ zoo klein mogelijk zijn. Voert men deze berekening uit, dan vindt men voor de verhouding van q_1 en q_2 vrijwel hetzelfde als hiervóór.

Een nog iets betere maat voor de totale hoeveelheid onverzadigd vetzuur dan het joodgetal is het rhodaangetal. Daarom werden de becijferingen met het rhodaangetal herhaald, waarbij werd gevonden:

$$0.241\ K + 0.971\ W = 37.01 \pm 0.64$$

en $$0.21\ \textit{onv. vetz.} + 4.41\ \textit{vl. vetz.} \infty\ \textit{const.}$$

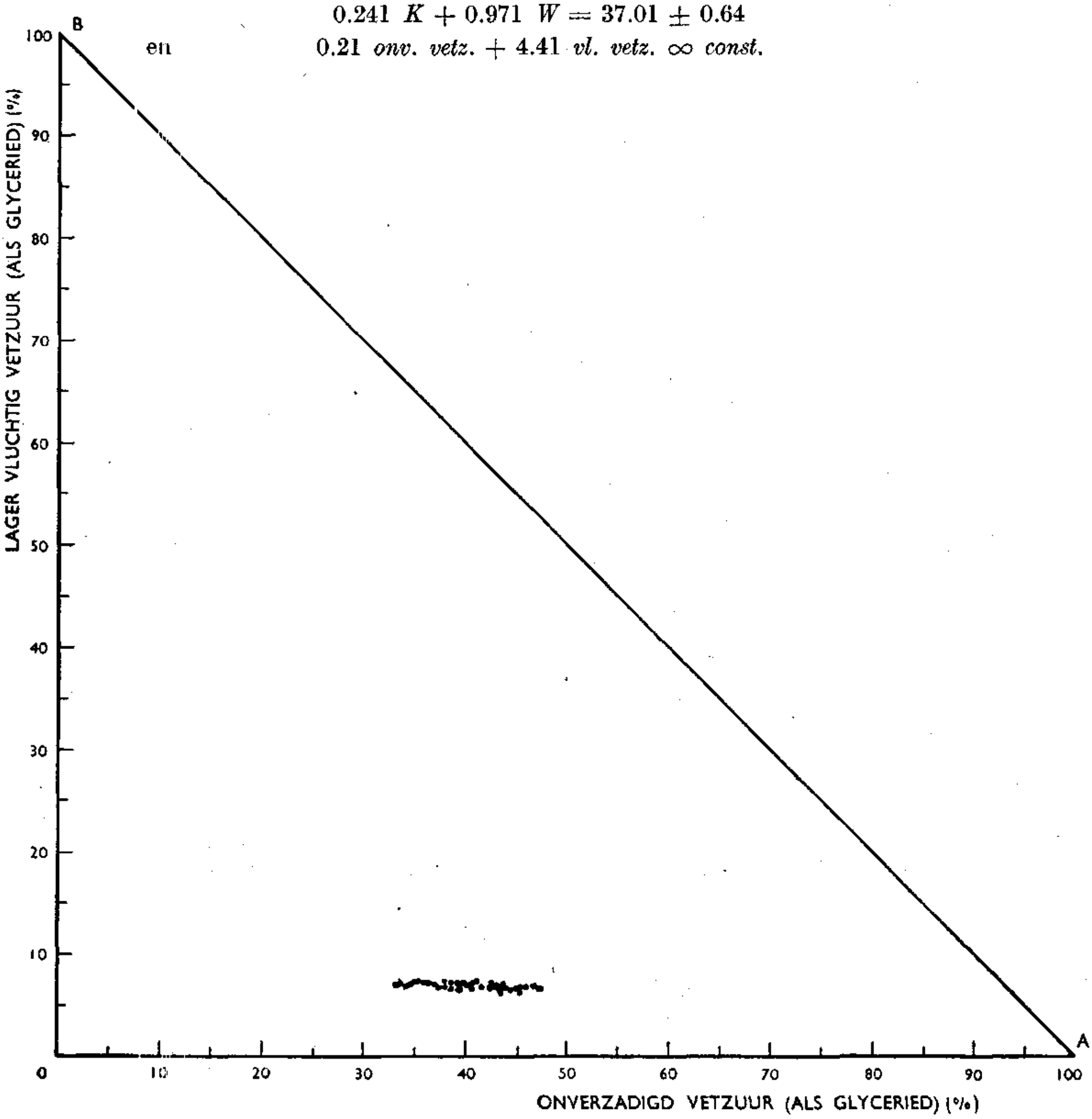

Fig. 6

Correlatie tusschen onverzadigd vetzuur (%) en lager vluchtig vetzuur (%), beide als triglyceried berekend. Denkt men zich de rij punten naar rechts verlengd, dan zal deze *boven* het punt A langs gaan. (Wegens opeenhooping der punten konden lang niet alle in de figuur geplaatst worden.)

