



De bepaling der melkproductiewaarde van runderen

<https://hdl.handle.net/1874/321701>

Ag. 192, 1936

DE BEPALING DER
MELKPRODUCTIEWAARDE
VAN RUNDEREN

J. A. DE BAS

BIBLIOTHEEK DER
RIJKSUNIVERSITEIT
UTRECHT.

DE BEPALING DER
MELKPRODUCTIEWAARDE
VAN RUNDEREN

DE BEPALING DER
MELKPRODUCTIEWAARDE VAN RUNDEREN

JOHAN STEENBERG
1871-1947



Amsterdam, 1911

De uitgeverij van de Koninklijke Akademie van Wetenschappen
in Amsterdam

Diss. Utrecht 1936

DE BEPALING DER MELKPRODUCTIEWAARDE VAN RUNDEREN

PROEFSCHRIFT

TER VERKRIJGING VAN DEN GRAAD VAN
DOCTOR IN DE VEEARTSENIJKUNDE
AAN DE RIJKS-UNIVERSITEIT TE UTRECHT
OP GEZAG VAN DEN RECTOR-MAGNIFICUS
DR W. E. RINGER, HOOGLEERAAR IN DE
FACULTEIT DER GENEESKUNDE, VOLGENS
BESLUIT VAN DEN SENAAT DER UNIVERSI-
TEIT TEGEN DE BEDENKINGEN VAN DE
FACULTEIT DER VEEARTSENIJKUNDE TE
VERDEDIGEN OP DONDERDAG 17 DECEM-
BER 1936, DES NAMIDDAGS TE 4 UUR, DOOR
JOHAN ANTON DE BAS

DIERENARTS TE SAS VAN GENT

GEBOREN TE 'S GREVELDUIN-CAPELLE (N.BR.)



H. VEENMAN & ZONEN - WAGENINGEN

BIBLIOTHEEK DER
RIJKSUNIVERSITEIT
UTRECHT.

Deze twee werken met de wereldwijde bekendheid van de uitgeverij van de Koninklijke Akademie van Wetenschappen en de Koninklijke Akademie van Letteren, die de wetenschap van de natuur en de mensheid van U geroepen heeft.

Deze twee werken zijn de enige die in U. Koninklijke Akademie van Wetenschappen en de Koninklijke Akademie van Letteren, die de wetenschap van de natuur en de mensheid van U geroepen heeft.

Deze twee werken met de uitgeverij van de Koninklijke Akademie van Wetenschappen en de Koninklijke Akademie van Letteren, die de wetenschap van de natuur en de mensheid van U geroepen heeft.

Deze twee werken met de uitgeverij van de Koninklijke Akademie van Wetenschappen en de Koninklijke Akademie van Letteren, die de wetenschap van de natuur en de mensheid van U geroepen heeft.

Aan mijn Moeder
Aan mijn Vrouw en Kind

Bij het voltooien van dit proefschrift is het mij een aangename taak U, Hoogleraren en Oud-Hoogleraren der Veeartsenijkundige Faculteit, dank te zeggen voor het onderwijs, dat ik indertijd van U genoten heb.

In het bijzonder gaat mijn dank tot U, Hooggeleerde VAN DER PLANK, Hooggeachte Promotor, voor den steun en de hulp, welke ik van U mocht ondervinden bij het bewerken van deze dissertatie. Uwe raadgevingen werden door mij steeds zeer gewaardeerd.

Het is mij verder een behoefte mijn oprechten dank te betuigen aan U, zeer geachte Heer JANSSEN, voor de bereidwilligheid, waarmede gij als Directeur der Fokcentrale te Roosendaal het voor dit onderzoek noodige materiaal ter mijner beschikking hebt gesteld.

Voorts mijn dank aan allen, die mij op eenigerlei wijze behulpzaam waren bij de totstandkoming van dit werk.

INHOUD

	Blz.
Inleiding	11

HOOFDSTUK I

Onderzoekingen en methoden tot het bepalen der overerving	13
---	----

HOOFDSTUK II

Beknopt literatuuroverzicht over verschillende uitwendige factoren	28
<i>a.</i> De wisselende jaars- en milieu-invloeden	28
<i>b.</i> De leeftijd	33
<i>c.</i> De leeftijd bij den eersten partus	36
<i>d.</i> De maand van den partus	37
<i>e.</i> Service period	39
<i>f.</i> De lengte der lactatie-periode	42
<i>g.</i> De droogstal	44
<i>h.</i> Het gewicht	45

HOOFDSTUK III

De individueele erfelijkheidsanalyse volgens v. PATOW	47
---	----

HOOFDSTUK IV

Eigen onderzoekingen	52
Het materiaal	52
De uitwendige factoren	54
1. De wisselende jaarsinvloeden	55
<i>a.</i> De berekening van het stalgemiddelde	57

	Blz.
b. Nadere beschouwing en analyse van de stalge- middelen	61
c. De omrekening der absolute opbrengsten op het stalgemiddelde	73
2. De leeftijd	75
3. De leeftijd bij den eersten partus	78
4. De maand van den partus	80
5. De tusschenkalftijd en service period	82
6. De voorafgaande droogstal	85
7. De volgende droogstal	87
Het vaststellen van het productievermogen	90
De klasse-indeeling volgens het productievermogen	93
Het bepalen van het genotype	97
De resultaten	106
Conclusies.	108
Literatuur	110
Bijlage: Tabel met gegevens over de dieren, welke in de voorbeelden bij het bepalen van het genotype zijn ge- noemd.	

INLEIDING

Reeds lang voor er sprake was van een erfelijkheidsleer wisten de praktische veefokkers, dat verschillen in melkproductie bij runderen gedeeltelijk veroorzaakt worden door verschil in erfelijke aanleg. Door selectie, uitsluitend op phenotype, werd gepoogd het aantal dieren met voor genoemde eigenschap gunstigen aanleg te vergrooten. Tot in dezen tijd worden deze pogingen voortgezet, nu echter, dank zij de ontwikkeling der genetica, toegerust met meer begrip voor het wezen, de localisatie en den aard der erfelijke factoren.

In den prae-Mendelistischen tijd werd gepoogd uit massa-waarnemingen regels af te leiden en individuen te onderkennen, die een grootere overervings-„kracht” bezitten dan het gemiddelde van een ras. Ongetwijfeld zijn toen praktische successen verkregen, doch de verbetering, d.w.z. de verhooging der melkproductie, ging langzaam.

Na de her-ontdekking der Mendelsche wetten werd getracht een analyse te verrichten van erfelijke factoren voor melkproductie, wier bestaan werd vermoed. Hierbij deden zich groote moeilijkheden voor in den vorm van een aantal niet-erfelijke omstandigheden, welke grooten invloed op de productie uitoefenen, factoren, welke niet of zeer bezwaarlijk objectief in cijfers zijn uit te drukken. Toch is het voor de praktijk der veeteelt van enorme beteekenis om deze niet-erfelijke factoren te kunnen elimineeren, teneinde een beeld te krijgen van het genotype van een dier en daardoor de fokwaarde te kunnen bepalen.

In een volgend hoofdstuk worden de laatstbedoelde factoren in extenso behandeld.

Ware het mogelijk, alle niet-erfelijke momenten te standaardiseeren, zoodat van een aantal dieren het genotype vergeleken

kon worden, dan restte nog de moeilijkheid om daaruit het aantal erfelijke factoren en de wijze van overerving ervan te bepalen. Deze moeilijkheden zijn eensdeels het gevolg van het feit, dat de eigenschap phenotypisch slechts bij één der beide geslachten voorkomt, anderdeels worden zij veroorzaakt doordat een physiologisch gebeuren, als de lactatie, buitengewoon gecompliceerd is.

Door een der groote genetici, nl. GOLDSCHMIDT, is gezegd, dat wij wel nimmer in staat zullen zijn, een genetische analyse te maken van physiologische eigenschappen. Zelfs voor morphologische kenmerken bij *drosophila* blijken zoovele genen een rol te spelen en kunnen zgn. dominigenen, welke daarneven nog andere functies hebben, ingrijpen in de werking van specifieke genen, dat een analyse van physiologische eigenschappen bij hogere dieren welhaast tot de onmogelijkheden behoort.

Het doel van dit proefschrift is dan ook geenszins een zuivere genetische analyse te verrichten, doch is beperkt tot de bewerking van Nederlandsch materiaal met behulp van de verstrekkende hypothese op dit gebied en wel voor de kwantiteit melk. Wanneer hierbij sprake is van genetische factoren, dan ben ik mij volkomen bewust met hypothetische grootheden te werken, welke ieder op zichzelf nog weer samengesteld kunnen zijn uit een aantal genen. De bedoelde hypothese heeft echter zooveel aantrekkelijks voor de praktijk, terwijl een soortgelijke veronderstelling op ander gebied (overerving melkvetgehalte) reeds bij een onzer grootste stamboeken, Fr. R. S., is ingevoerd, dat het mij wenschelijk voorkwam met behulp ervan een groot materiaal te bewerken.

Alle genetische analyses der melkproductie of wat daarvoor moet doorgaan zijn niet meer dan aan praktisch materiaal getoetste hypothesen.

De vraag zou kunnen rijzen, of de slechts benaderende analyses eenige theoretische of praktische beteekenis hebben.

In de volgende hoofdstukken hoop ik aannemelijk te kunnen maken, dat speciaal de beteekenis voor de praktijk groot kan zijn.

HOOFDSTUK I

ONDERZOEKINGEN EN METHODEN TOT HET BEPALEN DER OVERERVING

In den prae-Mendelistischen tijd werd, nog meer dan tegenwoordig, waarde gehecht aan de correlatie tusschen type van de dieren en melkproductie. Stilzwijgend werd aangenomen, dat bij een bepaalden gedefinieerden lichaamsbouw de productie gunstig was en dat, indien de nakomelingen eenzelfde type vertoonden, ook een goede melkproductie was te verwachten. Bekend zijn o.a. de onderzoekingen van BOGDANOW (1) over het verband tusschen de lichaamsmaten en de productie; eveneens de dissertatie van ZÜRN (2) over de melkteekens der koe. De metingen geschieden meestal volgens de methoden aangegeven door LYDTIN en WERNER (3) in „das Deutsche Rind“.

Ook na 1900 toen de biometrie haar intrede in de veeteelt had gedaan, ontbrak het niet aan pogingen om door middel van metingen en het berekenen van correlatiecoëfficiënten uit te maken welke lichaamsvormen een goed productiedier moest hebben. Een diepgaand onderzoek werd o.a. verricht door onzen landgenoot OVERBOSCH (4) bij een aantal Friesche stamboekdieren.

Hoewel uit deze onderzoekingen vaak waardevolle gegevens voor den dag traden, en er in 't algemeen door werd aangetoond, dat de samenhang tusschen lichaamsbouw en productie, indien al aanwezig, dan toch zoo gering is, dat er voor de praktijk slechts een beperkte waarde aan is te hechten, brachten zij het inzicht in de overerving der melkproductie niet verder.

Ook de bestrijders van dit formalisme, w.o. PORT (5) wel één der felste en bekendste was, konden geen nieuwe wegen aanwijzen op dit gebied. Verder dan het samenstellen van de

uit vele gegevens verkregen gemiddelden van de producties der ouders en der nakomelingen kwam men niet. De invloed der uitwendige factoren werd hierbij vaak niet of onvoldoende tot uitdrukking gebracht.

Door het gebrek aan inzicht in het wezen der overerving konden uit het materiaal slechts vage conclusies worden getrokken.

Bij de teelt werd het systeem gevolgd van de besten met de besten te paren, aanvankelijk geheel op beoordeeling volgens exterieur, later na de invoering van de melkcontrôle met inachtneming der — absolute — productiegegevens.

De vooral onder invloed van DE CHAPEAUROUGE verschenen werken over Individueele Potentie, bloedlijnen en inteelt konden het vraagstuk ook niet verder brengen, daar de wetten van MENDEL nog niet genoeg waren doorgedrongen. Zoo begreep men b.v. niet, dat Individual Potenz en homozygoot voor dominante eigenschappen dezelfde begrippen waren. Wel kon uit deze studies vaak worden geconstateerd, dat een vaderdier de producties van zijn dochters in vergelijking met die der moeders verhoogd had, maar de kern der zaak werd er niet door geraakt. Zoo bewerkte HESSE (6) 148 stamboomen uit de stamboeken van de West-Preussische Herdbuchgesellschaft. Hij ordende zijn materiaal volgens vier groepen naar de plaatsen van herkomst, daarbinnen naar bloedlijnen en daarbinnen weer naar verschillende aftakkingen volgens inteelt. Zijn hoofddoel was na te gaan in hoeverre inteelt funeste gevolgen had, waarbij hij gebruik maakte van lichaamsmaten. Waar hij bij zijn materiaal de beschikking had over gecontroleerde producties trachtte hij ook de overerving na te gaan. In 't algemeen moesten de dieren minstens vijf lactatieperioden hebben om voor het onderzoek in aanmerking te komen. Als maatstaf voor de productiewaarde nam HESSE de gemiddelde absolute volle jaarproductie, waarbij dus begin- en eindlactaties, welke niet met het kalenderjaar samen vielen, werden uitgeschakeld. Werd een dier b.v. in October verkocht dan kwam het laatste jaar niet in aanmerking bij het bepalen van de gemiddelde jaarproductie.

Hij stelde zich voor een antwoord te geven op de vraag: is er een overerving van den aanleg voor melkproductie door den vader? De uitkomsten waren van dien aard, dat HESSE zijn vraag niet definitief kon beantwoorden. Hij kon slechts concluderen, dat het van groot belang is, indien bij de keuze van den stier niet slechts op het exterieur wordt gelet maar vooral ook nagegaan wordt of uit de afstamming van den vader met recht een goede overerving mag worden verwacht.

Nadat men de wetten van MENDEL als basis van de studie der overerving had leeren kennen, meende men — gezien de resultaten in de botanie — ook spoedig het overerven der melkproductie te kunnen verklaren.

Een der eersten, die hiertoe een poging deed was WILSON (7) in 1911. Hij maakte daarbij voornamelijk gebruik van stamboekgegevens van het roode Deensche vee. Het is niet duidelijk in welke mate hij rekening hield met de verschillende uitwendige factoren. Op drie ervan gaat hij echter uitvoeriger in nl.:

1^e de duur van de lactatie-periode. Hij nam een normale lactatie-periode aan, indien er een tijd lag van ongeveer 12 maanden tusschen twee opeenvolgende geboorten.

2^e de wisselende dagelijksche melkgift gedurende een lactatie-periode. De productie zou haar hoogtepunt bereiken ongeveer vijf weken na den partus en dan betrekkelijk snel dalen om na ongeveer tien maanden geheel te eindigen. In het feit, dat er in iedere lactatie een zekere constante verhouding bestaat tusschen het maximum en de totale melkgift, zou een bruikbare index zijn gelegen.

3^e de leeftijd van het dier. Volgens WILSON zou de maximale productie bereikt worden op een leeftijd van ongeveer 7 jaar, aangenomen, dat de eerste partus plaats vindt op 32—33 maanden. De stijging der productie tot het vijfde kalf bedraagt ongeveer 50%.

Uit een variabiliteitscurve van de productie kwam WILSON tot een indeeling van zijn materiaal in drie klassen. Het bleek hem, dat de moeders uit een extreme klasse geen dochters hadden in de andere extreme klasse, maar dat de dochters of-

wel tot dezelfde klasse of tot de middenklasse behoorden. De moeders uit de middenklasse gaven dochters uit alle drie de groepen. WILSON besloot hieruit dat de aanleg voor de melkgift overerft volgens het *Zea*-type. De middenklasse zou de intermediaire heterozygoten bevatten, welke als nakomelingen kunnen hebben dieren der extreme klassen benevens weer intermediaire heterozygoten van de F_2 -generatie. In de extreme klassen zouden de hoge resp. lage typen voor melkproductie zijn ondergebracht.

Als consequentie van deze stelling moest WILSON aannemen, dat ook de mannelijke dieren in drie klassen waren onder te brengen. Daar het gebruikte materiaal hiervoor niet toereikend was, onderzocht hij dit bij Shorthorns en kruisingen daarvan. Het resultaat was, dat inderdaad ook de stieren in drie klassen zijn te groepeeren.

WILSON gaf de mogelijkheid aan, dat de hoofdklassen in onderklassen zijn te splitsen. Zooals reeds gezegd, blijkt niet uit de gegevens van WILSON, in welke mate en op welke wijze hij andere dan de genoemde uitwendige factoren uitschakelde. Ook maakt hij geen melding van een eventueele koppeling van factoren.

Pogingen om het vraagstuk zuiver biometrisch te behandelen werden voornamelijk gedaan van Amerikaansche zijde o.a. door PEARL (8). Deze legde er den nadruk op, dat de mate van overerving der melkproductie slechts kan worden bepaald uit de producties der nakomelingen. De producties werden gecorrigeerd voor de niet-genetische factoren als leeftijd en maand van den partus en wel volgens tabellen, door PEARL zelf opgesteld. De overervingswaarde van den stier, dus het genotype, kon volgens PEARL worden bepaald door de gemiddelde producties der moeders en der dochters te vergelijken. Hij legt aan zijn onderzoek dus hetzelfde beginsel ten grondslag als de schrijvers over de stieren-indices, waarop verder in dit hoofdstuk nader zal worden ingegaan.

Op deze basis werd een groot materiaal uit het Jersey Registry of Merit biometrisch bestudeerd, waarbij alle lactaties wer-

den omgerekend op den leeftijd van 8 jaar. Indien er meer lijsten van een dier bekend waren, werd slechts dat contrôlejaar genomen, hetwelk het dichtst bij den 8-jarigen leeftijd lag. Het onderzoek betrof ook de zonen van den stier. Ook hiervan werd de fokwaarde berekend en, indien er meer zonen waren, het gemiddelde genomen. In totaal werden 224 stieren onderzocht. Het bleek, dat de verkregen resultaten vaak bij de zonen en de dochters van den stier verschillend waren, hetgeen v. PATOW doet opmerken, dat hierin het vermoeden schuilt, dat deze wijze van bepaling van het genotype niet juist kan zijn. Ook het feit, dat voor de bepaling van het genotype van den stier het phenotype van de moeder als een der grondslagen genomen wordt, doet eigenaardig aan. De onderzoekingen van PEARL en zijn medewerkers met deze methode hebben waarde voor het in 't algemeen vaststellen van het vermogen van den stier om de productie over te erven, doch zij gaan niet individueel op.

Dat de overerving der melkproductie ook kan worden beschouwd uit een oogpunt van correlatie tusschen de producties der ouders en die der nakomelingen, werd o.a. betoogd door GOWEN (9). In zijn in 1924 verschenen werk gaf hij de resultaten van een door hem ingesteld onderzoek bij Advanced Registry dieren van het Holstein-Friesian ras. Hij corrigeerde de producties voor den leeftijd volgens door hem opgestelde normen, waarbij die melklijst werd genomen, welke het dichtst bij den 8-jarigen leeftijd lag. Hij berekende eerst de correlatie tusschen de producties van volle zusters, waarvan er 302 in zijn materiaal voorkwamen. Hij kwam tot een correlatiecoëfficiënt van $0,548 \pm 0,027$, dus een hooge. Er bestaat dus, volgens GOWEN, een groote overeenkomst tusschen de melkgift van volle zusters.