Onverzadigd vetzuur en lager, vluchtig vetzuur werden weer berekend als triglycerieden.

Ook in de laatste formule zijn de coëfficiënten van onverzadigd vetzuur en vluchtig vetzuur zeer verschillend, zoodat de conclusie van zooeven wordt bevestigd.

Tot een beter inzicht kwamen wij, toen in een diagram het volgende werd uitgezet (fig. 6):

Op de horizontale as: percentage onverzadigd vetzuur, berekend als triglyceried (1.162 $\times$ K).

Op de verticale as: percentage lager vluchtig vetzuur, eveneens berekend als triglyceried (0.22 $\times$ W).

Bovendien werd het punt 100 van de abscis (A) door een rechte verbonden met het punt 100 van de ordinaat (B). Beschouwt men nu (zie ook fig. 7) een willekeurig punt P, dan heeft men:

$$OP_1 = \text{onverzadigd vetzuur (als triglyceried)},$$

$$P_1P = \text{lager vluchtig vetzuur (als triglyceried)},$$

$$PP_2 = \text{„rest"},$$

want men zal zich er gemakkelijk van kunnen overtuigen, dat $OP_1 + P_1P + PP_2 = 100$, onverschillig waar het punt P is gelegen.

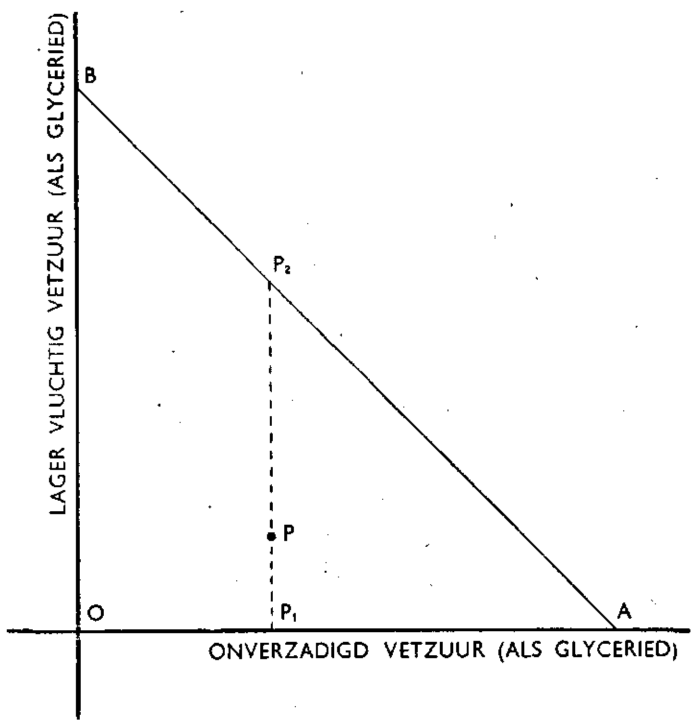

Fig. 7

Men ziet onmiddellijk, dat P_1P_2 kleiner wordt, naarmate OP_1 toeneemt; hun som moet immers 100 bedragen. Er moet derhalve een negatieve correlatie bestaan tusschen OP_1 en P_1P_2. Dit is inderdaad het geval; de correlatie is zelfs volmaakt, want de correlatiecoëfficiënt bedraagt — 1, zooals men zonder moeite kan aantoonen; een diepere physiologische beteekenis heeft deze negatieve correlatie echter niet.