Hij bepaalde ook de correlatiecoëfficiënt tusschen de producties van halfzusters met denzelfden vader om op deze wijze den invloed van den vader op de productie te leeren kennen. Deze correlatiecoëfficiënt was $0,362 \pm 0,015$; er was dus een goede overeenkomst tusschen de producties van deze zusters, hoewel natuurlijk in mindere mate dan bij de volle zusters.

Door middel van een analyse kwam GOWEN tot de slotsom,

dat de directe invloed van den stier op de producties van de dochters overeenkwam met een correlatiecoëfficiënt van 0,5. Hij merkt daarbij op: „the effect of the sire is then approximately the same as the effect of the dam”.

De correlatie bij halfzusters met dezelfde moeder was $0,381 \pm 0,033$, dus practisch hetzelfde als bij halfzusters met denzelfden vader.

Tusschen de producties der moeders en die der dochters was de correlatiecoëfficiënt $0,497 \pm 0,021$ en wel nagenoeg gelijk bij jonge en oudere dieren, zoodat de overerving der melkgift zoowel op jongen als op rijperen leeftijd even uitgesproken is.

Hij bepaalde nog de volgende correlaties tusschen de producties van:

Kleindochters met eenzelfden grootvader van vaderszijde:

$0,070 \pm 0,014$.

Kleindochters met eenzelfden grootvader van moederszijde:

$0,244 \pm 0,016$.

Kleindochters en de grootmoeder van moederszijde:

$0,307 \pm 0,047$.

Kleindochters en de grootmoeder van vaderszijde:

$0,258 \pm 0,038$.

De conclusie van GOWEN was, dat de invloed der beide ouders gelijk is en dat de grootouders de helft van den invloed der ouders hebben. Dit komt dus neer op de erfelijkheidswet van GALTON.

GOWEN meent, in overeenstemming met de theorie van WODSEDALEK, dat de stier 37 chromosomen heeft, waarvan één het geslachtschromosoom is en de andere dus 18 paar autosomen vertegenwoordigen. Het geslachtschromosoom zou zijn verkregen van de moeder, de andere 36 voor de helft van elk der ouders. De zonen krijgen dus 19 chromosomen van de moeder en 18 van den vader, terwijl de dochters van elk der ouders één geslachtschromosoom en 18 andere chromosomen zouden ontvangen. De vrouwelijke dieren hebben dus 38 chromosomen.

De ouders geven dus een gelijk aantal chromosomen, nl. 19

aan hun dochters, wat een gelijk aandeel van de ouders in de overerving doet verwachten. Deze verwachting komt overeen met het resultaat van de correlatieberekening van GOWEN.

Volle zusters zouden, op grond van deze theorie, $19\frac{1}{2}$ chromosomen gelijk hebben en wel één geslachtschromosoom en 9 andere chromosomen van den vader en 9 chromosomen met $\frac{1}{2}$ geslachtschromosoom van de moeder. Daar ze dus een halve chromosoom meer gemeen hebben met elkander dan moeders en dochters (deze hebben er immers 19 gemeen) zullen de producties van volle zusters een hoogere correlatiecoëfficiënt vertoonen dan die van moeders en dochters. Ook dit, zegt GOWEN, komt overeen met de gevonden getallen.

Zoo bepaalt GOWEN ook het aantal gemeenschappelijke factoren voor halfzusters met denzelfden vader of dezelfde moeder en meent hierin telkens een bevestiging te vinden voor de juistheid van zijn gevonden correlatiecoëfficiënten.

Tegen zijn methode kan worden ingebracht, dat zijn conclusies wellicht gelden voor gemiddelden uit veel materiaal, maar vaak niet individueel opgaan. Bovendien kan het aantal chromosomen, verkregen van de ouders, gelijk zijn zonder dat de in de chromosomen gelegen factoren gelijkwaardig zijn.

Een bijdrage over den invloed zoowel van den vader als de moeder op de melkproductie meent GOWEN ook gevonden te hebben in de kruisingsproeven, welke door PEARL begonnen en door hem zijn voortgezet.

Er werd gekruist met drie groepen nl. Holstein-Friesians met een hooge melkgift en laag vetgehalte, Jersey en Guernsey groep met middelmatige melkgift en hoog vetpercentage en Aberdeen-Angusgroep met lage melkgift en een vetpercentage ongeveer gelijk aan de Jerseygroep.

Bij kruising van de groep met hooge melkgift en die met middelmatige melkgift was de melkgift der crossbreeds intermediair tusschen de twee groepen, het meest overhellende naar de hooge groep. Bij kruising der hooge groep met de lage waren de producties der nakomelingen intermediair tusschen de twee groepen, meer overeenkomend met de middelmatige groep.

Werd de groep met de middelmatige melkgift gekruist met die met lage melkgift, dan waren de nakomelingen weer intermediair tusschen de twee ouderlijke groepen.

De experimenten bewezen, dat de overerving der melkproductie plaats vindt door middel van multiple factoren, terwijl GOWEN er ook de conclusie uit trok, dat het mogelijk is, een dier, dat voor de overerving der melkgift heterozygoot is, door kruising zijn nakomelingen een melkgift te laten produceeren, welke die van een dier van een betrekkelijk zuiver ras zeer nauw nabij komt.

Vooraf van Amerikaansche zijde is getracht, de overervingscapaciteit van den stier uit te drukken door middel van een zgn. stieren-index. Het principe, waarop deze indices berusten, is, dat het verschil tusschen de gemiddelde producties van moeders en dochters de prestatie van den stier aangeeft.

Een zeer bekende hieronder is de door GOODALE (10) te Mount Hope Farm uitgewerkte index.

GOODALE meende door zijn methode een bezwaar, dat men tegen een stieren-index kan aanvoeren, te hebben ondervangen. Dit bezwaar is, dat, bij aanvaarding van het genoemde verschil als maatstaf voor de prestaties van den stier, een vaderdier, gepaard met zeer goede koeien, in het nadeel is bij een stier van gelijke capaciteit, gepaard met slechte moederdieren.

De door hem berekende zgn. „breeding“-index komt erop neer, dat de gemiddelde producties van de moeders worden vermeerderd of verminderd met het verschil in gewicht tusschen dit gemiddelde en de gemiddelde productie der dochters al naar dit laatste meer of minder bedraagt dan het eerste.

GOODALE grondde de formule voor zijn index op kruisingsexperimenten tusschen rassen van verschillende productiviteit, o.a. op de proeven van GOWEN. Bij deze kruisingen zijn de producties der nakomelingen intermediair tusschen die der ouders, doch de gemiddelde productie der crossbreds ligt niet precies op de helft van het gemiddelde der ouders. Het gemiddelde voor de kwantiteit melk ligt nl. dichter bij het gemiddelde van het hoogst produceerende ras. Door berekening werd uit-

gemaakt, dat de gemiddelde kwantiteit melk, verkregen bij kruising, gelijk is aan het gemiddelde van het laagst produceerende ras, vermeerderd met $\frac{7}{10}$ van het verschil tusschen de gemiddelden der beide gekruiste rassen. Hiervan nu maakte GOODALE gebruik bij het opstellen van zijn stieren-index.

De producties worden eerst herleid tot die bij eenzelfde leeftijd; daarna wordt van de moeders en de dochters de gemiddelde productie bepaald. De index nu is het gemiddelde van de productie der moeders plus 1,4 maal het verschil tusschen het gemiddelde der dochters en der moeders, indien tenminste het gemiddelde der dochters grooter is.

Is het gemiddelde der dochters kleiner, dan wordt de index verkregen door 3,3 maal het verschil af te trekken van het gemiddelde der moeders, b.v.:

Gemiddelde van de dochters	is 12.000 pounds
Gemiddelde van de moeders	is 10.000 pounds
	2.000 pounds

Index = 10.000 + (2.000 × 1,4) = 12.800.

Gemiddelde van de moeders	is 12.000 pounds
Gemiddelde van de dochters	is 10.000 pounds
	2.000 pounds

Index = 12.000 — (2.000 × 3,3) = 5.400.

Volgens GOODALE zou bij een overerving door meerdere factoren een exacte analyse volgens Mendelsche wetten practisch niet bruikbaar zijn.

In het Journal of Ministry Agricult. verscheen in 1931 een artikel van SCOTT (11), waarin deze een index voorstelde, welke door hem was nagegaan bij een materiaal van 300 stieren en 4000 koeien te South Devon. Hij gaat uit van de zeer eenvoudige stelling, dat de ouders elk de helft van hun capaciteit op de nakomelingen overbrengen. SCOTT zegt: „thus it can be said, that a 1000 gallon bull mated to an 800 gallon cow will probably produce a 900 gallon son or daughter. Conversely it may be argued, that daughters that average 900 gallons and are from dams, that averaged 800 gallons were sired by bulls

whose „index” was 1000 gallons”.

Deze methode tot de bepaling van de overbrengingscapaciteit voor melkproductie is volgens SCOTT voor den fokker voldoende, indien tenminste de berekeningen op een voldoende aantal individuen zijn gebaseerd.

SCOTT zag het belang van zijn index voornamelijk hierin, dat op deze wijze ook van een jongen stier, welke nog geen dochters heeft, kan worden nagegaan, welke zijn capaciteit ongeveer zal zijn. Behalve met de producties der moeder en grootmoeder kan nu ook gerekend worden met de prestaties van vader en grootvader.

Door middel van een diagram toonde SCOTT aan, dat in 8 van de 10 gevallen berekeningen met zijn index een betrouwbare indicatie gaven voor de te verwachten prestaties van een jongen stier. Het 9e geval gaf een aanmerkelijke fout en het 10e was geheel onbetrouwbaar.

Hoewel dus lang niet volmaakt, kan volgens SCOTT zijn index van veel hulp zijn bij de selectie. Een andere, meer exacte en uitvoerige methode om de fokwaarde van den stier te bepalen uit zijn afstamming is aangegeven door den Amerikaan RICE (12). Hij noemt zijn index den pedigree-index. RICE merkt terecht op, dat de Mount Hope- en andere indices slechts te bepalen zijn voor stieren, welke reeds een aantal dochters met melklijsten hebben, dus slechts voor mannelijke fokdieren van minstens 5 of 6 jaar. Ook deze schrijver stelt zich op het standpunt, dat de gemiddelde capaciteiten der nakomelingen liggen tusschen het productievermogen van de moeder en dat van den vader.

Hij begint met het berekenen van den index van den vader van den stier in kwestie. Hij berekent deze uit de gemiddelde producties van de moeders en de dochters en het verschil daar tusschen. De gevonden index is de fok-index van dezen stier. Vervolgens wordt bepaald de fok-index van de moeder van den jongen stier en wel uit de producties van de dochters van deze koe en de fok-index van hun vaders. De gemiddelde productie der dochters wordt vermeerderd of verminderd met het verschil

tusschen de opbrengst van de dochters en de fok-index van hun vaders al naar gelang deze opbrengst hooger of lager is dan deze fok-index. Het resultaat is de fok-index van de koe.

Dan worden bepaald de fok-index van den vader dezer koe, benevens de gemiddelde productie van de koe zelf.

Het gemiddelde nu van de volgende drie waarden:

de gemiddelde productie van de koe,

de fok-index van de koe en

de fok-index van den vader van de koe

is de overervings-index van de koe (dus van de moeder van den jongen stier).

Vervolgens worden berekend de indices van de beide grootvaders en grootmoeders van den betrokken jongen stier en het gemiddelde dezer indices bepaald. Wij zullen dit gemiddelde y noemen en het gemiddelde van den fok-index van den vader van den stier en de overervings-index van zijn moeder duiden we aan met x .

Op grond van het feit, dat de ouders meer invloed zullen hebben op de capaciteit van den stier dan zijn grootouders wordt het gemiddelde x met 6 vermenigvuldigd en het gemiddelde y met 4. De te zoeken pedigree-index van den stier is dan $\frac{6x + 4y}{10}$ kg.

Volgens RICE bleek bij contrôle, dat de afwijking tusschen de werkelijke producties der dochters van den onderzochten stier en de producties, welke volgens de indices waren te verwachten, 5,1% bedroeg.

Bij een onderzoek, dat WIBBENS deed bij eenige N.R.S.-stieren, waarbij hij alle producties omrekende op een leeftijd van 6 jaren en alle lijsten op een periode van 365 dagen, kwam hij tot slechts geringe afwijkingen. In overeenstemming met het Amerikaansche materiaal werden de opbrengsten herleid op 4 maal per dag melken.

Het zal nog nader moeten worden uitgemaakt in hoeverre de stieren-indices een middel kunnen zijn om op practische en toch betrouwbare wijze de fokwaarde van een stier te beoordeelen. Waar het echter gaat om een genetische voorstelling van

het genotype zal de index achterstaan bij een erfelijkheidsanalyse.

Een dergelijke analyse is in Duitschland toegepast door VAN PATOW (13—14). Deze analyse was individueel, m.a.w. er werd bij de bewerking van het materiaal meer den nadruk gelegd op het individu zelf dan op het zonder meer algemeen toepassen van normen en correcties voor de niet-erfelijke factoren.

Volgens de door v. PATOW opgestelde hypothese is in de gameten bij alle dieren steeds een homozygoten grondfactor aanwezig zonder welke ze dus het vermogen zouden missen om melk te produceeren. Behalve door dezen grondfactor wordt de kwantiteit melk bepaald door nog drie factoren, welke diploid aanwezig zijn en elk in dezelfde mate de productie kunnen doen stijgen.

Als gevolg van dit aantal factoren kwam v. PATOW ertoe zijn materiaal na een voorafgaande individuele voorbereiding te verdeelen in zeven klassen al naar gelang het aantal factoren, hetwelk de verschillende dieren volgens hun productiviteit bezitten. De laagste klasse bevatte dus slechts den grondfactor, terwijl in de gameten der dieren met de beste productie alle factoren voor kwamen. De indeeling van de producties in zeven klassen was volgens v. PATOW verantwoord, gezien de verkregen overeenstemming met de verdeling na ontwikkeling van het binomium $(1 + 1)^6$.

Bij de bewerking van de producties met het oog op de niet-genetische invloeden legde v. PATOW grooten nadruk op het belang van een stalgemiddelde voor elk jaar. Hij berekende al de producties op den dag van den tusschenkalftijd, d.i. den tijd tusschen twee opeenvolgende geboorten, om ze daarna om te rekenen op het stalgemiddelde. Dit laatste diende om de wisselende jaarsinvloeden wat betreft weersgesteldheid, voeding, verzorging van het vee enz. zooveel mogelijk te elimineeren.

Het gelukte v. PATOW en enkele zijner medewerkers door middel van deze hypothese bij een aantal mannelijke en vrouwelijke dieren het genotype te bepalen, zonder dat zich een tegenspraak van beteekenis voordeed.

VAN PATOW kon uit zijn materiaal niet concluderen of er al of niet koppeling van factoren plaats had. Enkelen zijner medewerkers toonden echter bij ander materiaal aan, dat in het raam dezer hypothese althans, koppeling moest worden uitgesloten.

BUCHANAN SMITH (15) wees op de mogelijkheid, dat sommige der factoren, welke bij de overerving der melkproductie betrokken zijn, geslachtsgebonden zouden overerven. Hij en zijn medewerkers hebben getracht dit aan te toonen door middel van correlaties, waarbij hun 5000 melklijsten ten dienste stonden afkomstig van 1518 koeien.

De lijsten werden voor den leeftijd gecorrigeerd, waarna het gemiddelde van de gecorrigeerde bruikbare lijsten van een koe aangenomen werd als haar productiewaarde. Lactaties beneden 245 en boven 365 dagen werden hierbij uitgesloten.

De volgende correlatiecoëfficiënten voor de producties werden berekend:

vader en dochter	0,451 ± 0,0138
moeder en dochter.	0,418 ± 0,038
kleindochter en grootvader van vaderszijde	0,259 ± 0,0163
kleindochter en grootvader van moederszijde	0,478 ± 0,0134
kleindochter en grootmoeder van vaderszijde	0,049 ± 0,061
kleindochter en grootmoeder van moederszijde	0,131 ± 0,053

De correlatie bij mannelijke familieleden kan wat betreft de melkproductie niet op directe wijze bepaald worden; SMITH deed dit door een indirecte methode.

In het bovenstaand lijstje valt op de lage correlatiecoëfficiënt tusschen kleindochter en grootvader van vaderszijde in verhouding met die tusschen kleindochter en grootvader van moederszijde. Daar een geslachtsgebonden eigenschap niet kan overgaan van den grootvader van vaderszijde op zijn kleindochters, zag SMITH in het opmerkelijke verschil tusschen de beide genoemde correlaties een bewijs voor het sex-linked overerven van sommige factoren.

Het onderscheid tusschen zijn correlatiecoëfficiënten en die van GOWEN verklaart SMITH, behalve uit het verschil in methode bij de berekening der indirecte correlaties, ook uit het ver-

schillend materiaal. Zoo was de gemiddelde melkgift bij het materiaal van GOWEN 2000 gallons en bij SMITH slechts 900 gallons. De geringe correlatie tusschen kleindochters en haar grootmoeders schrijft SMITH toe aan het feit, dat de meeste producties der grootmoeders afkomstig zijn uit den tijd, dat de contrôle nog pas in de kinderschoenen stond. SMITH hecht aan deze bijkomstige omstandigheden niet veel waarde. De hoofdzaak voor hen is het genoemde verschil:

„the lower degree of correlation to the paternal grandsire than to the maternal grandsire, which is the main point in an enquiry into the possibility of any sex-linked inheritance stands out fairly clearly”.

Uitgaande van de stelling, dat bij een niet-geslachtsgebonden overerving de zonen en de dochters de vaderlijke eigenschappen in ongeveer gelijke mate meebrengen, terwijl bij geslachtsgebondenheid van eenige factoren de zonen dit niet in dezelfde mate doen als de dochters, tracht SMITH door middel van een directe correlatieberekening zijn meening dan nog nader te bewijzen.

Hij stelde twee correlatietabellen op, nl. een tusschen de producties van de dochters van den stier en die van de kleindochters van vaderszijde en een tweede tusschen de producties van de dochters en die van de kleindochters van moederszijde. Op deze manier kon een directe vergelijking worden gemaakt tusschen den invloed van een stier als grootvader van vaderszijde en als grootvader van moederszijde.

SMITH kreeg de volgende correlaties:

Dochters van den stier en kleindochters van vaderszijde:
 $0,253 \pm 0,07$.

Dochters van den stier en kleindochters van moederszijde:
 $0,322 \pm 0,041$.

Hoewel hij toegeeft, dat de gebruikte methode voor deze correlatieberekening mathematisch niet geheel te verantwoorden is, versterkt de uitkomst hem toch in zijn overtuiging, dat geslachtsgebonden factoren een zekere rol spelen bij de overerving der melkproductie.