Ook tusschen onverzadigd vetzuur en vluchtig vetzuur (OP_1 en P_1P) mag men een negatieve correlatie verwachten. Wij hebben nl. reeds gezien, dat wanneer het percentage aan onverzadigd vetzuur (OP_1) toeneemt, het percentage van de som van vluchtig vetzuur en „rest", d.i. P_1P_2, moet afnemen. Wanneer zich nu geen bijzondere factoren voordoen en vluchtig vetzuur en „rest" zich als het ware gelijkelijk terugtrekken, zoodat hun onderlinge verhouding in doorsnee niet wordt gewijzigd, dan zal het punt P zich naar het hoekpunt A bewegen. Men zou ook kunnen zeggen, dat het punt P in den hoek A wordt gedreven, hetgeen met een afneming van P_1P, dus met een negatieve correlatie en regressie tusschen OP_1 en P_1P (onverzadigd vetzuur en lager vluchtig vetzuur) gepaard gaat. De regressielijn, die zoo goed mogelijk aansluit bij de punten P, zal in dit geval dan ook door het hoekpunt A moeten gaan. Mochten er echter bijzondere factoren in het spel zijn, zoodat het vluchtig vetzuur zich beter zou handhaven dan de „rest" of omgekeerd, dan zou de regressielijn boven resp. onder het punt A langs moeten gaan.

Dit kan door berekening gemakkelijk worden uitgemaakt. Blijkens tabel 2 is

$$W = -0.238\ (K - 33.460) + 29.833.$$

Substitueert men hierin: $W = \dfrac{vl.\ vetz.}{0.22}$ en $K = \dfrac{onv.\ vetz.}{1.162}$, dan vindt men:

$$Vl.\ vetz. = -0.0451\ (onv.\ vetz. - 38.88) + 6.563.$$

Stelt men hierin: *onv. vetz.* = 100, dan volgt:

$$Vl.\ vetz. = +3.806.$$

Wij zien aan het positieve voorteeken van de uitkomst, dat de verlengde regressielijn *boven* het punt A langs gaat; m.a.w. bij het toenemen van het gehalte aan onverzadigd vetzuur handhaaft het vluchtig vetzuur zich niet slechter, maar juist beter dan de „rest", zoodat er meer reden zou zijn om van een *positieve* correlatie tusschen onverzadigd en vluchtig vetzuur te spreken dan van een negatieve. Zie hieromtrent ook fig. 6.

Nadat wij tot deze uitkomst waren geraakt, welke nog niet eerder door ons is gepubliceerd, bleek uit een voordracht van KRUISHEER in Juni 1943 voor het Genootschap voor Melkkunde, dat deze eveneens tot de slotsom is gekomen, dat de negatieve correlatie tusschen joodgetal en R.M.W.-getal slechts een schijnbare is [1]).

Nog één conclusie kunnen wij uit het bovenstaande trekken. Stilzwijgend hebben wij aangenomen, dat primair het gehalte aan onverzadigd vetzuur verandert, terwijl het vluchtig vetzuur en de „rest" zich daarnaar hebben te schikken en de hun toegewezen ruimte als het ware onder elkaar verdeelen, al is deze verdeeling niet strikt „eerlijk", zooals wij hebben aangetoond.

---

[1]) Na het afsluiten van dit opstel verschenen in de Verhandelingen van het Genootschap over 1943 I, blz. 11.

Om te verifiëeren of de genoemde veronderstelling juist is, vragen wij ons af hoe de verdeeling der punten in het diagram zou moeten zijn, wanneer niet het onverzadigd vetzuur maar de „rest" primair zou veranderen en het onverzadigd vetzuur en vluchtig vetzuur zich daarnaar zouden schikken. Men zal gemakkelijk inzien, dat de punten zich bij toeneming van de „rest" niet naar A maar naar het hoekpunt O zouden verplaatsen. En wanneer het de vluchtige vetzuren zouden zijn, welke primair zouden toenemen, dan zouden de punten naar den hoek B worden gedrongen.

Aangezien de rij der punten evenwel niet naar de hoekpunten O en B maar naar het punt A gericht is (zij het met éenige miswijzing), moeten wij wel besluiten, dat het onder gewone bedrijfsomstandigheden het gehalte aan *onverzadigd vetzuur* is, dat *primair* verandert. Dit komt geheel met ons physiologisch inzicht overeen. Onder gewone omstandigheden toch nemen de dieren in het voeder vetten tot zich, waarvan de vetzuren in hoofdzaak een onverzadigd karakter dragen. Deze zijn het, welke het gehalte aan onverzadigd vetzuur in het botervet voornamelijk bepalen. De overige botervetzuren, dus de vluchtige en niet-vluchtige verzadigde zuren, worden, *voor zoover er behoefte aan bestaat*, uit andere bouwsteenen, vooral uit koolhydraten, aangemaakt, zoodat de schommelingen daarvan een *secundair* karakter dragen.