Het kan niet de bedoeling zijn in een studie als de onderhavige uitvoerig in te gaan op de zeer uitgebreide literatuur, welke voornamelijk de laatste 25 jaren over dit onderwerp is verschenen. In dit overzicht is slechts getracht de hoofdlijnen, waarlangs dit onderzoek zich heeft bewogen, in het kort aan te geven.

Er zij nog vermeld, dat in dit proefschrift de bepaling van het genotype voor de melkproductie is verricht met gebruikmaking van de door v. PATOW aangegeven hypothese.

HOOFDSTUK II

BEKNOPT LITERATUUROVERZICHT OVER VERSCHILLENDE UITWENDIGE FACTOREN

In dit hoofdstuk zal een beknopt literatuuroverzicht worden gegeven over de volgende uitwendige invloeden, welke met den erfelijken aanleg voor melkproductie de werkelijk verkregen opbrengst bepalen. Dit zijn:

- a. de wisselende jaars- en milieu invloeden;
- b. de leeftijd;
- c. de leeftijd bij den eersten partus;
- d. de maand van den partus;
- e. de tijd vanaf den partus tot de volgende bevruchting (service period);
- f. de lengte der lactatie-periode;
- g. de tijd van droogstaan;
- h. het levend gewicht der dieren.

a. *De wisselende jaars- en milieu-invloeden.*

In het begin dezer eeuw verscheen een studie van de Zweedsche onderzoekers HÖGSTRÖM & SEDERHOLM over de schommelingen van het vetgehalte der melk. In dit werk, waarvan een uitvoerige bespreking werd gegeven door HERMES (16), werd voor de eerste maal getracht de wisselende jaarsinvloeden vast te leggen in een zekere stalgemiddelde. Dit geschiedde om de erfelijke waarde voor melkproductie te bepalen; de vergelijking met het stalgemiddelde had ten doel alle jaars- en milieu invloeden (die in éénzelfde stal gelijk of ongeveer gelijk geacht mogen worden) uit te schakelen.

Dit gebeurde op deze wijze, dat per bedrijf de totale hoeveelheid melk in een jaar verkregen, werd gedeeld door het aantal

lactatie-perioden in dat jaar. Op dezelfde wijze werd berekend de gemiddelde hoeveelheid melk per lactatieperiode over het aantal jaren, waarover het onderzoek liep.

Voor elk jaar werd nu de gemiddelde hoeveelheid melk per lactatie-periode uitgedrukt in procenten van het gemiddelde over het totaal aantal jaren. Het bleek HÖGSTRÖM uit een opgestelde curve, dat de schommelingen tusschen de gemiddelde producties in de verschillende jaren veel geprononceerder tot uiting kwamen bij aanname van het „Erntejahr” als basis van de jaaropbrengsten dan bij de opbrengstberekening volgens het kalenderjaar. In dit laatste geval was het verloop der curve zeer gelijkmatig. Daar de invloed van het krachtvoeder buiten beschouwing kon blijven (dit was in de 8-jarige periode, waarover het onderzoek liep, zeer konstant) wees deze grootere fluctuatie er volgens de schrijvers op, dat de kwantiteit en kwaliteit van den oogst veel invloed op de melkproductie had.

HÖGSTRÖM nam het oogstjaar van 1 Juni—31 Mei; dit zal natuurlijk samengaan met klimaat der betreffende streek.

Afgezien van deze poging, welke niet direct de aandacht heeft getrokken kan als de grondlegger van de stalgemiddelde berekening worden beschouwd J. PETERS uit Königsberg (17). Bij zijn onderzoek over de overerving der melkgift had PETERS de beschikking over contrôle-gegevens van 28 jaren. Hij werkte slechts met één bedrijf om zooveel mogelijk dezelfde voorwaarden te hebben wat betreft verzorging en voeding der dieren. Het bleek hem bij dit onderzoek, dat de absolute bedragen voor een dergelijke studie niet in aanmerking kunnen komen. Nam hij deze absolute producties als maatstaf en berekende hij daaruit de gemiddelde jaaropbrengsten, dan kon hij aan de hand daarvan in het tijdsverloop waarover de gegevens liepen verschillende perioden onderscheiden. Hij ging na of het verschil in melkopbrengsten in deze perioden was toe te schrijven aan een sterk wisselende verzorging der dieren of aan een verschillende genetische samenstelling. Om deze vraag te beantwoorden ging hij den invloed der vaderdieren na, zoekende of het verschil was te verklaren door het inbrengen van zeer goede dieren of

het uitschakelen van zeer slechte melkgeefsters. Het bleek hem hierbij, dat indien hij rekening hield met het absolute verschil tusschen de producties van moeders en dochters, hij tot foutieve conclusies kwam over de fokwaarde der vaderdieren. Volgens deze absolute getallen werden stieren, die in werkelijkheid vaak beter waren voor minder aangezien dan andere en omgekeerd.

PETERS achtte het aannemen van een stalgemiddelde onmisbaar voor een vergelijking van producties, welke in verschillende jaren gegeven worden. Hij meent echter, althans in dit werk, te kunnen volstaan met het absolute verschil tusschen de afzonderlijke producties en het stalgemiddelde in het betrokken jaar te nemen als maatstaf voor de erfelijke productiewaarde.

In een later werk gaat PETERS (18) verder in op dit thema. Ook hier betoogt hij de onbruikbaarheid van absolute producties bij een onderzoek, dat over verschillende jaren loopt. Om zijn standpunt nader toe te lichten geeft hij productiegegevens uit drie verschillende streken, welke ten deele in den oorlogs- en naoorlogstijd werden verkregen. Bij aanwending der absolute opbrengsten zouden de dieren, welke van 1917—1919 werden gecontroleerd veel te laag worden getaxeerd. Dit zou ook het geval zijn met de stieren, waarvan de dochters gedurende dien tijd onder contrôle stonden. PETERS meent, dat een stalgemiddelde berekening voldoende nauwkeurig is, indien het betrokken bedrijf minstens 20 dieren telt.

v. PATOW (13) onderzocht volgens zijn eerste werk over de overerving der melkproductie een bedrijf, waarin gedurende 50 jaar contrôle werd verricht. Bij een berekening van het stalgemiddelde over dit tijdsverloop kwam hij tot een bedrag van 8 kg melk per dag. Deze opbrengst nam hij als maatstaf voor de omrekening van de producties op het stalgemiddelde. Hij stelde de volgende formule op:

$$\text{omgerekend bedrag} = \frac{8 \times \text{het absolute bedrag}}{\text{stalgemiddelde}}$$

v. PATOW wijkt dus in zooverre van PETERS af, dat deze laatste het *verschil* tusschen het stalgemiddelde en het absolute bedrag als basis neemt en v. PATOW de *verhouding*. Bij zijn later onder-

zoek nam v. PATOW (14) in plaats van 8 kg als norm een opbrengst van 10 kg melk, waardoor de berekeningen eenvoudiger werden. Het op het stalgemiddelde omgerekende bedrag is dus volgens deze formule gelijk aan het bedrag, hetwelk het betrokken dier zou hebben gegeven, indien het stalgemiddelde gedurende den betreffenden tijd steeds 10 kg melk had bedragen.

v. PATOW ging na, welk aandeel de door de wisselende jaarsinvloeden veroorzaakte variabiliteit had in de totale variabiliteit van de melkgift gedurende het betreffende tijdsverloop.

Hij constateerde bij zijn materiaal, dat deze variabiliteit *tusschen* de jaren ongeveer de helft bedroeg van de variabiliteit der opbrengst *in* de jaren; deze laatste schreef hij voornamelijk toe aan de wisselende genetische samenstelling van het bedrijf.

LEBERL (19) voerde een verdere analyse uit van de variabiliteit van het stalgemiddelde over verschillende jaren, teneinde biometrisch het aandeel der wisselende jaarsinvloeden in de totale variabiliteit te bepalen. Voor 2 bedrijven, waar de voeding en verzorging van het vee gedurende een aantal jaren betrekkelijk gelijkmatig waren geweest, kwam zij tot een variabiliteit *tusschen* de verschillende jaren van resp. 19,5 en 15,4 % (uitgedrukt in procenten van de totale variabiliteit). De variabiliteit *in* de jaren bedroeg hier dus resp. 80,5 en 84,6%. Vooral deze laatste stal had zich in den loop der jaren aangepast aan de wisselende conjunctuur. Al naar gelang den melkprijs werden goede melkgeefsters bijgekocht en de eigen teelt beperkt of omgekeerd. Vandaar de sterk wisselende genetische samenstelling, welke tot uiting komt in het hooge percentage voor de variabiliteit *in* de jaren. In een 3de stal waren de bedrijfsvoorwaarden aan sterke schommelingen onderhevig geweest, hetgeen bleek uit de groote fluctuatie van het stalgemiddelde. Op grond hiervan konden duidelijk 3 perioden worden onderscheiden: een vóór-oorlogsche periode met betrekkelijk intensieve voeding, een oorlogs- en na-oorlogsperiode met schrale voeding en een latere periode met allengs weer betere voeding. Wat de teelt betreft, werd op dit bedrijf voornamelijk met eigen vee gefokt. De ana-

lyse gaf hier een variabiliteit *tusschen* de jaren van 65,8% en in de jaren van 34,2%. Het sterk wisselen der voedingsverhoudingen in de verschillende jaren tegenover de betrekkelijk geringe genetische schommelingen kwam hier dus wel goed tot uiting. Afgezien van deze abnormale verhoudingen meent ook LEBERL, dat in 't algemeen de door de wisselende jaarsinvloeden veroorzaakte variabiliteit aanmerkelijk geringer is dan die, veroorzaakt door wisselende genetische samenstelling.

In een bespreking van de resultaten van LEBERL merkte v. D. PLANK (20) op, dat de omstandigheden in ons land ongunstiger zijn voor een dergelijke berekening dan in Duitschland met zijn vele groote bedrijven. Hij oppert de mogelijkheid om het aandeel der milieu invloeden in de totale variabiliteit eenerzijds en dat, veroorzaakt door de genetische schommelingen anderzijds, in ons land te berekenen door het samenvoegen van eenige kleinere stallen. Deze zouden dan moeten zijn gelegen in dezelfde streek, waar ongeveer gelijk gevoederd wordt.

Een diepgaand onderzoek naar de factoren, welke de variabiliteit van het stalgemiddelde in de verschillende jaren beïnvloeden, werd ingesteld door SCHUBERT (21). Hij had als studiemateriaal 1050 contrôlegegevens. Door middel van een regressie berekening stelde hij vast, welke samenhang er bestond tusschen resp. hoeveelheid toegediend krachtvoeder, de hooi-opbrengst en de weersgesteldheid eenerzijds en het stalgemiddelde anderzijds. Hoewel de gegevens, voornamelijk die betreffende de weersgesteldheid, tamelijk ruw waren opgenomen, bleek toch duidelijk, dat er een nauwe overeenkomst bestond tusschen het stalgemiddelde en elk der genoemde 3 factoren. Vooral het krachtvoer bleek grooten invloed te hebben op het stalgemiddelde. SCHUBERT zegt: „Man dürfte überhaupt nicht fehl gehen, wenn man heutzutage, neben der erblichen Veranlagung für die Milchleistung, allgemein das Kraftfutter und seine Zuteilung als für die Höhe des Stalldurchschnittes ausschlaggebend betrachtet. Um so mehr ist es daher nötig, den Stalldurchschnitt als Vergleichsmasstab heranzuziehen”.

SCHUBERT ging ook den invloed na van een aantal andere

factoren op het stalgemiddelde nl. maand van den partus, leeftijd bij den eersten partus, droogstal, service period en den leeftijd. Zijn conclusie was, dat bij een voldoende aantal dieren, welke medewerken aan het opstellen van het stalgemiddelde, al deze factoren voor zich de variabiliteit ervan in zoo geringe mate beïnvloeden, dat ze bij de bruikbaarheid van het stalgemiddelde als maatstaf voor vergelijking geen gewicht in de schaal leggen. De leeftijd was dan nog het meest van invloed.

b. De leeftijd

Over den invloed van dezen belangrijken factor zijn veel onderzoeken verricht. In het algemeen komen deze neer op de door PEARL geformuleerde wet over leeftijd en lactatie. Volgens deze wet neemt de productie toe met den leeftijd en wel in een voortdurend afnemende mate tot een bepaald maximum is bereikt; na overschrijding van dezen top daalt de melkgift bij verderen leeftijd weer in voortdurend toenemende mate. Deze daling is geringer dan de aanvankelijke stijging.

HAMMOND en SANDERS (22) bestudeerden den invloed van den leeftijd bij een materiaal van 1410 lactaties van Shorthorns. Nadat de producties waren gecorrigeerd voor kalfmaand en service period werden de gemiddelde totale opbrengsten van de 1ste en 2de lactatie berekend. Het verschil hiertusschen werd daarna uitgedrukt in procenten van de gemiddelde opbrengst in de 1ste lactatie. Het verschil tusschen de gemiddelde opbrengsten van de 2de en 3de lactatie werd op dezelfde wijze uitgedrukt in procenten van de gemiddelde totale opbrengst in de 2de lactatie enz. De schrijvers elimineerden op deze manier productieveverschillen, welke hun oorzaak vonden in de selectie. Ze kregen de volgende correcties:

	%
1e lactatie	+30
2e „	+18
3e „	+10
4e „	+ 4
5e „	—

d.w.z.: Bij de melkhoeveelheid in de eerste lactatieperiode moet gemiddeld 30% bijgevoegd worden om de productie op volwassen leeftijd te kennen, bij die in de tweede lactatieperiode 18% enz.

GOWEN (9) zag bij Advanced Registry dieren de wet van PEARL bevestigd. Hij beschikte over 2580 gegevens van Holstein-Friesians; de leeftijd varieerde van $1\frac{1}{2}$ tot $15\frac{1}{2}$ jaar. Hij maakte leeftijdsklassen met een half jaar klasseverschil; het klasseverschil voor de productie was 1000 pounds.

Uit de gemiddelde opbrengsten in de verschillende klassen berekende GOWEN een logaritmische curve met de volgende vergelijking:

$$\gamma = 9432 + 2069,6\alpha - 128,9\alpha^2 + 1548,4 \log (\alpha - 1,25),$$

waarin γ = melkgift en α = leeftijd van het dier in jaren. Uit deze vergelijking kon worden berekend, op welken leeftijd de maximale productie bij zijn materiaal viel. Dit was op 8 jaren, 4 maanden en 29 dagen. De schommeling in de melkgift bleek gering tusschen $6\frac{1}{2}$ en $9\frac{3}{4}$ jaar, doch de productie op dezen leeftijd was aanmerkelijk hooger dan die op 5-jarigen leeftijd. De standaardleeftijd nam GOWEN op 8,25 jaar. Bijgaande tabel geeft den factor aan, waarmede de productie moet worden vermenigvuldigd om ze te herleiden tot dezen standaardleeftijd.

Leeftijd	Factor voor correctie	Leeftijd	Factor voor correctie	Leeftijd	Factor voor correctie
1,75	1,562	7	1,014	12,5	1,134
2,—	1,480	7,5	1,006	13	1,175
2,5	1,365	8	1,001		
3	1,282	8,5	1,000		
3,5	1,217	9	1,002		
4	1,166	9,5	1,009		
4,5	1,125	10	1,018		
5	1,091	10,5	1,032		
5,5	1,064	11	1,050		
6	1,043	11,5	1,073		
6,5	1,026	12	1,101		

BOSMA (23) onderzocht den invloed van den leeftijd bij Friesch stamboekvee. Om te voorkomen, dat het materiaal teveel vari-

eerde, nam hij voor elken leeftijd dezelfde dieren; de verkregen gemiddelden werden op deze wijze betrouwbaarder. Hij moest hiertoe gegevens hebben van dieren, welke een aantal jaren achtereen regelmatig hadden gekalfd; dit aantal lactaties nam hij op 7. Om den invloed der verschillende jaren zooveel mogelijk te neutraliseeren, waren de geboortedata der dieren over een zoo groot mogelijk aantal jaren verdeeld. Bovendien werden voor de wisselende invloeden — er waren oorlogsjaren bij — correcties aangebracht volgens gegevens van het Stamboek.

De dieren moesten vanaf hun jeugd bij denzelfden veehouder zijn geweest om zooveel mogelijk overeenstemming in voeding en verzorging te waarborgen. Op deze wijze kon BOSMA beschikken over een materiaal van 452 koeien, geboren in 10 verschillende jaren en elk met 7 bekende melkopbrengsten. Het gemiddelde van deze 7 opbrengsten werd op 100 gesteld en de melkgift op elken leeftijd uitgedrukt in procenten daarvan. Hij kreeg dan de volgende getallen:

Lact. periode	Gemidd. (afgerond)	%	Lact. periode	Gemidd. (afgerond)	%
1	72		5	110	
2	85		6	114	
3	98		7	114	
4	106				

Volgens deze tabel zou dus een Friesche stamboekkie in het algemeen haar hoogtepunt bereiken met 8 à 9 jaar. BOSMA zag geen verschil in den invloed van den leeftijd bij goede en slechte melkgeefsters; hij meent dat de stijging der productie met den leeftijd een raseigenschap is. Bij vergelijking van zijn resultaten met die van HANSEN, die het maximum bereikt zag bij 9 jaar en die van ATTINGER concludeert hij dat een hoogproduceerend ras een duidelijker stijging vertoont dan een laagproduceerend.

SANDERS (24) kwam bij zijn studie over de verschillende uitwendige invloeden tot de slotsom, dat de productie stijgt tot de 6e lactatie. Uitgaande van dezen standaard kwam hij tot de volgende correcties:

	%		%
1e lactatie	+30,6	6e lactatie	+ —
2e „	+18,-	7e „	+ 1,4
3e „	+ 9,3	8e „	+ 4,8
4e „	+ 3,7	9e „	+10,4
5e „	+ 0,7	10e „	+18,5

v. PATOW (14) meent, dat ook de invloed van den leeftijd niet volgens normen, doch individueel bezien moet worden. De oorzaak van de individueele verschillen ligt volgens v. PATOW in den verschillende erfelijke aanleg ook voor dezen factor.

c. De leeftijd bij den eersten partus

In 1909 werd door KRONACHER (25) een onderzoek ingesteld naar de toenmaals gangbare meening, dat een eerste partus op betrekkelijk laten leeftijd de productie ongunstig zou beïnvloeden. Hij nam zijn dieren uit 2 streken met verschillende bodemgesteldheid nl. 56 uit Weihestephan en 48 uit Erching. In 't algemeen waren zijn resultaten een bevestiging van bovenstaande meening; vooral was dit bij dieren met een intensieve voeding in hun jeugd het geval. Echter kreeg hij ook aanzienlijke verschillen.

In een studie van GAUDE (26) over de verhouding tusschen lichaamsmaten en melkproductie brengt de schrijver ook den invloed van dezen factor ter sprake. Het gelukte hem niet een bepaalde lijn in de verhouding melkgift en leeftijd bij den eersten partus te onderkennen.

Hij meent dan ook dat deze invloed van geen belang is voor de productie.

SPANN (27) publiceerde in 1921 een artikel, waarin hij een overzicht geeft van de verschillende uiteenlopende opvattingen over deze kwestie. Ook hij maakt melding van de oude stelling, dat een vroegtijdige bevruchting een hoogere productie zou geven. Zoo noemt hij een artikel van RIEDLE in 1909 verschenen in het *Milchwirtschaft Zentralblatt*, waar deze opvatting in wordt gehuldigd. Daartegenover staan onderzoekingen in Amerika, welke erop wijzen, dat de eerste partus op jongen leeftijd de

melkgift ongunstig beïnvloedt. SPANN bespreekt een onderzoek aan het landbouwkundig proefstation in den staat Missouri over een tijdsverloop van 22 jaren. Onder een aantal van 95 dieren werd de hoogste productie waargenomen bij die dieren, welke tusschen 19 en 23 maanden waren bevrucht. Bij bevruchting op 11 maanden en vroeger was de melkgift aan den lagen kant.

Een ander experiment in den staat Connecticut werd verricht met 10 koeien, waarvan er 5 werden bevrucht op 16 maanden en 5 op 28 maanden. Gedurende de 2 eerste lactatie-perioden was er een belangrijk verschil in melkgift ten gunste van de dieren, welke laat waren bevrucht. Eerst in de 3e lactatieperiode waren de producties der beide groepen tamelijk gelijk. SPANN zelf bewerkte ruim 700 gegevens uit het werk van GAUDE. Hij vond tot op zekere hoogte een bevestiging der Amerikaansche resultaten; hij meende echter toch nog geen definitief standpunt te kunnen innemen.

HUNSDÖRFER (28) zag bij zijn curven een stijging van de productie tot den leeftijd van $2\frac{3}{4}$ jaar; viel de eerste partus later dan was er een tamelijk sterke daling. Een analyse bewees hem, dat de invloed van den leeftijd bij het eerste kalf slechts een klein deel van de totale variabiliteit uitmaakte.

d. *De maand van den partus*

Door alle schrijvers over dezen factor wordt groote nadruk gelegd op den invloed van de voeding. Sterk komt dit tot uiting bij BECKER (29) die over dit onderwerp een dissertatie schreef. Volgens dezen schrijver is het verschil in invloed van de respectievelijke kalfmaanden in wezen een verschil tusschen de voeding in den zomer en die gedurende de stalperiode. Is de voeding in den staltijd schraal en tijdens den weidetijd goed, dan ligt de beste maand van kalven tegen het voorjaar. Bij omgekeerde voedingsverhoudingen is ze gelegen bij het begin van den winter.

SANDERS (24) vergeleek de uitwerking van het kalven in de verschillende maanden op de productie in 2 districten van

Engeland nl. Penrith en Norfolk. Hij koos juist deze beide streken uit om het grootte verschil in bedrijfsomstandigheden. Penrith is nl. hoofdzakelijk een graslanddistrict, terwijl in Norfolk voornamelijk akkerbouw beoefend wordt. In dit laatste district is dus wintervoer van eigen bodem rijkelijk voorhanden. De sterk uiteenlopende gesteldheid der beide districten komt duidelijk tot uiting in de frequentie van het aantal geboorten in de verschillende jaargetijden. In Penrith met overwegenden grasgroei vallen de meeste geboorten in het voorjaar, terwijl dit voor Norfolk in den herfst het geval is.

SANDERS berekende gemiddelde lactatiecurven van al de dieren, die in de verschillende maanden kalfden; hij kreeg dus voor de beide districten series van 12 lactatiecurven. Bij vergelijking tusschen de beide districten bleek:

- 1e dat de productie gedurende het geheele jaar in Norfolk meer uniform was, hetgeen toe te schrijven is aan de betere voedingsvoorwaarden in den winter;
- 2e dat de voorwaarden voor hooge productie te Penrith vergelijkenderwijze van Februari tot April slecht waren;
- 3e dat de stijging der productie met de komst van het voorjaar te Penrith later viel, en komende na een periode van geringe productie in de curven sterker tot uiting kwam dan te Norfolk.

SANDERS trekt hieruit de conclusie, dat in streken met akkerbouw de beste maanden voor den partus zijn October tot Februari. Het betere wintervoer doet immers de lactatie op peil blijven gedurende dit seizoen. In streken met meer grasland ligt de beste tijd vroeger. De correcties, welke SANDERS geeft voor Norfolk zijn op zichzelf niet hoog; ze variëren percentsgewijze van +7 voor Juni tot -4,7 voor October. Er bestond in dit opzicht zoo goed als geen verschil tusschen de verschillende rassen waarvan het materiaal afkomstig was, evenmin was dit het geval tusschen goede en slechte melkgeefsters.

De meening van SANDERS wordt bevestigd door een onderzoek van ZWAGERMAN (30) in Zeeland. In deze provincie met

akkerbouw op zware gronden vond hij de volgende verhoudingen voor de melkgift na kalven in de verschillende maanden:

Januari	103,5	Juli	89,6
Februari	103,7	Augustus	98,4
Maart	101,2	October	101,9
April	100,1	November	103,5
Mei	95,8	December	105,6
Juni	90,8		

Behalve aan de voeding is de invloed van de kalfmaand volgens ZWAGERMAN ook toe te schrijven aan de uitwerking welke ze heeft op het tijdperk der bevruchting en dus op den duur der lactatie. De dieren, waarbij de partus in het begin van den winter valt, worden moeilijker bevrucht dan die welke in 't voorjaar kalven. Ook geschiedt de bevruchting dikwijls later uit een economisch oogpunt; de melk is in den winter duurder. In 't algemeen brengt een partus in den herfst en in den winter dus een langere lactatie-periode mede en dus ook een hoogere totale productie.

BUCHHOLZ (31) constateerde een vrijwel gelijkblijven der productie bij een verschil in de maand van den partus. Hij meent dan ook dezen factor te kunnen uitschakelen bij het bepalen van de productiewaarde van een dier.

BOSMA (32) schat de uitwerking welke de verschillende seizoen-invloeden op de productie in het normale bedrijf hebben op basis van waargenomen afwijkingen. Zoo stelt hij dezen invloed voor Januari—Februari op -6% .

e. *Service period*

SANDERS gaf aan het tijdsverloop tusschen partus en de volgende bevruchting den naam van service period.

In het onderzoek, dat HAMMOND en SANDERS (22) in 1923 publiceerden over het effect van verschillende uitwendige factoren op de productie, kwamen zij tot een standaard voor de s.p. van 100 dagen. Dit kwam dus overeen met een tusschenkalftijd van ruim 1 jaar (2—3 weken meer). De bevruchting veroorzaakte een daling van de productie, welke begon in de

16e—20e week van de graviditeit. Zij zagen ook een zekere verhouding tusschen s.p. en leeftijd en wel een korter worden van de s.p. tot kort na het 3e of 4e kalf; daarna werd de s.p. weer langer tot na het 6e of 7e kalf.

In het Journ. Agricult. Science van 1927 wijdde SANDERS (33) een aparte studie aan de lengte van den tusschenkalftijd. Een periode van 1 jaar zou, in overeenstemming met de gangbare meening, de beste tusschenkalftijd zijn; de ideale s.p. is dan 85 dagen. SANDERS kwam tot de slotsom, dat de gemiddelde wekelijksche opbrengst het hoogste is, indien de tusschenkalftijd niet minder bedraagt dan een jaar en niet meer dan 13 maanden.

In zijn standaardwerk over den invloed en het uitschakelen van verschillende niet-genetische factoren gaat SANDERS (24) nogmaals uitvoerig in op dezen factor. Hij maakt verschil tusschen den invloed van de s.p. op de productie bij primipara en bij oudere koeien. De voor beide categorieën door hem gevonden correlatiecoëfficiënten verschillen echter te weinig met elkander om daaraan veel waarde te hechten. Ze zijn nl.:

s.p. en totale productie bij primipara $r = 0,444 \pm 0,018$

s.p. en totale productie bij oudere dieren $r = 0,407 \pm 0,010$

Ook in deze studie stelt SANDERS de standaardwaarde voor de s.p. op 85 dagen. Hij zag geen verschil van eenige beteekenis tusschen de gemiddelde lengte van de s.p. bij goede en slechte koeien. Bij een klasseverschil van 20 dagen en een standaard van 85 dagen voor de s.p. kwam hij tot de volgende correcties:

s.p. in dagen	primipara %	oudere dieren %
0-19	+28,2	+33,9
20-39	+18,4	+21,3
40-59	+10,6	+11,9
60-79	+ 4,2	+ 4,6
80-99	- 1,1	- 1,1
100-119	- 5,5	- 5,9
120-139	- 9,2	- 9,7
140-159	-12,4	-12,9
160-179	-15,2	-15,5
180-199	-17,6	-17,8

s.p. in dagen	primipara	oudere dieren
	%	%
200-219	-19,7	-19,7
220-239	-21,5	-21,4
240-259	-23,1	-22,8
260-279	-24,5	-24,1
280-299	-25,8	-25,1

Uit de tabellen blijkt, dat het verschil tusschen de 2 groepen slechts gering is; vooral voor de lange s.p. is dit het geval.

GAINES en PALFREY (34) onderzochten den invloed van den duur van den tusschenkalf tijd aan de hand van materiaal van LANGMACK. Ze toetsten hieraan tevens de meening van MATSON, die er op gewezen had, dat al mag een korte tusschenkalf tijd gunstig zijn voor een hooge gemiddelde melkgift gedurende de loopende lactatie, ze echter de volgende lactatie-periode ongunstig beïnvloedt.

Hun gegevens waren afkomstig van 186 dieren van het roode Deensche ras; de partus had bij deze koeien bij de eerste kalveren normaal en regelmatig plaats gehad. De 186 dieren waren gedistribueerd over 13 verschillende bedrijven.

Zij kwamen tot het resultaat, dat er in 't algemeen een negatieve correlatie is waar te nemen tusschen de lengte van den tusschenkalf tijd en de gemiddelde melkgift gedurende de loopende lactatie en een positieve correlatie tusschen den duur van den tusschenkalf tijd en de productie in de volgende lactatie-periode. De verhoudingen waren echter onregelmatig en de correlatiecoëfficiënten klein. Indien de 1e tusschenkalf tijd terwille van den leeftijdsinvloed werd uitgesloten, waren de correlatiecoëfficiënten resp.:

$$r = -0,134 \pm 0,018 \text{ en } r = 0,142 \pm 0,018$$

Het kleine voordeel bij een korte tusschenkalf tijd voor de loopende lactatie-periode gaat dus in de volgende lactatie geheel verloren.

Het bleek hun, dat de tusschenkalf tijd verlengd kan worden tot 18 maanden en de s.p. dus tot ± 180 dagen zonder dat de gemiddelde dagproductie zoowel voor deze als voor de volgende lactatie-periode er ongunstig door beïnvloed werd.

Ook BUCHHOLZ en HUNSDÖRFER houden den invloed van een lange s.p. op de productie voor gering.

f. *De lengte der lactatie-periode.*

De duur van de lactatie wordt veelal voor een betere vergelijking van opbrengsten herleid tot een gelijke periode.

Reeds FLEISCHMANN (35), die in 1891 een zeer exacte studie schreef over het dagelijksche onderzoek van de melk gedurende de geheele lactatie van een aantal koeien, koos voor een vergelijking van de prestaties zijner proefdieren denzelfden lactatietijd en wel een van 300 dagen. Ook in ons land wordt een tijd van ongeveer 10 maanden beschouwd als de gemiddelde lactatie-periode.

Door andere onderzoekers wordt de lactatie weer berekend voor een andere periode o.a. een van 365 dagen; GOWEN deed dit in zijn onderzoek over den invloed van den leeftijd en in zijn studie over de overerving.

v. PATOW (14) oppert de mogelijkheid, dat de aanleg voor een lange of korte lactatie-periode erfelijk zou zijn bepaald. De lactatieduur vormt slechts een deel van den tusschenkalf-tijd, waarvan de lengte in werkelijkheid bepaald wordt door de lengte van de service period. Hij geeft aan een herleiding, waarbij de productie berekend wordt op den dag van den tusschenkalf-tijd, de voorkeur boven een gemiddelde per lactatiedag.

Ook PEARL (8) is van meening, dat de normale lactatieduur individueel varieert en behalve door voeding en verzorging in hoofdzaak erfelijk is vastgelegd.

In het verloop van de lactatiecurve is vaak aanleiding gevonden de productiewaarde van het dier te bepalen.

GAVIN (36) meende, dat hiervoor 3 waarden in aanmerking konden komen en wel:

- 1e de gemiddelde dagelijksche melkgift van de 5e—12e week na den partus,
- 2e de maximale dagproductie,
- 3e de maximale dagproductie, welke minstens 3 maal werd bereikt of overschreden.

Hij gaf aan dit laatste criterium de voorkeur boven het 2e, daar één maximale productie teveel door het toeval wordt beïnvloed. Het bleek GAVIN, dat deze 3 maal bereikte of overschreden opbrengst zeer goed bruikbaar was als maatstaf voor de capaciteit. Hij noemde deze waarde het Revised Maximum of afgekort R.M. Het Revised Maximum zou het voordeel hebben, dat het minder aan variabiliteit onderhevig is dan de totale productie. Verder hebben 2 belangrijke uitwendige factoren als lactatieduur en service period er geen invloed op, terwijl ook de milieu-invloeden er weinig effect op hebben. Een praktisch voordeel is ook, dat een koe reeds korten tijd na den partus er mede kan worden beoordeeld.

Ook SANDERS (37) ging na in hoeverre de vorm van de lactatiecurve voor elk individu in een enkel getal was aan te geven.

Hij stelde een tabel op voor de gemiddelde totale melkgift en de gemiddelde maximale dagproductie in de verschillende maanden van het jaar; voor elke maand berekende hij het quotiënt dezer waarden. Deze quotiënten zijn dus de standaardverhoudingen voor de verschillende maanden tusschen de gemiddelde totale productie en de gemiddelde maximale dagproductie.

SANDERS bepaalt nu het quotiënt van de totale melkgift en de maximale dagproductie van elk individu en deelt vervolgens deze uitkomst door de voor de betreffende kalfmaand geldende standaardverhouding. Hij noemt deze eindwaarde Shape Figure (S.F.) en meent dat dit getal voor een deel uitdrukking geeft aan de genetische waarde van het individu:

„the variation of individual S.F.'s was found to be less than that of all cows taken together i.e. the shape of the curve, though largely determined by environmental factors, is due partly to a genetic characteristic of the cow.”

In een studie in 1930 trachtte SANDERS (38) nader in het verloop van de lactatiecurve een maatstaf te vinden voor de productiewaarde. Hij constateerde, dat in de curve 2 veranderlijke grootheden zijn te onderkennen nl.:

1e het te bereiken maximum van de productie,
2e de mate van daling der productie na dezen curvetop.

Deze laatste waarde noemt hij „the persistency” van de productie, hetgeen dus zeggen wil de mate van aanhouden der melkgift nadat het maximum is bereikt.

Volgens SANDERS nu is er een zekere constante verhouding tusschen het aanhouden der productie, de maximale productie en de totale melkgift, welke verhouding hij aldus uitdrukt:

$$\text{persistency} = \frac{\text{total yield in lactation}}{\text{maximum yield}}$$

Door de persistency uit te drukken door middel van een Shape Figure, zooals boven aangegeven, schakelde hij den invloed van de kalfmaand uit. SANDERS meent, dat deze verhouding, zij het eenigszins ruw, toch wel te gebruiken is als een maatstaf.

g. De droogstal

Over dezen factor is in vergelijking met de andere uitwendige invloeden betrekkelijk weinig geschreven.

SPANN (8) vond in 1910 de volgende normen, waarbij dus de maximale productie lag bij een droogstal van 50—60 dagen.

droogstal in dg.	melkgift %	droogstal in dg.	melkgift %
0-10	88	60-70	98
10-20	91	70-80	95
20-30	92	80-90	93
30-40	95	90-100	92
40-50	98	boven 100	83
50-60	100		

HAMMOND en SANDERS (22) stelden een curve op voor de totale producties en den droogstal met een klasseverschil van 20 dagen. De curve was gebaseerd op 711 lactaties. De totale producties werden eerst gecorrigeerd voor kalfmaand, service period en leeftijd.

Daar de gemiddelde duur van den droogstal 85 dagen bleek te zijn werd deze tijd genomen als standaard. De schrijvers merkten hierbij op, dat in andere deelen van Engeland deze duur aanzienlijk korter is.

Het bleek, dat een zeer korte droogstal de melkgift aanmerke-

lijk verlaagt; een langdurige periode van droogstaan daarentegen verhoogt de productie slechts in geringe mate. Een dergelijke ervaring werd opgedaan door andere onderzoekers. HAMMOND en SANDERS meenen, dat de invloed, welke de droogstal op de totale productie uitoefent, afhangt van de voeding na den partus; hoe beter de voeding hoe geringer het effect van dezen factor. Zij houden een minimum rustperiode van 40 dagen voor noodzakelijk.

In zijn onderzoek te Norfolk nam SANDERS (24) als standaard een tijd van 40 dagen voor den droogstal. Hij vond, dat bij jonge dieren de invloed van den droogstal op de productie grooter is dan bij ouderen; tusschen goede en slechte dieren was vrijwel geen verschil, evenmin tusschen de verschillende rassen.

SANDERS geeft de volgende correcties voor dezen factor:

droogstal in dg.	2e lact. %	andere lact. %
0-9	+25,1	+14
10-19	+15,2	+ 8,8
20-29	+ 8	+ 4,7
30-39	+ 2,8	+ 1,5
40-49	- 1,3	- 1,2
50-59	- 4,4	- 3,3
60-69	- 6,4	- 5
70-79	- 8,8	- 6,5
80-89	-10,4	- 7,6
90-99	-11,7	- 8,6
100-109	-12,7	- 9,4
110-119	-13,5	-10,1
boven 120	-14,8	-11,7

h. Het gewicht

Over de vraag of het levend gewicht der dieren invloed uitoefent op de melkgift loopen de meeningen nogal uiteen. In het algemeen kan echter worden opgemerkt, dat de onderzoekingen over correlaties tusschen lichaamsmaten en producties hebben uitgemaakt, dat de correlaties (indien al aanwezig) dan toch geen praktische waarde hebben.

Ook GAUDE (26) die een onderzoek instelde bij ruim 700

dieren, moest concludeeren, dat aan dergelijke metingen weinig waarde is toe te kennen.

GOWEN (9) verkreeg een aanmerkelijke correlatie tusschen zijn melkopbrengsten — berekend op 7 dagen — en het gewicht.

Daarentegen meent ZWAGERMAN (30) dat er binnen een zuiver ras geen correlatie tusschen melkgift en het gewicht bestaat. Hij onderzocht daartoe materiaal van BOSMA bestaande uit 452 dieren. De opbrengsten zijn de gemiddelden van 7 lactatieperioden, terwijl de maten genomen werden op een leeftijd van 30—60 maanden. Hij kreeg de volgende correlatiecoëfficiënten:

schouderhoogte en melkopbrengst	0,055 ± 0,47
romplengte en melkopbrengst	0,011 ± 0,05

Werden de maten voor den gemiddelden leeftijd van 40 maanden berekend, dan waren deze cijfers resp.: 0,090 ± 0,48 en 0,092 ± 0,047.