In het bovenstaande gingen wij er van uit, dat primair slechts *één* van de drie groepen bestanddeelen (onverzadigd vetzuur, vluchtig vetzuur en „rest") verandert. Het is echter ook denkbaar, dat er primair *twee tegelijk* zouden veranderen. Deze veronderstelling, die tot een ietwat andere slotsom zou voeren, is echter op physiologische gronden onwaarschijnlijk, doordat de drie groepen bestanddeelen van verschillende herkomst zijn. Een geval, dat de concentraties van twee bepaalde vetzuren primair *tegelijk* veranderen, zullen wij hieronder bij de bespreking van het oliezuur en het linolzuur ontmoeten.

Ten slotte merken wij op, dat diagrammen als dat van fig. 6 meestal niet in een rechthoekigen driehoek, maar in een gelijkzijdigen driehoek (driehoeksdiagram) worden uitgezet. Uitzetten in een rechthoekigen driehoek is echter gemakkelijker en laat dezelfde conclusies toe.

Joodgetal en Rhodaangetal

Zooals bekend, zijn deze twee getallen afhankelijk van de gehalten aan oliezuur en linolzuur. De correlatie tusschen het joodgetal en het rhodaangetal was de nauwste in het geheele cijfermateriaal; de correlatiecoëfficiënt bedroeg 0.985. Toch zullen wij zien, dat hieraan geen bijzondere relatie tusschen de gehalten aan oliezuur en linolzuur ten grondslag ligt. Om dit te onderzoeken gaan wij uit van de omstandigheid, dat het gehalte aan oliezuur (O) en dat aan linolzuur (L) kunnen worden berekend met behulp van de onderstaande formules [1]; O en L zijn weer uitgedrukt als glyceried.

$$O = 1.162\ (2K - J)$$

$$L = 1.154\ (J - K).$$

[1] Kaufmann, *Studien auf dem Fettgebiet*, Berlin (1935).

Hiervoor kan men ook schrijven:

$$\left.\begin{aligned} J &= \frac{O}{1.162} + \frac{2L}{1.154} = 0.86059\ O + 1.73310\ L \\ K &= \frac{O}{1.162} + \frac{L}{1.154} = 0.86059\ O + 0.86655\ L \end{aligned}\right\} \quad \ldots\ldots \quad (3)$$

Zet men derhalve op de abscis het joodgetal uit en op de ordinaat het rhodaangetal, dan blijkt uit de rechterleden der bovenstaande vergelijkingen, dat men *beide malen bijna hetzelfde uitzet*. Het verschil bedraagt slechts 0.86655 L, hetgeen weinig gewicht in de schaal legt, doordat het gehalte aan linolzuur slechts laag is.

Deze omstandigheid nu maakt, dat men automatisch een hoogen graad van correlatie tusschen J en K vindt, zelfs wanneer de correlatie tusschen O en L nihil is, zooals men als volgt kan aantoonen.

Wanneer de vierkante haken weer aangeven, dat over alle N stellen waarnemingen wordt gesommeerd, dan geldt voor de correlatie tusschen J en K de volgende formule:

$$r^2(JK) = \frac{[jk]^2}{[j^2]\,[k^2]}.$$

Schrijven wij nu (3) kortheidshalve als volgt:

$$\left.\begin{aligned} J &= \alpha\ O + 2\beta\ L \\ K &= \alpha\ O + \beta\ L, \end{aligned}\right\} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots \quad (4)$$

dan blijkt:

$$r^2(JK) = \frac{\left(\alpha^2\,[o^2] + 3\,\alpha\beta\,[ol] + 2\,\beta^2\,[l^2]\right)^2}{\left(\alpha^2\,[o^2] + 4\,\alpha\beta\,[ol] + 4\,\beta^2\,[l^2]\right)\left(\alpha^2\,[o^2] + 2\,\alpha\beta\,[ol] + \beta^2\,[l^2]\right)}.$$

Bestaat er nu geen correlatie tusschen O en L, hetgeen wij een oogenblik veronderstellen, dan kan men de termen met $[ol]$ verwaarloozen, waardoor men krijgt:

$$r^2(JK) = \frac{\left(\alpha^2\,[o^2] + 2\beta^2\,[l^2]\right)^2}{\left(\alpha^2\,[o^2] + 4\,\beta^2\,[l^2]\right)\left(\alpha^2\,[o^2] + \beta^2\,[l^2]\right)} \quad \ldots\ldots \quad (5)$$