HOOFDSTUK III

DE INDIVIDUEELE ERFELIJKHEIDSANALYSE VOLGENS VAN PATOW

De in het vorige hoofdstuk behandelde niet-erfelijke factoren moeten, teneinde alleen de genetische factoren te kunnen beoordeelen en eventueel analyseeren, uitgeschakeld worden.

We hebben gezien, dat voor een aantal milieu-invloeden gemiddelde correcties aan te brengen zouden zijn. De eenvoudige toepassing van een dergelijke gemiddelde correctie zou weliswaar geheel objectief kunnen geschieden, doch v. PATOW geeft de voorkeur aan een meer subjectieve, volgens hem meer logische wijze van corrigeeren.

Wanneer van een bepaalde koe meer dan één melklijst bekend is, zou de productiewaarde van deze koe berekend kunnen worden door de opbrengsten per lactatie-periode streng volgens de gevonden correcties om te rekenen en vervolgens een gemiddelde te nemen van deze omgerekende opbrengsten. Hij beoordeelt echter, na toepassing van de gemiddelde correcties, de verkregen waarden eerst, neemt allerlei omstandigheden in aanmerking en geeft dan aan het betreffende dier een productiewaarde cijfer. Door bijzondere omstandigheden zou van 4 melklijsten er b.v. één sterk kunnen afwijken van de 3 anderen; deze ééne lijst wordt dan buiten beschouwing gelaten.

v. PATOW neemt als grondslag voor de berekening van het productievermogen de absolute opbrengst per dag van den tuschenkalftijd. Hij rekent dan, zooals in het 1e hoofdstuk is aangeduid, alle productiegegevens om op het stalgemiddelde van de jaren, waarin de productie is verkregen. Bij deze omrekening wordt de tijd van den droogstal gevoegd bij de volgende

lactatie, terwijl bij primipara de 3 maanden voor den partus bij de lactatie worden getrokken. Door den tijd van voorbereiding tot een lactatie-periode te rekenen, wordt deze milieufactor tegelijk gecorrigeerd.

Voor elke aldus verkregen periode wordt nagegaan welke stalgemiddelden erbij betrokken zijn en voor welk gedeelte elk er van bijdraagt aan den geheelen tusschenkalftijd. Uit het aandeel van elk der betrokken stalgemiddelden wordt dan het uiteindelijk stalgemiddelde berekend, waarop de absolute productie moet worden herleid.

v. PATOW berekende het aandeel der stalgemiddelden aan den betreffenden tusschenkalftijd tot op een maand nauwkeurig; zijn leerlingen en navolgers meenden te kunnen volstaan, met een nauwkeurigheid tot op een kwart jaar.

De geschetste gang van zaken zal in het volgende hoofdstuk aan eenige voorbeelden nader worden duidelijk gemaakt.

Ten einde te komen tot een bruikbare methode voor de bepaling van het genotype was het noodig, dat v. PATOW een werkhypothese opstelde. Hij ging daarbij uit van de stelling dat, hoe gecompliceerd de overerving der melk-productie ook lijkt en hoeveel factoren er ook bij betrokken schijnen te zijn, er toch in hoofdzaak slechts 3 complexen van eigenschappen zijn, welke de productie beïnvloeden en wel:

- 1e de gesteldheid van den uier zelf nl. grootte, verhouding tusschen klier- en bindweefsel en voornamelijk de kwaliteit van het klierweefsel. Deze eigenschappen bepalen de capaciteit van den uier om de aangevoerde stoffen in melk om te zetten en de geproduceerde melk in voldoende mate te bergen. Verder zullen ze de grootte en hoedanigheid van de toevoerwegen beïnvloeden.
- 2e de bloedsomloop, de stofwisseling en de innervatie in het algemeen. Vooral bij een energiek functioneerend orgaan als de uier is de capaciteit van bloed en bloedvaten tot het aanvoeren van zuurstof en de benodigde voedingsstoffen van veel gewicht.
- 3e het systeem der klieren met interne secretie.

Op grond van deze overwegingen en van het feit, dat een analyse als deze practischer zal uit te voeren zijn bij aanneming van een gering aantal factoren, stelde v. PATOW zijn hypothese op. Hij neemt dus naast een grondfactor welke in de gameten van elk dier steeds aanwezig is en een zekere „Mindest-Milchleistung” waarborgt, nog drie andere factoren paren aan.

De 3 factoren zijn homomeer; ze verhoogden de melkgift dus in gelijke mate.

v. PATOW vindt steun voor de aanneming der 3 factoren in zijn verkregen resultaten.

De dieren worden nu nadat hun productiewaarde op de reeds beschreven wijze is bepaald, verdeeld in 7 klassen al naar het aantal factoren, dat de melkgift verhoogt (klassen van 0—6). Deze klasse-indeeling steunt v. PATOW op een overeenstemming bij vergelijking met de ideale verdeling volgens het binomium $(1 + 1)^6$ door middel van de χ^2 -methode (vergelijking met de fouten curve van GAUSZ).

Uit de klassen, waartoe moeders en dochters behooren, wordt de klassewaarde van den stier berekend, waarbij v. PATOW uiting van de dieren, welke naar het aantal hunner factoren slechts één splitsingsmogelijkheid voor hun gameten hebben. Deze wijze van werken zal in het volgend hoofdstuk uitvoeriger worden toegelicht en aan de hand van eenige voorbeelden uit het eigen materiaal worden gedemonstreerd.

Op deze wijze gelukte het v. PATOW en zijn navolgers om van een groot aantal stieren en vrouwelijke dieren het genotype te bepalen zonder dat de hypothese in ernstige tegenspraak kwam met de feiten.

v. PATOW toetste zijn analyse aan dieren uit 10 verschillende bedrijven, waaronder verschillende rassen voorkwamen. In het geheel had hij voor zijn onderzoek de beschikking over gegevens van 4045 koeien. Het gelukte hem van 145 der 357 onderzochte stieren het genotype vast te stellen; hun formule kwam overeen met de productie van hun dochters. Het bleek hem, dat slechts een klein gedeelte der stieren tot een werkelijk hooge klasse

behoorden (4e of 5e resp. 13,8 en 13,1%); het hoogste percentage viel in de midden-klasse.

In de klassen 2, 3 en 4 was er in 3,5% der gevallen een tegenspraak, indien althans koppeling der factoren werd aangenomen. Het ging hier voornamelijk over gevallen, waar slechts de 1e tusschenkalf tijd ter beschikking was of waar slechts één tusschenkalf tijd in aanmerking kwam.

v. PATOW paste zijn hypothese ook toe bij elite materiaal van PEARL; ook hier liet zich de analyse doorvoeren.

LEBERL (19) gebruikte de Patowsche methode bij een op hooge melkproductie gedreven bedrijf te Zieckau, waar — behoudens de oorlogsjaren — intensief met krachtvoer gevoederd werd. Haar materiaal is klein nl. 140 koeien met te zamen 415 tusschenkalf tijden. De individueele bewerking van de gegevens geschiedt op dezelfde wijze als bij v. PATOW; alleen trekt zij bij de omrekening der absolute producties op het stalgemiddelde de 3 aan den partus voorafgaande maanden bij den lactatietijd in plaats van den voorafgaanden droogstal. Het gelukte aan LEBERL om van 6 stieren de overervingsformule te bepalen zonder in tegenspraak te komen met de producties der nakomelingen. Slechts in 2 gevallen waren de producties der dochters niet in overeenstemming met de klasse der moeders. Het ging hier echter over dieren waarvan slechts de 1e tusschenkalf tijd voor de analyse bruikbaar was.

Zij vond een duidelijke aanwijzing, dat bij deze hypothese geen koppeling der factoren moest worden aangenomen.

Op dezelfde wijze als v. PATOW en LEBERL onderzocht HUNSDÖRFER (28) de overerving van de melkproductie bij een aantal koeien van het Zweedsche Fjällras. Ook bij dit, in vergelijking met de door v. PATOW en LEBERL onderzochte dieren, zeer zeker primitief ras, kon HUNSDÖRFER de individueele erfelijkheidsanalyse doorvoeren. Hij toonde daarbij aan, dat dit in veel gevallen alleen mogelijk is, indien factorenkoppeling wordt uitgesloten.

Nadat de abnormale tusschenkalf tijden waren uitgesloten, bleven voor de analyse nog 170 dieren over afstammende van

24 stieren. Van deze konden er slechts 7 tot een bepaalde klasse worden teruggebracht, daar de andere te weinig dochters hadden; deze 7 stieren behoorden tot de middenklassen (klasse 1—3).

BUCHHOLZ (31) nam verschillende kleinere bedrijven te zamen en berekende daarvoor een gemeenschappelijk stalgemiddelde. Hij betrok in zijn onderzoek 12 bedrijven, dicht bij elkander gelegen in de buurt van Fehrbellin en alle bestaande uit minder dan 20 gecontroleerde dieren. De voeding en verzorging van het vee was ongeveer gelijk. Tevens werd bij de 12 genoemde bedrijven nog een stal gevoegd op veel grooteren afstand; de bodemgesteldheid op dit laatste bedrijf verschilde nogal met de andere.

Het onderzoek had betrekking op 360 koeien en liep slechts over 11 jaren. BUCHHOLZ kon dan ook maar van een gering aantal stieren de juiste klassewaarde bepalen nl. van 3.

Voor een groot aantal vrouwelijke dieren echter stelde hij het genotype vast. De hypothese van v. PATOW bleek hier dus ook bruikbaar te zijn niettegenstaande de samenvoeging van bedrijven.

Hij trachtte ook de erfelijkheidsanalyse door te voeren op grond van de producties volgens het contrôlejaar inplaats van die volgens tusschenkalftijden. Het contrôlejaar liep van 1 Mei—30 April. Ook deze op den dag van het contrôlejaar berekende absolute producties werden herleid op het stalgemiddelde. Hoewel hem bleek, dat ook met deze gegevens de analyse bruikbaar is, constateerde BUCHHOLZ toch, dat voor een grootere nauwkeurigheid de productieberekening volgens den tusschenkalf-tijd de voorkeur verdient.

HOOFDSTUK IV

EIGEN ONDERZOEKINGEN

HET MATERIAAL

Ons land kent geen veehoudersbedrijven, welke elk op zichzelf voldoende materiaal opleveren voor een onderzoek als het onderhavige. In dit werk zijn dan ook een aantal stallen tezamen genomen en beschouwd als één bedrijf. Bij het zoeken ervan werd als voorwaarde gesteld, dat de bedrijfsomstandigheden, zooals voeding en verzorging der dieren, zooveel mogelijk met elkander overeenkwamen. Het opstellen van een gemeenschappelijk stalgemiddelde vraagt deze overeenkomst in bedrijfsvoorwaarden. Waar de leiding der verschillende bedrijven niet dezelfde is, kan deze overeenstemming natuurlijk slechts tot op zekere hoogte worden benaderd; kleine verschillen in onderdeelen van het bedrijf zullen altijd blijven bestaan. Een wèloverwogen keuze zal echter een zoo groot mogelijke gelijkheid waarborgen.

De bedrijven zullen moeten liggen in dezelfde streek op niet te grooten afstand van elkaar, zoodat overeenkomst van bodemgesteldheid van de weide en hoedanigheid van het zelfgeteelde voeder is te verwachten. Verder zal de contrôle der producties op dezelfde wijze dienen te geschieden.

Uitgaande van deze overwegingen, viel de keuze op een 10-tal veehoudersbedrijven, aangesloten bij de Fokcentrale „Roosendaal”. De stallen zijn gelegen in de omgeving van Roosendaal en hebben, volgens de verkregen inlichtingen, vrijwel dezelfde bedrijfsvoorwaarden.

De Fokcentrale werd opgericht 10 Mei 1918 uit een aantal Fok- en Contrôle-vereenigingen, welke reeds een aantal jaren

binnen het werkgebied der „Coöp. Fabrieken van Melkproducten „Het Anker” waren werkzaam geweest. Het voortdurend toenemen dier vereenigingen, zoodat de contrôle op den duur niet meer kon geschieden door het fabriekspersoneel zonder schade voor de fabrieken, was aanleiding tot de oprichting der Centrale. Bovendien maakte het ontbreken van goede en voortdurende leiding het oprichten van een centrale vereeniging wenschelijk.

De door mij gekozen bedrijven waren van den aanvang af lid der Fokcentrale; van te voren maakten zij reeds deel uit van Contrôle-vereenigingen.

Het bedrijf in deze streek is gemengd; in het wintervoer wordt voor een groot deel voorzien door eigen producten van den akkerbouw. De dieren komen meestal in het begin van Mei in de weide, alnaar de weersomstandigheden vroeger of later. Reeds spoedig, vanaf ongeveer half Juni, wordt in de betrokken bedrijven op de weide lijnkoek bijgevoerd. De staltijd begint tegen November; indien het weer dit toelaat wordt het vee lang op de weide gehouden in verband met het buiten voederen van de koppen der verbouwde mangelwortels. Het stalvoer bestaat uit stroo, hooi, mangelwortels en de ingekuilde koppen daarvan, knolrapen, knolgroen en krachtvoer. Vroeger bestond dit laatste voornamelijk uit lijnmeel, later werd het samengesteld en maakten, naast lijnmeel, cesam-, cocos-, maismeel enz. er deel van uit. De verstrekte hoeveelheid krachtvoer hangt af van de melkgift; in het algemeen wordt op de besproken bedrijven voor de eerste 5 à 6 liter geen krachtvoer gegeven, vervolgens voor elke 4 à 5 liter melk 1 kg.

De contrôle geschiedt om de 3 weken; slechts op 2 stallen werd aanvankelijk elke 2 weken gecontroleerd, doch later werd ook hier een 3-wekelijksche contrôle ingevoerd.

Voor de samenstelling van het materiaal werden uit de melklijsten overgenomen de volgende gegevens:

naam van het dier,
folió van het fokregister,
geboortedatum,

voorafgaande droogstal,
 datum van kalven,
 aantal lactatiedagen,
 contrôledagen,
 kg melk op de contrôledagen,
 gemiddelde kg melk per dag van de lactatie-periode,
 totaal kg melk tijdens de lactatie-periode,
 opmerkingen op de lijst aangaande ziekten of anderszins.

Elk genoteerd dier kreeg een volgnummer.

Het onderzoek loopt over 16 jaren, nl. van 1917 tot 1933; de gegevens vóór 1917 waren te klein in aantal om bruikbaar te zijn.

Het voor dit tijdsverloop verkregen materiaal bestaat uit 423 dieren met tezamen 1661 lactatieperioden.

De verdeling over de verschillende bedrijven was als volgt:

Bedrijf	Aantal dieren	Lact.-perioden
I	43	155
II	34	141
III	33	137
IV	51	189
V	28	113
VI	34	137
VII	42	166
VIII	45	173
IX	45	167
X	68	283
	423	1661

DE UITWENDIGE FACTOREN

Er zal getracht worden om den invloed, welke een aantal niet-genetische factoren op de producties in ons materiaal hebben, te bepalen en eventueel uit te schakelen. Hierbij zal tevens blijken in hoeverre de verkregen waarden en curven in overeenstemming zijn met hetgeen algemeen wordt aangenomen.

1. De wisselende jaarsinvloeden

Bij het onderzoek is uitgegaan van de stelling, dat de absolute producties voor een vergelijkend onderzoek naar het productievermogen, hetwelk zich over een aantal jaren uitstrekt, niet bruikbaar zijn. De wisselende weersgesteldheid in de jaren, welke tot uiting komt in de verschillende samenstelling en hoeveelheid van het voeder, pleit al tegen het toepassen der absolute getallen. Abnormaal droge zomers zullen de melkgift anders beïnvloeden dan zeer regenachtige; een schraal najaar met verkorte weidegang zal een ongunstiger effect hebben dan een zachte herfst met langdurig goed weer enz. Bovendien kunnen bij een dergelijke studie de economische omstandigheden in de verschillende jaren invloed hebben op de hoeveelheid verstrekt voeder — vooral van krachtvoer — en daardoor op de melkgift. Indien men zonder meer producties, welke b.v. in oorlogsjaren gegeven zijn, gaat vergelijken met opbrengsten van goede jaren, zullen foutieve resultaten worden verkregen.

Ook indien de melkgift door teeltmaatregelen of betere voeding in den loop der jaren verbetert, zal het aanwenden der absolute cijfers voor vergelijking bij een genetisch onderzoek niet juist zijn. Hetzelfde geldt voor jaren, waarin de betrokken streek algemeen door een besmettelijke ziekte — mond- en klauwzeer — wordt getroffen. Vergelijking van opbrengsten in zulke mond- en klauwzeer-jaren geproduceerd, met andere kan een onjuist beeld geven van de prestaties der dieren.

De producties moeten voor een vergelijking ook „vergelijkbaar” worden gemaakt. Om hiertoe te geraken, kunnen verschillende wegen worden ingeslagen.

In de eerste plaats kan de invloed der verschillende jaren worden geëlimineerd door het aanbrengen van correcties voor elk der factoren afzonderlijk, welke de verschillen veroorzaken. Dit kan geschieden aan de hand van gegevens over de weersgesteldheid in de betrokken jaren en in oorlogsjaren b.v. op basis van gegevens over gemiddelde opbrengsten. Elke productie wordt op deze wijze gezien en gecorrigeerd in het licht van de

gedurende dien tijd heerschende weers- en andere omstandigheden. Mochten de ten dienste staande gegevens niet volledig zijn, dan zullen de aan te brengen correcties bij deze manier tot op zekere hoogte moeten worden geschat.

Een tweede methode bestaat in het herleiden van elke opbrengst op de gemiddelde productie van alle dieren der populatie per dag van het betreffende jaar, dus op het stalgemiddelde. Deze manier eischt vele berekeningen; zij is echter te verkiezen boven de andere methode. Het stalgemiddelde over een reeks van jaren zal een beeld geven van de wisselende milieu-invloeden gedurende dien tijd op de productie. Het is het totale effect, dat alle factoren, welke tezamen de schommeling der gemiddelde productie door de jaarsinvloeden veroorzaken, op de melkgift hebben.

Men heeft bezwaren ingebracht tegen de omrekening der opbrengsten op het stalgemiddelde. Zoolang echter geen betere maatstaf is gevonden om producties van verschillende jaren vergelijkbaar te maken, zal deze herleiding voor dit doel het beste zijn.

Een argument ertegen kan gelden bij een sterke schommeling in de genetische samenstelling van de populatie gedurende de afzonderlijke jaren. Het zou dan kunnen gebeuren, dat de door de wisselende milieu-invloeden veroorzaakte verschillen hierdoor zoozeer overschaduwd worden, dat zij niet voldoende tot uiting komen in de stalgemiddelden. Deze groote schommelingen in de genetische samenstelling in elk der jaren kunnen ontstaan op bedrijven, waar in de fokkerij nog een bepaalde lijn ontbreekt. Ook kunnen zij veroorzaakt worden in die bedrijven waar speciale waarde toegekend wordt aan de nakomelingen van een bepaald vaderdier, dat in een bepaald jaar dan zijn genotype door het groote aantal nakomelingen sterk doet overheerschen.

Door het aantal dieren, welke aan het opstellen van een stalgemiddelde deelnemen, niet te klein te nemen, kunnen deze bezwaren grootendeels voorkomen worden. De door PETERS aangegeven limiet van 20 dieren lijkt daarvoor wel erg laag.

Daar de ouders gelijken invloed hebben op de overerving der productie en homozygote stieren wel zeldzaam zullen zijn, zal

bij een behoorlijk aantal dieren van een domineerenden invloed van een stier niet spoedig sprake zijn.

Bij ons materiaal zijn de nakomelingen der gebruikte stieren in de afzonderlijke jaren niet zoo talrijk, dat zij de genetische samenstelling der populatie eenzijdig beïnvloeden. Waar verder de teelt gelijkmatig heeft plaats gehad en er steeds met een vast doel werd gefokt, kan ook in dit opzicht niet worden gesproken van een zoo sterke genetische schommeling, dat de wisselende bedrijfsvoorwaarden in den loop der jaren er geheel door overschaduwd worden.

Bij het opstellen van een gemeenschappelijk stalgemiddelde voor verschillende bedrijven zal, behalve op overeenstemming in bedrijfsvoorwaarden, er ook op gelet dienen te worden, dat in het algemeen het aantal dieren in geen der stallen zoo groot is, dat in dit bedrijf zelf een bruikbaar stalgemiddelde is te berekenen. Bij het stellen van een limiet van 20 dieren voldoen onze bedrijven — behoudens twee uitzonderingen — aan deze voorwaarde. In de jaren 1928—1929 en 1929—1930 bedroeg het aantal dieren, dat voor een stalgemiddelde berekening in aanmerking kwam, op een bedrijf resp. 21 en 20. De totale populatie in deze jaren was echter groot, terwijl de in deze jaren gegeven opbrengsten op dit bedrijf niet opvallend afweken van de andere. Aan de genoemde uitzonderingen is dan ook niet veel waarde te hechten; het stalgemiddelde in deze 2 jaren zal er niet eenzijdig door worden beïnvloed.

a. De berekening van het stalgemiddelde

Voor de bepaling van het stalgemiddelde moet eerst worden uitgemaakt of de jaaropbrengsten berekend zullen worden voor het gewone kalenderjaar (1 Jan.—31 Dec.) dan wel voor een ander tijdvak van een jaar. Om verschillende redenen heb ik de voorkeur gegeven aan een jaar, berekend van 1 Mei tot 30 April. Indien het kalenderjaar wordt genomen, zal het voeder afkomstig zijn van de opbrengsten uit den oogst van 2 verschillende jaren. Immers gedurende 4 maanden nl. van 1 Januari tot 1 Mei

zal wintervoer verstrekt worden, gewonnen in het vorige jaar; vanaf 1 Mei tot 31 December, dus over 8 maanden, zal de nieuwe oogst het voeder leveren. Indien de weersgesteldheid in deze twee jaren verschilt, zal dit reeds een reden voor onjuiste beoordeeling kunnen zijn. De opbrengst en kwaliteit van het zelf geteelde voeder zal verder ook invloed hebben op de hoeveelheid verstrekt krachtvoeder.

Daar de fluctuatie tusschen de verschillende jaarproducties in hoofdzaak neerkomt op een verschil in voedingsverhoudingen, lijkt de tijd van 1 Mei—30 April de meest logische. Het zelf verbouwde voeder is dan afkomstig van één oogst. Het gras in den zomer is gegroeid onder dezelfde weersgesteldheid als het op stal gegeven hooi; de in het najaar verstrekte koppen der mangelwortels onder dezelfde omstandigheden als de ingekuilde in den winter enz.

Er mag hier nog herinnerd worden, dat HÖGSTRÖM reeds de wisselende jaarsinvloeden het best uitgedrukt zag, indien hij het oogstjaar als basis nam.

In het aangenomen jaar zal nu de totale kg melk moeten worden ondergebracht, welke de dieren in dit tijdvak hebben gegeven. Hierbij deed zich een moeilijkheid voor. De meeste lactatieperioden vallen nl. in 2 contrôlejaren. Wordt nu een dier in de contrôle opgenomen, wanneer reeds een deel van het eerste jaar is verstreken of uit het bedrijf genomen in den loop van het tweede jaar, dan komt men voor de vraag, of dergelijke gedeelten van lactatie-perioden mee moeten tellen bij de stalgemiddelde berekening. Het voordeel van opname van dergelijke gedeelten van opbrengsten is, dat het aantal dieren, hetwelk aan de stalgemiddelde berekening ten grondslag ligt, er grooter door wordt. Daar staat tegenover, dat bedoelde, vaak kleine opbrengsten een onjuist beeld kunnen geven van het stalgemiddelde. De totale jaaropbrengst wordt immers gedeeld door het getal der dieren, hetwelk er aan meegewerkt heeft. Ik heb er dan ook de voorkeur aan gegeven, slechts die dieren voor de bepaling van het stalgemiddelde te laten meedoen, welke gedurende het geheele jaar onder contrôle stonden.

De stalgemiddeldeberekening zal door het volgende voorbeeld worden duidelijk gemaakt. Koe Nr. 258 kalft op 1 Februari 1930 en wordt drooggezet op 11 December 1930; de volgende partus heeft plaats op 27 Februari 1931 met droogzetten op 14 Januari 1932. De contrôle-datums met de genoteerde opbrengsten zijn:

Lact. periode: 1-2-'30 tot 11-12-'30		Lact. periode: 27-2-'31 tot 14-1-'32	
Contr. datum	opbr. in kg melk	Contr. datum	opbr. in kg melk
Febr. 6	22,50	Mrt. 16	21,50
„ 27	26,25	April 7	22
Mrt. 20	26,—	„ 27	24,50
April 11	23,75	Mei 18	23,25
Mei 1	25,75	Juni 10	20,25
„ 22	22,—	„ 30	19,50
Juni 13	19,—	Juli 20	19
Juli 4	17,—	Aug. 10	17,75
„ 24	11,—	Sept. 1	15,25
Aug. 16	14,—	„ 22	13
Sept. 5	13,25	Oct. 13	11,50
„ 26	13,50	Nov. 3	11
Oct. 17	11,75	„ 23	8
Nov. 10	9	Dec. 14	7,50
Dec. 1	5,75	Jan. 4	4

Deze koe geeft van het begin van het contrôlejaar af tot den dag van den droogstal 162 kg melk op 11 contrôledagen; de lactatieduur van 1 Mei tot 11 December bedraagt 225 dagen. De absolute productie van Nr. 258 over dit gedeelte van het contrôlejaar is dus: $225 \times \frac{162}{11} \text{ kg} = 3314 \text{ kg melk}$.

De volgende partus heeft plaats op 27 Februari 1931; het gedeelte der lactatie vanaf dien datum tot en met 30 April loopt over 62 dagen. Gedurende dien tijd geeft de koe in 3 contrôledagen 68 kg melk; dit is dus een totale opbrengst van $62 \times \frac{68}{3} = 1406 \text{ kg melk}$.

Voor het contrôlejaar 1 Mei tot 30 April 1931 draagt deze koe dus bij $3314 \text{ kg} + 1406 \text{ kg} = 4720 \text{ kg}$ melk.

Was deze koe op 1 Februari 1930 voor het eerst in contrôle gekomen, dan zou de geproduceerde melk tot en met 30 April 1930 geen beteekenis voor de stalgemiddelde berekening 1929—1930 hebben. Indien ze na het droogzetten op 14 Januari 1932 uit de controle wordt genomen, dan komt bij de bepaling van het stalgemiddelde 1931—1932 de opbrengst vanaf 1 Mei 1931 niet in aanmerking.

Behalve de eisch, dat de dieren gedurende het geheele jaar onder contrôle hebben gestaan, heb ik voor de medewerking aan de stalgemiddelde berekening geen voorwaarde gesteld.

Het mag worden aangenomen, dat verschillen in den duur van lactatie-perioden en droogstal bij een voldoende groote populatie elkander in de verschillende jaren zullen opheffen. Hetzelfde kan gezegd worden van het percentage dieren, dat bij het begin of het afsluiten der contrôlejaren in volle lactatie is, reeds een grooter gedeelte der lactatie-periode achter zich heeft of wel droogstaat.

Indien het percentage eerste lactaties sterk wisselt in de jaren zou dit tot uitdrukking kunnen komen in de stalgemiddelden. In dit geval zou het noodig kunnen zijn, een afzonderlijk stalgemiddelde voor deze lactaties te berekenen. In ons materiaal is het aandeel der eerste lactaties over de verschillende jaren vrij constant, zoodat deze afzonderlijke berekening niet noodig is.

Op de aangegeven manier worden nu van alle dieren de totale jaaropbrengsten bepaald. De som daarvan, gedeeld door het aantal dieren, hetwelk er aan medegewerkt hebben, is het stalgemiddelde in het betreffende jaar. Een deeling door 365 (in schrikkeljaren door 366) geeft dan het stalgemiddelde per dag.

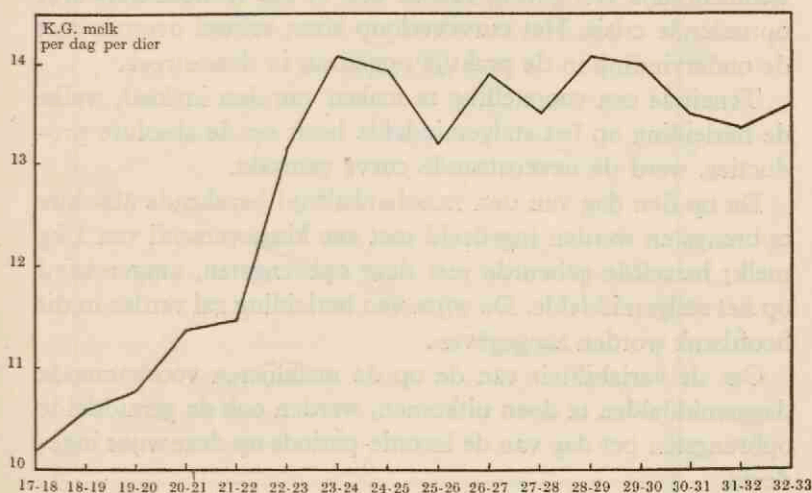
Onderstaande tabel geeft een overzicht van de stalgemiddelden in de verschillende jaren, benevens van het aantal dieren, dat er aan medewerkte.

Jaar	Dieren	Stalgem. per jaar in kg melk	Stalgem. per dag in kg melk
1917-'18	49	3719	10,19
1918-'19	56	3859	10,57
1919-'20	64	3948	10,79
1920-'21	62	4149	11,37
1921-'22	69	4190	11,48
1922-'23	78	4790	13,12
1923-'24	82	5141	14,05
1924-'25	82	5079	13,92
1925-'26	78	4818	13,20
1926-'27	72	5061	13,87
1927-'28	82	4940	13,50
1928-'29	99	5124	14,04
1929-'30	114	5100	13,97
1930-'31	118	4919	13,48
1931-'32	131	4884	13,35
1932-'33	89	4950	13,56

b. Nadere beschouwing en analyse van de stalgemiddelden

Een inzicht in de fluctuatie van de stalgemiddelden in de verschillende jaren zal het duidelijkst worden verkregen uit een curve ervan.

CURVE I



De curve biedt, gelet op de economische omstandigheden gedurende het tijdsverloop, een vrij normaal beeld. De slechte bedrijfsvoorwaarden, voornamelijk het tekort aan krachtvoer, in het oorlogsjaar 1917-'18, zullen wel in hoofdzaak aansprakelijk zijn voor het lage begin der curve. Het aanvankelijk stijgen der curve was te verwachten; naast verbeterde economische omstandigheden zullen ook beter inzicht in de fokkerij, goede voorlichting en vooruitgaande voedertechniek de producties omhoog hebben gebracht. De stijging is eerst zeer regelmatig, daarna vrij steil, zoodat al spoedig — in 1923-'24 — de top van de curve is bereikt. Vanaf dit maximum zijn de schommelingen in de volgende jaren gering; de daling 1925-'26 is waarschijnlijk grootendeels toe te schrijven aan den zeer natten zomer van 1925 en aan het feit, dat 1925 en 1926 twee mond- en klauwzeerjaren waren. Vanaf 1928-'29 vertoont de curve een geringe daling.

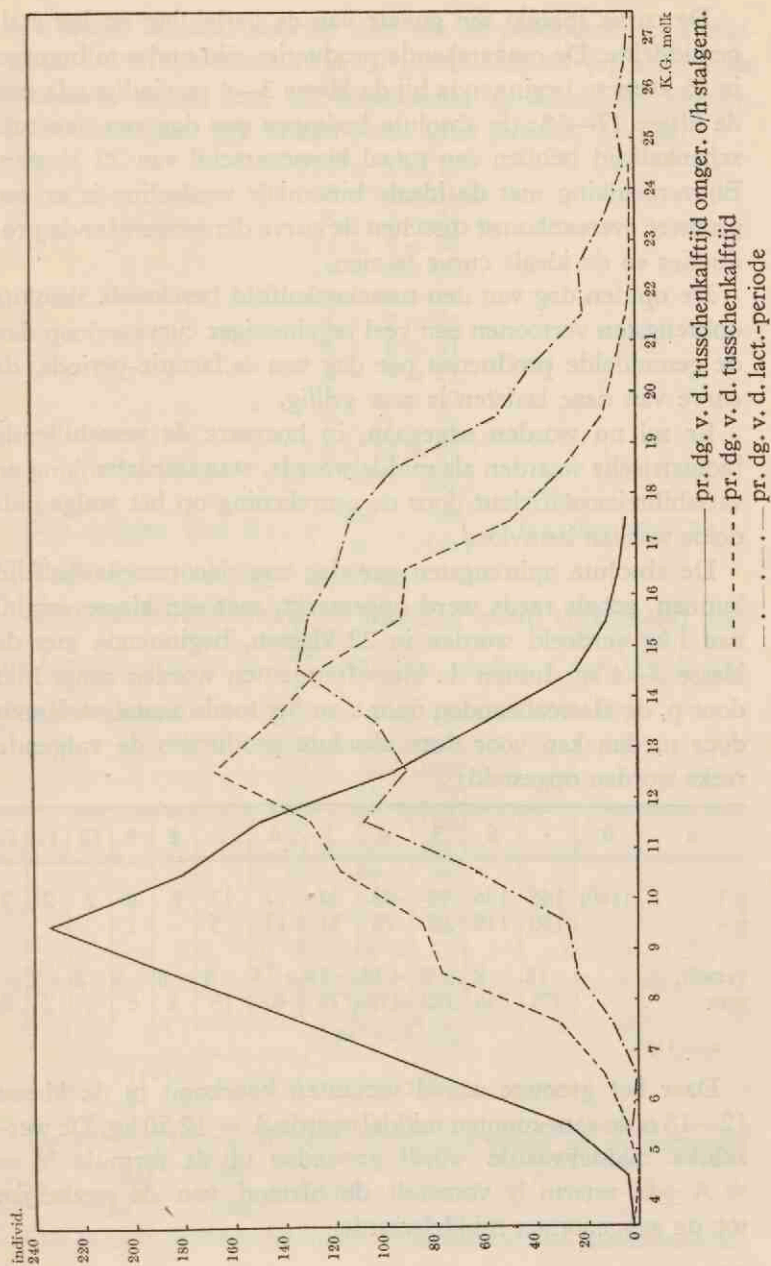
Resumeerend kan dus worden gezegd, dat de gemiddelde melkgift op de bewerkte bedrijven zich spoedig na den oorlog begon te herstellen, na weinig jaren reeds het maximum bereikte om daarna op hetzelfde peil te blijven met een neiging tot dalen in de laatste jaren van het tijdsverloop. Dit laatste is zeer waarschijnlijk een gevolg van de ook in het veehoudersbedrijf optredende crisis. Het curveverloop komt vrijwel overeen met de ondervinding in de praktijk opgedaan in deze streek.

Teneinde een voorstelling te maken van den invloed, welke de herleiding op het stalgemiddelde heeft op de absolute producties, werd de nevenstaande curve gemaakt.

De op den dag van den tusshenkalftijd berekende absolute opbrengsten werden ingedeeld met een klasseverschil van 1 kg melk; hetzelfde gebeurde met deze opbrengsten, omgerekend op het stalgemiddelde. De wijze van herleiding zal verder in dit hoofdstuk worden aangegeven.

Om de variabiliteit van de op de melklijsten voorkomende daggemiddelden te doen uitkomen, werden ook de gemiddelde opbrengsten per dag van de lactatie-periode op deze wijze ingedeeld.

CURVE II



De curve spreekt ten gunste van de herleiding op het stal-gemiddelde. De omgerekende producties zijn onder te brengen in 15 klassen, beginnende bij de klasse 3—4 en eindigende met de klasse 17—18; de absolute bedragen per dag van den tus-schenkalftijd hebben een totaal klasseverschil van 22 klassen. Bij vergelijking met de ideale binomiale verdeling is er een grootere overeenkomst tusschen de curve der omgerekende pro-ducties en de ideale curve te zien.

De op den dag van den tus-schenkalftijd berekende absolute opbrengsten vertoonen een veel regelmatiger curveverloop dan de gemiddelde producties per dag van de lactatie-periode; de curve van deze laatsten is zeer grillig.

Er zal nu worden nagegaan, in hoeverre de verschillende biometrische waarden als middelwaarde, standaardafwijking en variabiliteitscoëfficiënt door de omrekening op het stalgemid-delde worden beïnvloed.

De absolute opbrengsten per dag van den tus-schenkalftijd kunnen, zooals reeds werd opgemerkt, met een klasseverschil van 1 kg verdeeld worden in 22 klassen, beginnende met de klasse 3—4 kg. Indien de klassefrequents worden aangeduid door p , de klasseafstanden door a en het totale aantal varianten door n , dan kan voor deze absolute producties de volgende reeks worden opgesteld:

a	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
p+	(169)	145	126	95	92	47	27	13	8	4	2	2	2
p-		130	118	87	78	31	13	5	-	1			
versch. \pm		+15	+8	+8	+14	+16	+14	+8	+8	+3	+2	+2	+2
som		275	244	182	170	78	40	18	8	5	2	2	2

$n = 1195.$

Daar het grootste aantal varianten voorkomt in de klasse 12—13 is de aangenomen middelwaarde $A = 12,50$ kg. De wer-kelijke middelwaarde wordt gevonden uit de formule $M = A \pm b$, waarin b voorstelt de afstand van de werkelijke tot de aangenomen middelwaarde.

b wordt bepaald door de som van de producten der klasse-afstanden en het verschil der varianten in de corresponderende klassen te deelen door het totaal aantal varianten, dus door n. Deze producten zijn in ons geval allen positief. Ze zijn:

$$\begin{array}{r}
 15 \times 1 = 15 \\
 8 \times 2 = 16 \\
 8 \times 3 = 24 \\
 14 \times 4 = 56 \\
 16 \times 5 = 90 \\
 14 \times 6 = 84 \\
 8 \times 7 = 56 \\
 8 \times 8 = 64 \\
 3 \times 9 = 27 \\
 2 \times 10 = 20 \\
 2 \times 11 = 22 \\
 2 \times 12 = 24 \\
 \hline
 488
 \end{array}$$

We krijgen dus $b = + \frac{488}{n} = \frac{488}{1195} = 0,41$ kg; dus $M = 12,50$ kg + $0,41$ kg = $12,91$ kg.