Thans rest ons nog om uitdrukkingen voor $[o^2]$ en $[l^2]$ te vinden. Dit is niet moeilijk, want uit (4) volgt:

$$\left.\begin{aligned} O &= -\frac{1}{\alpha}\,J + \frac{2}{\alpha}\,K \\ L &= \frac{1}{\beta}\,J - \frac{1}{\beta}\,K, \end{aligned}\right\} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots \quad (6)$$

zoodat men krijgt:

$$[o^2] = \frac{1}{\alpha^2}\left([j^2] - 4\,[jk] + 4\,[k^2]\right)$$

$$[l^2] = \frac{1}{\beta^2}\left([j^2] - 2\,[jk] + [k^2]\right).$$

Dit gesubstitueerd in (5) geeft:

$$r^2(JK) = \frac{\left(3\,[j^2] - 8\,[jk] + 6\,[k^2]\right)^2}{\left(5\,[j^2] - 12\,[jk] + 8\,[k^2]\right)\left(2\,[j^2] - 6\,[jk] + 5\,[k^2]\right)}.$$

Thans zijn alle grootheden in het rechter lid bekend; bij berekening werd gevonden: $r\,(JK) = 0.980$. Wij hebben hier dus een zeer hoogen graad van correlatie, die evenwel geen diepere beteekenis bezit, doch niets anders is dan een mathematische illusie.

In den grond der zaak heeft het dus weinig zin zich af te vragen of er een samenhang bestaat tusschen J en K. Veeleer dienen wij te onderzoeken of er een correlatie is tusschen O en L. Deze correlatie nu kan in verband met (6) worden becijferd met behulp van de formule:

$$r^2(OL) = \frac{[ol]^2}{[o^2][l^2]} = \frac{\frac{1}{\alpha^2}\cdot\frac{1}{\beta^2}\cdot\left(3\,[jk] - [j^2] - 2\,[k^2]\right)^2}{\frac{1}{\alpha^2}\left([j^2] - 4\,[jk] + 4\,[k^2]\right)\cdot\frac{1}{\beta^2}\left([j^2] - 2\,[jk] + [k^2]\right)}.$$

Wij vonden: $r\,(OL) = +\,0.2296 \pm 0.0887$

en voor de regressie van L t.o.v. O: $L = 0.0509\,(O - \overline{O}) + \overline{L}$, waarin $\overline{O} = 32.80$, $\overline{L} = 6.04$, terwijl de regressiecoëfficiënt bedroeg: 0.0509 ± 0.0203.

De toeneming van het linolzuurgehalte met het oliezuurgehalte is dus slechts gering. Wij vragen ons nog af of de toeneming groot genoeg is om te mogen besluiten, dat er een neiging bestaat om de onderlinge *verhouding* van O en L constant te houden dan wel of men veeleer moet aannemen, dat het organisme het *absolute percentage* aan linolzuur (L) zoo goed mogelijk op hetzelfde niveau tracht te houden, ook bij groote verschillen in oliezuurgehalte.

Om deze vraag te beantwoorden, zoeken wij eerst twee coëfficiënten p_1 en p_2, zóódanig, dat $p_1O + p_2L$ bij de diverse monsters zoo weinig mogelijk schommelt. Hiervoor werd gevonden:

$$-\,0.053\;O + 0.999\;L \infty c.$$

Hierin is $c = -\,0.053\;\overline{O} + 0.999\;\overline{L}$, zoodat wij ook kunnen schrijven:

$$-\,0.053\;(O - \overline{O}) + 0.999\;(L - \overline{L}) \infty 0,$$

hetgeen wil zeggen, dat bij de onderzochte monsters dooreengenomen geldt:

$$-\,0.053\;(O - \overline{O}) + 0.999\;(L - \overline{L}) = 0,$$

of ook: $(L - \overline{L}) : (O - \overline{O}) = 0.053 : 0.999 = 5.3 : 100$ . . . . (7)

Echter bleek bij berekening: $\overline{L} = 6.04$, $\overline{O} = 32.80$, zoodat wij hebben:

$\overline{L} : \overline{O} = 6.04 : 32.80 = 18.4 : 100$ . . . . (8)

Wanneer nu bij schommelingen van L en O hun onderlinge verhouding constant werd gehouden, dan zou de verhouding (7) gelijk moeten zijn aan (8). Dit is echter op verre na niet het geval. Veeleer schijnt het, dat de schommelingen van het linolzuurgehalte zooveel mogelijk worden *tegengegaan* en dat het *absolute* percentage van dit bestanddeel zoo goed mogelijk constant wordt gehouden. Niettemin vindt er bij toeneming van het oliezuurgehalte een geringe stijging van het linolzuurgehalte plaats.