De standaardafwijking of strooiing wordt voorgesteld door de formule $\sigma = \pm \sqrt{\frac{\sum pa^2}{n} - b^2}$. We vinden $\sum pa^2$ uit de volgende waarden:

$$\begin{array}{r}
 275 \times 1 = 275 \\
 244 \times 4 = 976 \\
 182 \times 9 = 1638 \\
 170 \times 16 = 2720 \\
 78 \times 25 = 1950 \\
 40 \times 36 = 1440 \\
 18 \times 49 = 882 \\
 8 \times 64 = 512 \\
 5 \times 81 = 405 \\
 2 \times 100 = 200 \\
 2 \times 121 = 242 \\
 2 \times 144 = 288 \\
 \hline
 \Sigma pa^2 = 11528
 \end{array}$$

$$\sigma = \pm \sqrt{\frac{11528}{1195} - 0,41^2} = \pm 3,08$$

De variabiliteitscoëfficiënt wordt gevonden uit de formule:

$$V = \frac{\sigma \cdot 100}{M} = \frac{308}{12,91} = 23,86.$$

Om te zien of deze waarden verantwoord zijn, zal de middel-

bare fout ervan berekend moeten worden. Deze kan gevonden worden uit de volgende formules:

$$\text{M.F. van de middelwaarde } m_m = \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \pm \frac{3,08}{\sqrt{1195}} = \pm 0,089$$

$$\text{M.F. van de strooiing } m_\sigma = \pm \frac{\sigma}{\sqrt{2n}} = \pm \frac{3,08}{\sqrt{2390}} = \pm 0,063$$

M.F. van de variab.coëff.

$$m_v = \pm V \cdot \sqrt{\frac{1 + 2 \cdot \left(\frac{V}{100}\right)^2}{2n}} = \pm V \cdot \sqrt{0,00047} = \pm 0,525$$

De middelwaarde, strooiing en variabiliteitscoëfficiënt overtreffen dus hun M.F. meer dan 3 maal; we mogen dus, volgens JOHANSSEN, aannemen, dat ze biometrisch verantwoord zijn.

Op dezelfde wijze wordt nu gedaan met de op het stalgemiddelde herleide producties. In onderstaande tabel zijn de uitkomsten gerangschikt:

	M \pm m _m	σ \pm m _{σ}	V \pm m _v
Abs. prod. p. dag v. d. tusschenkalf tijd . . .	12,91 \pm 0,089	3,08 \pm 0,063	23,86 \pm 0,525
Omg. prod. p. dag v. d. tusschenkalf tijd . . .	9,87 \pm 0,065	2,24 \pm 0,046	22,69 \pm 0,476

De variabiliteitscoëfficiënten geven dus geen groot verschil te zien: waar de curve der stalgemiddelden voor het grootste deel gelijkmatig verloopt, behoeft dit niet te verwonderen. Daarbij komt, dat gedurende den tijd, waarin de curve de meeste schommelingen vertoont nl. tot 1923-'24, het aantal varianten (melktijden) niet zoo talrijk is. De grootste frequentie komt na dit jaar in een periode van geringe fluctuaties van het stalgemiddelde. In geen geval pleit het geringe verschil tusschen de coëfficiënten tegen de noodzakelijkheid van een omrekenin op het stalgemiddelde bij ons materiaal; een vergelijking b.v. van de gemiddelden over 1917-'18 en 1923-'24 bewijst voldoende de onbruikbaarheid der absolute opbrengsten.

Een nadere analyse van de variabiliteit der stalgemiddelden zal aantoonen, in welke mate de wisselende jaarsinvloeden bijdragen tot de totale variabiliteit en hoe groot dus het percentage

van deze variabiliteit is, dat door de omrekening op het stal-gemiddelde wordt uitgeschakeld.

Bij deze berekening wordt gebruik gemaakt van een door FISCHER aangegeven methode. We gaan hierbij uit van de stelling, dat de totale variabiliteit wordt veroorzaakt door de variabiliteit *in* de jaren en die, *tusschen* de jaren.

Wanneer we noemen:

X = de individueele opbrengst

\bar{X} = het totale gemiddelde

\bar{X}_p = het stalgemiddelde in één jaar

K = het aantal dieren in de afzonderlijke jaren

S = som

dan kan de volgende vergelijking worden opgeschreven:

$$S(X - \bar{X})^2 = S(X - \bar{X}_p)^2 + SK(\bar{X}_p - \bar{X})^2$$

Dit stelt dan voor:

totale variab. = variab. in de jaren + variab. tusschen de jaren.

Met behulp van de kolommen 1 tot en met 5 van bijstaande tabel kan deze vergelijking worden opgelost. De bedragen zijn aangegeven in kg melk over het betrokken jaar.

	1	2	3	4	5	6	7	8
Jaar	Dieren	Stal-gem.	Maxi-mum	Mini-mum	Totale opbr.	$\bar{X}_p - \bar{X}$	$(\bar{X}_p - \bar{X})^2$	$K(\bar{X}_p - \bar{X})^2$
1917-'18	49	3719	5627	2119	182.226	-1039	1.079.521	52.896.529
1918-'19	56	3859	6057	2069	216.145	- 899	808.201	45.259.256
1919-'20	64	3948	5973	2535	252.643	- 810	656.100	41.990.400
1920-'21	62	4149	6454	1831	257.238	- 609	370.881	22.994.622
1921-'22	69	4190	6650	2025	289.101	- 568	322.624	22.261.056
1922-'23	78	4790	6650	2347	373.600	32	1.024	79.872
1923-'24	82	5141	7821	2111	421.597	383	146.689	12.028.498
1924-'25	82	5079	8121	2604	416.495	321	103.041	8.449.362
1925-'26	78	4818	7287	2425	375.768	60	3600	280.800
1926-'27	72	5061	8979	2457	364.420	303	91.809	6.610.248
1927-'28	82	4940	7804	2668	405.051	182	33.124	2.716.168
1928-'29	99	5124	7262	2687	507.252	366	133.956	13.261.644
1929-'30	114	5100	7968	2788	581.456	342	116.964	13.333.896
1930-'31	118	4919	7247	2598	580.416	161	25.921	3.058.678
1931-'32	131	4884	7536	2108	639.925	126	15.876	2.079.756
1932-'33	89	4950	8151	3017	440.538	192	36.864	3.280.896
	1325				6.303.871			250.581.681

We vinden, dat $SK = 1325$ en het totale gemiddelde

$$\bar{X} = \frac{6303871}{1325} \text{ kg} = 4758 \text{ kg}$$

Uitgegaan wordt van de berekening der variabiliteit tusschen de jaren, dus de waarde $SK(\bar{X}_p - \bar{X})^2$. Hiertoe wordt het verschil tusschen het totale gemiddelde en elk stalgemiddelde in het kwadraat verheven en vervolgens vermenigvuldigd met het aantal dieren in het betreffende jaar. De som dezer producten is de variabiliteit tusschen de jaren. Uit kolommen 6, 7 en 8 blijkt, dat deze waarde $SK(\bar{X}_p - \bar{X})^2 = 250581681$.

Voor het berekenen van de totale variabiliteit is het niet noodig het verschil te nemen tusschen de individueele opbrengsten en het totale gemiddelde. Inplaats daarvan worden de individueele opbrengsten in klassen ingedeeld. Uit kolom 3 en 4 van de tabel zien we, dat de maximale jaaropbrengst 8979 kg melk bedraagt in 1926-'27 en de minimale 1831 kg in 1920-'21; het verschil is 7148 kg. Bij een klassenindeeling van 11 klassen geeft dit een klasseverschil van 649,8 kg of, afgerond, 650 kg bij een maximale en minimale jaaropbrengst van resp. 8980 kg en 1830 kg melk.

We zoeken nu het midden van de klasse op, dat het dichtst gelegen is bij het totale gemiddelde. Dit is het midden van klasse 5 nl. 4755 kg. De totale variabiliteit is nu de som van de kwadratische afwijkingen tusschen elk klassemidden en het midden van klasse 5.

We krijgen de volgende klasse-indeeling:

Kl. midden kg melk:	2155	2805	3455	4105	4755	5405	6055	6705	7355	8055	8655
Kl. frequenten	: 16	75	165	259	303	261	156	65	15	9	1
Kl. afstanden	: 4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6

We krijgen dus voor de berekening van de totale variabiliteit de volgende getallen:

$16 \times 2600^2 =$	108.160.000
$75 \times 1950^2 =$	285.187.500
$165 \times 1300^2 =$	278.850.000
$259 \times 1050^2 =$	109.427.500
$261 \times 650^2 =$	110.272.500
$156 \times 1300^2 =$	263.640.000
$65 \times 1950^2 =$	247.162.500
$15 \times 2600^2 =$	101.400.000
$9 \times 3250^2 =$	95.062.500
$1 \times 3900^2 =$	15.210.000

totale variabiliteit = 1.614.372.500

Indien we klasse 5 gelijk 0 stellen, de klassefrequenten van de corresponderende - en + klassen samentellen, vervolgens het product berekenen van deze samengetelde klassefrequenten en het kwadraat der klasseafstanden, dan geeft de som dezer producten, vermenigvuldigd met het kwadraat van het klasseverschil ook de totale variabiliteit.

Klasseafstanden	0	1	2	3	4	5	6
Kl. frequentie $\left\{ \begin{array}{l} + \\ - \end{array} \right.$	(303)	261	156	65	15	9	1
		259	165	75	16		
Som		520	321	140	31	9	1

$$\Sigma pa^2 = (1 \times 520) + (4 \times 321) + (9 \times 140) + (16 \times 31) + (25 \times 9) + (36 \times 1) = 3821.$$

De totale variabiliteit = $3821 \times 650^2 = 1.614.372.500$.

De variabiliteit in de jaren wordt gevonden uit het verschil tusschen de totale variabiliteit en die tusschen de jaren. Indien de totale variabiliteit wordt gesteld op 100%, krijgen we dus:

totale variabiliteit	1.614.372.500	100%
variabiliteit tusschen de jaren	250.581.681	15,52%
variabiliteit in de jaren	1.363.790.819	84,48%

Dit resultaat komt vrij goed overeen met hetgeen bij soortgelijke onderzoeken in Duitschland werd gevonden. Bij vergelijking met de door v. PATOW, HUNSDÖRFER EN BUCHHOLZ berekende percentages is de door de wisselende milieu-invloeden veroorzaakte variabiliteit tusschen de jaren bij ons materiaal

iets geringer. Na wat reeds gezegd is bij de bespreking van de curve der stalgemiddelden, was ook geen groot percentage voor de variabiliteit tusschen de jaren te verwachten. Het is opnieuw een bewijs, dat, over het geheele tijdsverloop genomen, groote schommelingen van de wisselende jaarsinvloeden op deze bedrijven hebben ontbroken, behoudens dan de eerste jaren.

Tevens toont de uitkomst, dat door de omrekening op het stalgemiddelde ongeveer 15,5% van de variabiliteit wordt uitgeschakeld, dus toch nog een vrij aanzienlijk gedeelte.

Verreweg het grootste deel van de totale variabiliteit wordt veroorzaakt door de variabiliteit in de jaren, m.a.w. in hoofdzaak door genetische invloeden. Waar op deze bedrijven veelvuldig nieuw vee werd aangekocht, vooral wat betreft de stieren, en de genetische samenstelling dus sterk fluctueerde, is het hooge percentage voor de variabiliteit in de jaren zeer wel te verklaren.

Bij de klasse-indeeling van de individueele jaaropbrengsten in 11 klassen met een klasseverschil van 650 kg melk werden de volgende waarden gevonden:

$$M \pm m = 4755,49 \pm 29,03$$

$$\sigma \pm m_{\sigma} = 1056,90 \pm 20,53$$

$$V \pm m_v = 22,22 \pm 0,44$$

Om uit te maken of de berekende getallen voor de totale variabiliteit en de variabiliteit in- en tusschen de jaren mathematisch verantwoord zijn en niet aan het toeval zijn te danken, heb ik gebruik gemaakt van de zgn. *z*-methode van FISCHER.

Volgens deze methode worden de verkregen eindwaarden voor de verschillende soorten van variabiliteit, de zgn. „sum of squares”, gedeeld door het aantal vrije klassen, de zgn. „degrees of freedom”.

Daar er gewerkt is met afwijkingen van een gemiddelde, bedraagt het aantal vrije klassen één minder dan de werkelijke gegevens. Voor de totale variabiliteit is het aantal vrije klassen dus $1325 - 1 = 1324$ en voor de variabiliteit tusschen de jaren $16 - 1 = 15$.

Het quotiënt van sum of squares en degrees of freedom wordt

mean square genoemd (σ^2). Hiervan wordt de logarithme bepaald en hiervan weer de natuurlijke logarithme afgeleid volgens de vergelijking $l n = \log \times 2,30258$. Het verschil der natuurlijke logarithmen wordt gehalveerd en deze waarde wordt z genoemd.

Indien deze z verantwoord is, zal ook het verschil tusschen de beide te vergelijken variabiliteiten verantwoord zijn. Om dit na te gaan moet van z de middelbare fout worden bepaald.

Deze MF van z wordt berekend uit de formule $m_z = \sqrt{\frac{1}{2} (1/n_1 + 1/n_2)}$ waarin n_1 en n_2 de degrees of freedom zijn.

We kunnen de volgende tabellen opstellen:

	Sum of squares	%	degrees of freedom	mean square σ^2
var. tusschen de jaren	250.581.681	15,52	15	16.705.412
var. in de jaren . . .	1.363.790.819	84,48	1309	1.041.857
Totale variabiliteit . .	1.614.372.500	100	1324	1.219.315

en

variabiliteit	degrees of fr.	σ^2	log	l. n	1: degrees of freedom
totale . . .	1324	1.219.315	6,08611	14,01376	0,00075529
in de jaren .	1309	1.041.857	6,01781	13,85649	0,00076394
				$\frac{1}{2}$ 0,15727	0,00151923
				0,078635	0,00075962

$$z = 0,078635 \quad m_z = \sqrt{0,00075962} = 0,0087159$$

$$z \pm m_z = 0,078635 \pm 0,0087159$$

z is dus meer dan 9 maal zijn middelbare fout en bij gevolg verantwoord. Het verschil tusschen de totale variabiliteit en de variabiliteit in de jaren is dus niet toevallig.

Deze methode is echter alleen uitvoerbaar, indien van de beide te vergelijken reeksen het aantal degrees of freedom groot is. Indien dit aantal der vrije klassen zeer uiteen loopt, m.a.w.

bij de eene zeer groot en bij de andere klein is, dan kan de controle door gebruikmaking van de M F van z niet uitgevoerd worden. In zoo'n geval kan dit echter geschieden met behulp van een door FISHER opgestelde tabel voor z . Deze tabel geeft antwoord op de vraag, hoe groot de waarschijnlijkheid is, dat de voor z verkregen waarde slechts door het toeval nog groter zou kunnen zijn. Indien deze waarschijnlijkheid groot is dan is z en dus ook het verschil tusschen de beide te vergelijken reeksen biometrisch niet verantwoord. De waarde van z hangt af van het aantal vrije klassen, benevens van de waarschijnlijkheid voor het toevallige overschrijden van z . Dit laatste noemt men P. FISHER neemt als de grens voor P 5% en heeft hiervoor een aantal combinaties opgesteld bij een verschillend aantal vrije klassen. Indien het aantal vrije klassen resp. n_1 en n_2 bedraagt dan neemt de waarde van z vanaf links boven in de tabel naar rechts beneden voortdurend af met het grooter worden van n_1 en n_2 . Zijn n_1 en n_2 oneindig dan is z gelijk 0. De waarde voor n_1 wordt afgelezen van links naar rechts, die voor n_2 van boven naar beneden. n_1 is het aantal vrije klassen voor de variabiliteit met de grootste σ_2 , n_2 voor de andere. Het getal voor z , dat op het kruispunt ligt, geeft nu aan of onze voor z gevonden waarde verantwoord is. Indien z gelijk of groter is dan dit getal, dan is dit inderdaad zoo.

Wij zullen dus z berekenen voor het verschil tusschen de totale variabiliteit en die tusschen de jaren eenerzijds en voor de variabiliteit in- en tusschen de jaren anderzijds.

variabiliteit	degrees of freedom	σ^2	log	l. n
tusschen de jaren .	15	16.705.445	7,22296	16,63144
totale	1324	1.219.315	6,08611	14,01376
				$\frac{1}{2}$ 2,61768
				$\frac{1}{2}$ 1,30884 = z
tusschen de jaren .	15	16.705.445	7,22296	16,63144
in de jaren	1309	1.041.857	6,01781	13,85649
				$\frac{1}{2}$ 2,77495
				$\frac{1}{2}$ 1,38748 = z

De waarde voor z in de tabel was voor deze beide verschillen nog kleiner dan 0,3255 (dit is voor $n_1 = 12$ en $n_2 = 60$).

We mogen dus aannemen, dat onze voor z gevonden waarden en daarmee de verschillen tusschen de resp. variabiliteiten biometrisch verantwoord zijn en niet aan het toeval zijn te wijten.

c. De omrekening der absolute opbrengsten op het stalgemiddelde

Bij het vaststellen der absolute productie is uitgegaan van de opbrengst per dag van den tusschenkalf tijd. Deze eenvoudige berekening komt er dus op neer, dat de in de lactatie-periode gegeven hoeveelheid melk wordt gedeeld door het aantal lactatiedagen, vermeerderd met den tijd van den volgenden droogstal.

De herleiding van dit bedrag op het stalgemiddelde vereischt echter een meer uitvoerige berekening, daar immers de tusschenkalf tijd maar zelden zal samenvallen met het contrôlejaar van 1 Mei—30 April. Meestal zal de tusschenkalf tijd vallen in 2- soms in 3 controlejaren. Bij het bepalen met welk stalgemiddelde de lactatie-periode moet worden vergeleken, wordt de volgende droogstal niet bij den lactatietijd genomen. Wel wordt de tijd van lactatie vermeerderd met 3 maanden, welke aan den partus vooraf gingen. Dit is gedaan, omdat voornamelijk in dezen tijd de melkklier zich voorbereidt voor de komende nieuwe- resp. eerste lactatie-periode.