Het linolzuurgehalte is in het voorjaar, wanneer de koeien in de weide grazen, dus iets hooger dan in den winter en dit wordt naar alle waarschijnlijkheid veroorzaakt door de vetzuren in het gras, die voor een belangrijk deel uit linolzuur en linoleenzuur bestaan; oliezuur kon door SMITH c.s.[1]) in de glycerieden van het gras niet worden aangetoond, zoodat wij wel moeten aannemen, dat het grootste deel van het linolzuur en linoleenzuur ergens in het lichaam tot oliezuur wordt omgezet; een fractie wordt misschien nog verder afgebroken.

Dat met het stijgen van het oliezuurgehalte der boter eenige stijging van het linolzuurgehalte gepaard gaat, kan eveneens worden afgeleid uit het cijfermateriaal van MULDER; het bestaan van dat verband wordt ook door STORGÅRDS[2]) en SJOLLEMA[3]) uitdrukkelijk betoogd. De laatstgenoemde onderzoeker stelt in het licht, dat er reguleerende invloeden bij het linolzuurgehalte van het botervet in het spel moeten zijn, hetgeen echter reeds veel eerder bleek aan HILDITCH c.s.[4]), die waarnamen, dat bij toediening van lijnolie — die rijk is aan linolzuur en linoleenzuur — het gehalte aan linolzuur in het botervet niet van belang stijgt. Intusschen zijn de verhoudingen voor boters uit verschillende streken blijkbaar niet volkomen gelijk, zooals wel schijnt te volgen uit de cijfers van STORGÅRDS (Finland), die vond, dat bij zijn monsters het linolzuurgehalte procentsgewijs sterker steeg dan het oliezuurgehalte. SÖRENSEN[5]) (Denemarken) echter vond dooreengenomen geen verschil in linolzuurgehalte bij wisselend oliezuurgehalte.

De omstandigheid, dat oliezuur en linolzuur in het botervet beide afkomstig zijn van het onverzadigd vetzuur in het voeder, verklaart ons ook, waarom er bij het toenemen van het oliezuurgehalte geen terugdringen van het linolzuurgehalte plaats vindt, op een wijze, zooals wij die bij het vluchtig vetzuur hebben leeren kennen. Bij het linolzuur en het linoleenzuur hebben wij nl. het geval, dat primair de gehalten aan *twee* bestanddeelen varieeren, een mogelijkheid, waarop bij de bespreking van het vluchtig vetzuur reeds werd gezinspeeld.

TABEL 3

Correlatiecoëfficiënten

$r(OL) = +0.230$	$r(OW) = -0.707$	$r(OR) = +0.929$
$r(OL.W) = -0.135$	$r(OW.L) = -0.694$	$r(OR.L) = +0.969$
$r(OL.R) = -0.764$	$r(OW.R) = +0.010$	$r(OR.W) = +0.852$
$r(OL.WR) = -0.768$	$r(OW.LR) = -0.106$	$r(OR.LW) = +0.941$
$r(LW) = -0.446$	$r(LR) = +0.510$	$r(WR) = -0.764$
$r(LW.O) = -0.412$	$r(LR.O) = +0.822$	$r(WR.O) = -0.408$
$r(LW.R) = -0.102$	$r(LR.W) = +0.292$	$r(WR.L) = -0.696$
$r(LW.OR) = -0.147$	$r(LR.OW) = +0.786$	$r(WR.OL) = -0.134$

[1]) SMITH, CHIBNALL, *Bioch. Journ.* 26 (1932) 218.
[2]) MULDER, *Versl. landbk. Onderz.* 46 (1940) 439; *Jaarverslag Proefzuivelboerderij over 1940*, blz. 39. STORGÅRDS, *Nordisk Mejeri-Tidsskrift* 4 (1938) 149.
Zie ook: BROUWER, DIJKSTRA, FRENS, *Versl. landbk. Onderz.* 49 (1943) 347.
[3]) SJOLLEMA, *Mededeeling uit het Instituut voor moderne Veevoeding* (1943).
[4]) HILDITCH, THOMPSON, *Bioch. Journ.* 30 (1936) 677.
[5]) SÖRENSEN, *Jahrb. königl. tierärztl. u. landwschl. Hochschule*, Kopenhagen (1939) 1.

TABEL 4

Regressies van het oliezuurgehalte O (%) (als triglyceried); $s = 3.411$; $\overline{O} = 32.80$[1])

$O = +\,1.036\ (L - \overline{L}) + \overline{O};\ s = 3.334;\ q = 0.977$

$O = -\,2.417\ (W - \overline{W}) + \overline{O};\ s = 2.423;\ q = 0.710$

$O = +\,3.718\ (R - \overline{R}) + \overline{O};\ s = 1.268;\ q = 0.372$

$O = -\,0.482\ (L - \overline{L}) - 2.579\ (W - \overline{W}) + \overline{O};\ s = 2.411;\ q = 0.707$

$O = -\,1.484\ (L - \overline{L}) + 4.389\ (R - \overline{R}) + \overline{O};\ s = 0.821;\ q = 0.241$

$O = +\,0.019\ (W - \overline{W}) + 3.735\ (R - \overline{R}) + \overline{O};\ s = 1.274;\ q = 0.373$

$O = -\,1.498\ (L - \overline{L}) - 0.135\ (W - \overline{W}) + 4.274\ (R - \overline{R}) + \overline{O};\ s = 0.820;\ q = 0.241$

Regressies van het linolzuurgehalte L (%) (als triglyceried); $s = 0.756$; $\overline{L} = 6.04$

$L = +\,0.051\ (O - \overline{O}) + \overline{L};\ s = 0.739;\ q = 0.978$

$L = -\,0.338\ (W - \overline{W}) + \overline{L};\ s = 0.680;\ q = 0.899$

$L = +\,0.452\ (R - \overline{R}) + \overline{L};\ s = 0.653;\ q = 0.864$

$L = -\,0.038\ (O - \overline{O}) - 0.429\ (W - \overline{W}) + \overline{L};\ s = 0.676;\ q = 0.895$

$L = -\,0.394\ (O - \overline{O}) + 1.916\ (R - \overline{R}) + \overline{L};\ s = 0.423;\ q = 0.560$

$L = -\,0.103\ (W - \overline{W}) + 0.360\ (R - \overline{R}) + \overline{L};\ s = 0.653;\ q = 0.864$

$L = -\,0.393\ (O - \overline{O}) - 0.096\ (W - \overline{W}) + 1.829\ (R - \overline{R}) + \overline{L};\ s = 0.420;\ q = 0.556$

Regressies van het R.M.W.-getal W; $s = 0.998$

$W = -\,0.207\ (O - \overline{O}) + \overline{W};\ s = 0.709;\ q = 0.710$

$W = -\,0.588\ (L - \overline{L}) + \overline{W};\ s = 0.897;\ q = 0.899$

$W = -\,0.894\ (R - \overline{R}) + \overline{W};\ s = 0.647;\ q = 0.649$

$W = -\,0.187\ (O - \overline{O}) - 0.395\ (L - \overline{L}) + \overline{W};\ s = 0.649;\ q = 0.650$

$W = +\,0.005\ (O - \overline{O}) - 0.913\ (R - \overline{R}) + \overline{W};\ s = 0.650;\ q = 0.651$

$W = -\,0.101\ (L - \overline{L}) - 0.848\ (R - \overline{R}) + \overline{W};\ s = 0.646;\ q = 0.648$

$W = -\,0.084\ (O - \overline{O}) - 0.226\ (L - \overline{L}) - 0.480\ (R - \overline{R}) + \overline{W};\ s = 0.646;\ q = 0.647$

Regressies van het refractometergetal R; $s = 0.852$

$R = +\,0.232\ (O - \overline{O}) + \overline{R};\ s = 0.317;\ q = 0.372$

$R = +\,0.574\ (L - \overline{L}) + \overline{R};\ s = 0.736;\ q = 0.864$

$R = -\,0.652\ (W - \overline{W}) + \overline{R};\ s = 0.553;\ q = 0.649$

$R = +\,0.214\ (O - \overline{O}) + 0.352\ (L - \overline{L}) + \overline{R};\ s = 0.181;\ q = 0.213$

$R = +\,0.194\ (O - \overline{O}) - 0.183\ (W - \overline{W}) + \overline{R};\ s = 0.291;\ q = 0.341$

$R = +\,0.238\ (L - \overline{L}) - 0.572\ (W - \overline{W}) + \overline{R};\ s = 0.531;\ q = 0.623$

$R = +\,0.207\ (O - \overline{O}) + 0.337\ (L - \overline{L}) - 0.038\ (W - \overline{W}) + \overline{R};\ s = 0.181;\ q = 0.212$

Wij hebben nog de moeite genomen ook de andere correlaties en regressies van O en L te berekenen, waarvoor wij verwijzen naar de tabellen 3 en 4, welke wij den lezer ter bestudeering aanbevelen. Slechts op enkele punten maken wij hier opmerkzaam. Zoo valt het op, dat de graad van correlatie tusschen O en L veel hooger en negatief wordt, wanneer R constant wordt gehouden: $r\,(OL.R) = -\,0.764$, $r\,(OL.WR) = -\,0.768$. De oorzaak daarvan is louter physisch. O en L verhoogen nl. beide het refractometergetal. Houdt men dit laatste constant, dan moet een stijging van O overeenkomen met een daling van L en omgekeerd.

---

[1]) De waarden van $\overline{R}$, $\overline{J}$ enz. zijn aangegeven in „Het cijfermateriaal".

Voorts valt de hooge graad van correlatie tusschen O en R op. Deze is een onmiddellijk gevolg van het feit, dat de schommelingen van O grooter zijn dan die der overige bestanddeelen. Wij verwijzen hierbij naar hetgeen zoo aanstonds over de correlatie tusschen J en R en over die tusschen K en R zal worden opgemerkt.

Joodgetal, Rhodaangetal en R.M.W.-getal eenerzijds en Refractometergetal anderzijds

Wat de door ons geconstateerde nauwe of vrij nauwe correlatie tusschen deze grootheden betreft, is het duidelijk, dat ook hieraan geen physiologische beteekenis mag worden gehecht. Een toenemen van het joodgetal b.v. bewijst een hooger gehalte aan onverzadigde vetzuren en, omdat deze onverzadigde vetzuren en hun glycerieden gekenmerkt zijn door een hoogen brekingsindex, moet het refractometergetal noodzakelijkerwijze eveneens hooger worden. Om dezelfde reden moet men een positieve correlatie vinden tusschen het refractometergetal en het rhodaangetal. De lagere, verzadigde vetzuren en hun glycerieden echter zijn gekenmerkt door een lagen brekingsindex, zoodat ook de oorzaak der negatieve correlatie tusschen refractometergetal en R.M.W.-getal zonder meer duidelijk is.

Het is voor de vetchemie ongetwijfeld belangrijk te onderzoeken in hoeverre de door ons gevonden correlatie- en regressiecoëfficiënten (R t.o.v. J, K en W) ook wat hun grootte betreft overeenkomen met die, welke op grond van de physisch-chemische eigenschappen der afzonderlijke glycerieden mogen worden verwacht. Het is echter niet onze bedoeling ons op dit meer physisch-chemisch terrein te begeven, omdat het ons bekend is, dat dit vraagstuk reeds door anderen wordt bewerkt.

SAMENVATTING

Aan de hand van de analysen van 115 monsters fabrieksboter uit het tijdvak 30 Maart—15 Mei 1939, afkomstig van de boterkeuringen te Zutphen en onderzocht aan het Laboratorium voor Zuivelbereiding en Melkkunde der Landbouwhoogeschool, werden de totale en partiëele correlaties en regressies berekend tusschen het joodgetal, het rhodaangetal, het R.M.W.-getal en het refractometergetal van het botervet.

Alle totale correlaties en vele der partiëele waren van hoogen of zeer hoogen graad. Bij nader onderzoek bleek echter, dat de nauwe samenhang tusschen de genoemde grootheden slechts voor een zeer klein deel wordt veroorzaakt door bijzondere physiologische betrekkingen tusschen de verschillende melkvetbestanddeelen. Niettemin kunnen de opgestelde formules voor practische doeleinden van belang zijn.

RÉSUMÉ

En nous basant sur les analyses de 115 échantillons de beurre de laiterie de la période 30 mars—15 mai 1939, provenant des expertises de beurre à Zutphen et analysés au Laboratoire de laiterie de l'Université agricole

à Wageningen, nous avons calculé les corrélations et les régressions totales et partielles entre l'indice d'iode, l'indice de rhodane (KAUFMANN), l'indice de REICHERT MEISZL et l'indice de réfraction de la graisse de beurre.

Toutes les corrélations totales et beaucoup des partielles étaient d'un degré haut ou très haut. Cependant il s'établit à l'examination minutieuse que les relations étroites entre les indices indiqués ne sont causées qu'en très petite partie par des rapports physiologiques spéciaux entre les divers constituants de la graisse de beurre. Néanmoins les formules établies peuvent être importantes pour des desseins pratiques.