De stalgemiddelden nu waarmede de opbrengsten gedurende den betreffenden tijd (3 maanden voor den partus + lactatie-periode) worden vergeleken, zijn op 3 maanden nauwkeurig berekend. Uit het aandeel van elk stalgemiddelde wordt dan het stalgemiddelde berekend, dat geldt voor elke individueele opbrengst. De herleiding op dit stalgemiddelde vindt plaats volgens de formule:

$$\text{omgerekende productie} = \frac{10 \times \text{absol. productie}}{\text{stalgemiddelde}}$$

Deze manier van werken is zeer tijdroovend; zij geeft echter een waarborg, dat de wisselende jaarsinvloeden zoo goed moge-

lijk zijn uitgeschakeld. De wijze van berekening zal aan 2 voorbeelden duidelijk gemaakt worden.

Koe no. 357 kalft 6 November 1918; ze wordt drooggezet op 21 October 1919 en kalft weer op 16 December 1919. In de lactatie-periode van 6 Nov. 1918 tot 21 Oct. 1919 geeft zij 4275 kg melk; de tusschenkalftijd is 405 dagen, zoodat de absolute opbrengst per dag van den tusschenkalftijd is $\frac{4275}{405}$ kg = 10,56 kg melk.

Het stalgemiddelde over 1918-'19 bedraagt 10,57;

Het stalgemiddelde over 1919-'20 bedraagt 10,79.

Het in aanmerking komende stalgemiddelde wordt berekend voor den tijd van 6 Augustus 1918 tot 21 Oct. 1919. Hierin wordt bijgedragen:

door het jaar 1918-'19 voor $\frac{3}{4}$, dus $\frac{3}{4} \times 10,57 = 7,92$

door het jaar 1919-'20 voor $\frac{2}{4}$, dus $\frac{2}{4} \times 10,79 = 5,40$

Totaal $\frac{5}{4} = 13,32$

$\frac{4}{4} = 10,66$

Voor den genoemden tijd geldt dus een stalgemiddelde van 10,66, zoodat de omgerekende opbrengst per dag van den tusschenkalftijd is: $\frac{10 \times 10,56}{10,66} = 9,91$ kg melk.

Koe no. 393 kalft 2 Juni 1926, staat droog 30 September 1927 en kalft weer op 20 November 1927. De absolute opbrengst per dag van den tusschenkalftijd is: $\frac{7154}{536}$ kg = 13,35 kg melk.

Het stalgemiddelde wordt berekend voor den tijd van 2 Maart 1926 tot 30 September 1927. De betreffende stalgemiddelden, benevens het aandeel van elk hunner in dit tijdsverloop, blijken uit onderstaande tabel:

	stalgem.	aandeel	
1925-'26 .	13,20	$\frac{1}{4}$	3,30
1926-'27 .	13,87	$\frac{4}{4}$	13,87
1927-'28 .	13,50	$\frac{2}{4}$	6,76
	Totaal	$\frac{7}{4}$	23,93
		$\frac{4}{4}$	13,68

De omgerekende productie per dag van den tusschenkalftijd voor deze koe is dus: $\frac{10 \times 13,35}{13,68}$ kg = 9,76 kg melk.

2. De leeftijd

Naast de wisselende jaarsinvloeden speelt het verschil in leeftijd onder de niet-genetische factoren wel de grootste rol. Indien van elk dier een voldoende aantal melklijsten bekend was, zou het leeftijdsverschil niet zooveel moeilijkheden opleveren. Vaak zijn echter slechts enkele (in sommige gevallen zelfs maar ééne) lijsten ter beschikking of bruikbaar voor het onderzoek. Deze lijst is dan dikwijls nog afkomstig van de eerste of tweede lactatie, of van een leeftijd, waarop het optimum reeds is overschreden.

Om den leeftijdsfactor te elimineeren kunnen verschillende methoden worden toegepast. In de eerste plaats kunnen de eerste lactaties worden uitgesloten. De groote verschillen zullen hierdoor worden opgeheven. Het nadeel is echter, dat op deze wijze veel dieren aan het onderzoek zullen worden onttrokken en het materiaal wellicht te klein zal worden. Vervolgens kunnen juist alleen de eerste lactaties worden genomen. Het voordeel hiervan is duidelijk. De uier heeft bij deze jonge dieren nog geen pathologische afwijkingen ondergaan, tengevolge o.a. van mastitiden of slecht uitmelken. Daar staat echter tegenover, dat de stijging der productie met den leeftijd vaak niet gelijkmatig is; een aanvankelijk hooge opbrengst is weleens niet blijvend en omgekeerd. Het bepalen van het productievermogen op grond van de eerste opbrengsten kan daarom een onjuist beeld geven. Bovendien zullen bij deze manier die dieren worden uitgesloten, welke eerst op lateren leeftijd in het bedrijf komen.

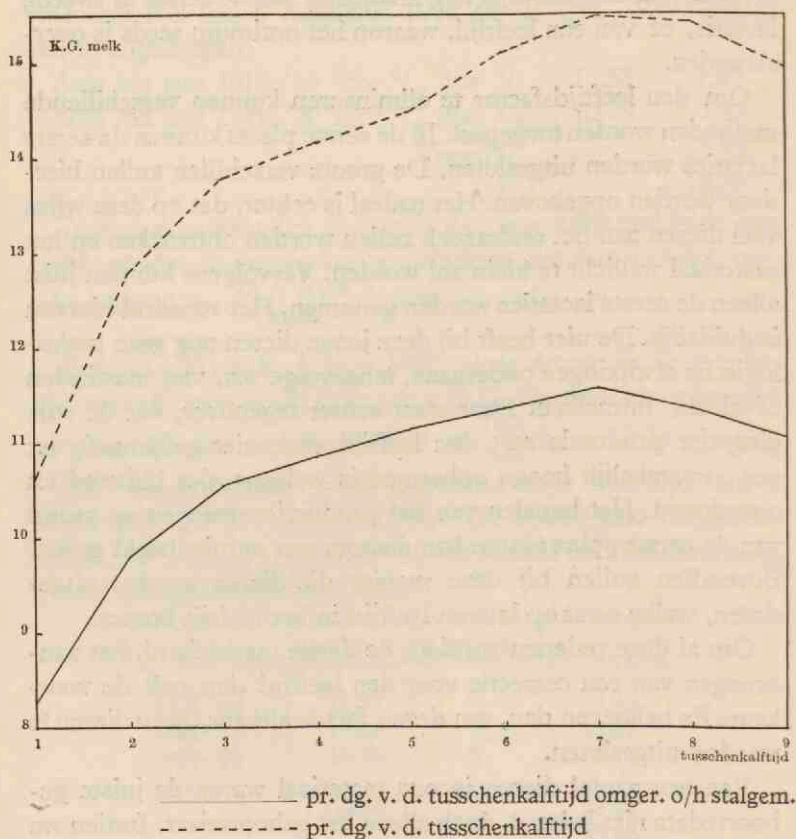
Om al deze redenen verdient de derde methode nl. het aanbrengen van een correctie voor den leeftijd dan ook de voorkeur. Er behoeven dan, om dezen factor althans, geen dieren te worden uitgesloten.

Van een aantal dieren in ons materiaal waren de juiste geboortedata niet bekend, doch alleen het geboortejaar. Indien we

den leeftijdsinvloed bepalen per tusschenkalf tijd levert dit echter geen bezwaar op.

Wanneer we de abnormale tusschenkalf tijden weglaten b.v. wegens abnormale duur ervan of pathologische oorzaken, als verwerpen, retentio secundinarum, mastitiden enz., dan blijven voor het onderzoek naar den leeftijdsfactor over 1094 tusschenkalf tijden. Hiervan behooren er 3 tot den 10en tusschenkalf tijd en 1 resp. tot den 11en en 12en tusschenkalf tijd. Indien we ook deze uitschakelen dan kan van de overblijvende bijgaande curve worden gemaakt.

CURVE III



Het verloop der curve voor de absolute opbrengsten stemt vrij goed overeen met die voor de omgerekende producties, alleen is voor deze laatste het curvebeeld meer gelijkmatig.

Als we in aanmerking nemen, dat veel dieren langer werden aangehouden terwille van hun hooge opbrengst en de latere tusschenkalftijden dus hooge producties te zien geven met als gevolg een geringe verschuiving van het maximum, dan kunnen we spreken van een zeer normaal verloop der curve. Ze vertoont in overeenstemming met andere waarnemingen na de eerste lactatie een sterke stijging. De toename wordt allengs minder en bij de 7e tusschenkalftijd bereikt de melkgift het maximum. Ongeveer de helft van het aantal dieren, waarvan de opbrengsten in den 7en tusschenkalftijd afkomstig zijn, was tusschen 8 en 9 jaren oud, de anderen ruim 9 jaar. De daling van de curve na het maximum is geringer dan de aanvankelijke stijging.

Om een vergelijking te maken tusschen de gevonden curve-waarden en het werkelijk gemiddelde in de verschillende tusschenkalftijden, zijn de absolute opbrengsten biometrisch bewerkt.

Bijgaande tabel geeft de curvewaarden en het werkelijk gemiddelde met de middelbare fout. Wegens het gering aantal lactaties is de berekening voor den 9en tusschenkalftijd niet doorgevoerd. Uit de tabel blijkt, dat de beide waarden niet ver uiteen loopen.

Tusschen- kalftijd	Abs. melkg. p. d. v. d. tusschenkalftijd	
	Curve waarde kg melk	M \pm m kg melk
1e . . .	10,62	10,64 \pm 0,130
2e . . .	12,79	12,84 \pm 0,157
3e . . .	13,77	13,56 \pm 0,219
4e . . .	14,15	14,15 \pm 0,212
5e . . .	14,49	14,53 \pm 0,257
6e . . .	15,10	15,10 \pm 0,368
7e . . .	15,48	15,60 \pm 0,522
8e . . .	15,42	15,35 \pm 0,614

Indien we de maximale curvewaarde voor de omgerekende opbrengsten stellen op 100 en de gemiddelden van de andere tusschenkalftijden uitdrukken in procenten daarvan, dan krijgen we de volgende correcties:

Tusschenkalftijd	%	Tusschenkalftijd	%
1e	72	5e	97
2e	85	6e	98
3e	91	7e	100
4e	94	8e	99

Bij het uitschakelen van den leeftijd is elke opbrengst volgens deze normen herleid tot de maximale productie op den 7en tusschenkalftijd. De hoogere tusschenkalftijden zijn gering in aantal; meestal zijn in deze gevallen veel lijsten bekend, zoodat de opbrengsten op hooger en leeftijd eventueel buiten beschouwing kunnen worden gelaten.

3. De leeftijd bij den eersten partus

Reeds werd opgemerkt, dat over den invloed van dezen factor geen overeenstemming bestaat. Het ligt voor de hand, dat een vroegtijdige bevruchting groot nadeel kan opleveren. Het organisme van het toekomstige moederdier is zelf nog niet tot ontwikkeling gekomen, terwijl een groot deel van de voedingsstoffen moet worden afgestaan voor den groei van de vrucht en voor de voorbereiding tot de komende lactatie-periode. Zoo worden te hooge eischen gesteld aan het organisme, wat in de latere lactaties tot uiting kan komen.

Tegen een eersten partus op betrekkelijk laten leeftijd spreken behalve finantieele overwegingen nog andere. O.a. bestaat bij intensieve voeding het gevaar, dat de voortplantingsorganen door vetafscheiding kunnen degenereren met als gevolg een geringere kans op bevruchting.

De praktijk zal in het algemeen de leeftijdsvraag zelf beant-

woorden. Voor elke streek en voor elk ras zal de ondervinding bepalen welke leeftijd de meest geschikte is voor de bevruchting.

In ons materiaal zijn, bij weglating van abnormale lactaties, 265 eerste tusschenkalftijden, welke voor een onderzoek in aanmerking komen. Dit aantal zou hooger zijn, indien van alle dieren de juiste geboortedatum bekend was. De tusschenkalf-tijden zijn als volgt verdeeld over de verschillende leeftijden:

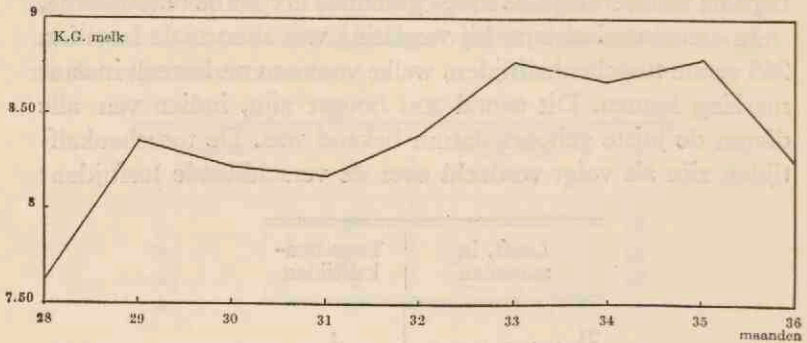
Leeft. in maanden	Tusschenkalf-tijden
21	1
23	1
25	4
26	3
27	4
28	13
29	22
30	24
31	25
32	34
33	33
34	33
35	29
36	24
37	7
38	3
39	3
40	2
	265

Behoudens enkele extreme gevallen heeft dus de eerste partus vrij regelmatig plaats gehad op $2\frac{1}{2}$ —3 jarigen leeftijd.

Indien we de opbrengsten op 25, 26, 27 en 28 maanden samen nemen en die op- en na 37 maanden uitschakelen, dan kan bijgaande curve worden gemaakt voor de omgerekende producties per dag van den tusschenkalf-tijd.

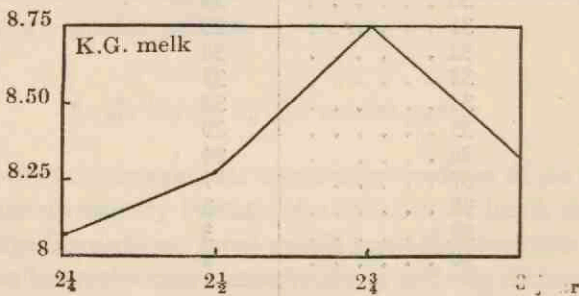
Ze toont ons, dat de invloed van dezen factor gering is; de curve spreekt ten gunste van een partus op ongeveer $2\frac{3}{4}$ jaar.

CURVE IV



Onderstaande curve, waarin de bedragen zijn verwerkt met een leeftijdsverschil van 3 maanden, toont dit nog duidelijker aan.

CURVE V



Waar de schommelingen zoo gering zijn, is voor dezen factor geen correctie aangebracht. Het aantal lactaties in de extreme gevallen is bovendien zoo gering, dat hiervoor geen normen zijn te berekenen.

4. De maand van den partus

Voor al bij dezen factor zal het gewenscht zijn na te gaan aan het eigen materiaal in hoeverre hij invloed uitoefent op de productie. Die invloed immers hangt ten nauwste samen met de

voeding in de verschillende jaargetijden en daarom met de gesteldheid van de streek.

Om te voorkomen, dat het verschil in leeftijd een te grooten invloed zou uitoefenen, werden de eerste tusschenkalftijden niet bij dit onderzoek betrokken. Te meer klemde dit, omdat het percentage der eerste lactaties op het totaal in de verschillende maanden zeer sterk uiteen liep, zooals bijgaande tabel aangeeft.

Maand	Totaal aantal geboorten	% 1e lactaties
Juni	57	17,5
Juli	30	23,3
Augustus	35	40
September	102	58,8
October	97	44,3
November	94	44,7
December	129	33,3
Januari	138	26,1
Februari	153	13,1
Maart	137	13,1
April	108	14,8
Mei	65	15,4

We zien uit deze tabel ook, dat de meeste dieren kalfden van December—Maart. In deze streek met gemengd bedrijf, waar dus gedurende de stalperiode veel eigen geteeld wintervoer voorhanden is, ligt zulks in de lijn der verwachting. Hier is geen sprake van een schrale wintervoeding en de daarmee in verband staande verschuiving van den partus naar later in het voorjaar.

Het aantal eerste lactaties is in sommige maanden te gering om voor den eersten tusschenkalftijd afzonderlijk den invloed van de kalfmaand op de productie na te gaan.

Na het uitschakelen van de eerste lactaties en van de abnormale tusschenkalftijden bleven voor het verdere onderzoek 826 tusschenkalftijden over. Deze opbrengsten werden weer berekend per dag van den tusschenkalftijd en daarna herleid op het stalgemiddelde. Vervolgens werd het rekenkundig gemiddel-

de van deze 826 opbrengsten bepaald en deze waarde op 100 gesteld. Het gemiddelde van elke maand werd hiermede vergeleken en in procenten ervan uitgedrukt. Bijgaande tabel geeft de verkregen uitkomsten.

Maand	Aantal individuen	Melk-opbrengst
Juni	47	95
Juli	23	101
Augustus	21	97
September	42	96
October	54	98
November	52	103
December	86	100
Januari	102	100
Februari	133	101
Maart	119	100
April	92	101
Mei	55	99

Er blijkt uit, dat de melkgift wat betreft een partus op verschillende tijden van het jaar zeer uniform is, zooals na het reeds opgemerkte over de voeding niet is te verwonderen. De gunstige voedingsomstandigheden, zoowel in den weidetijd als gedurende de stalperiode, spreken in de tabel voor zich zelf. De stijging in Juli kan zeer wel te wijten zijn aan de geringe frequentie in deze maand.

Waar de variabiliteitsbreedte, op deze wijze uitgedrukt, de geringe waarde heeft van 95—103 leek het mij alleszins gewettigd bij dit materiaal den invloed van de kalfmaand bij het verdere onderzoek geheel buiten beschouwing te laten.

5. De tusschenkalftijd en service period

Deze beide uitwendige factoren worden te zamen behandeld, daar ze nauw met elkander in verband staan. De lengte van den tijd, welke verloopt tusschen een partus en de volgende bevruchting, zal den duur van den tusschenkalftijd bepalen. Daar uit onze lijsten veelal niet kon worden opgemaakt wanneer de copulatie met opvolgende bevruchting had plaats gehad, werd

de service period in alle gevallen verkregen door vermindering van den tusschenkalf tijd met 280 dagen. Voor ons doel nl. het vaststellen van den invloed van de service period op de productie is dit voldoende nauwkeurig. Bij het bewerken der gegevens bleek, dat het aantal eerste lactaties in de gemaakte klassen sterk fluctueerde, nl. van 12,3% tot 62,9%. Dit gaf mij aanleiding de eerste lactaties bij het bepalen van den invloed dezer beide factoren uit te sluiten om op deze wijze het leeftijdsverschil voor een groot deel te elimineeren. Verder werden weer de abnormale tusschenkalf tijden uitgeschakeld. De overblijvende werden na omrekening per dag van den tusschenkalf tijd en herleiding op het stalgemiddelde met een klasseverschil van 20 dagen ingedeeld in 18 klassen, nl. van 300 tot 660 dagen. Wegens te geringe frequentie werden de klassen 1 en 2 samengenomen evenals de klassen 9 en 10; de hogere klassen werden om dezelfde reden weggelaten. Van de overblijvende 8 klassen, omvattende 800 tusschenkalf tijden, kon curve VI, blz. 84, worden gemaakt.

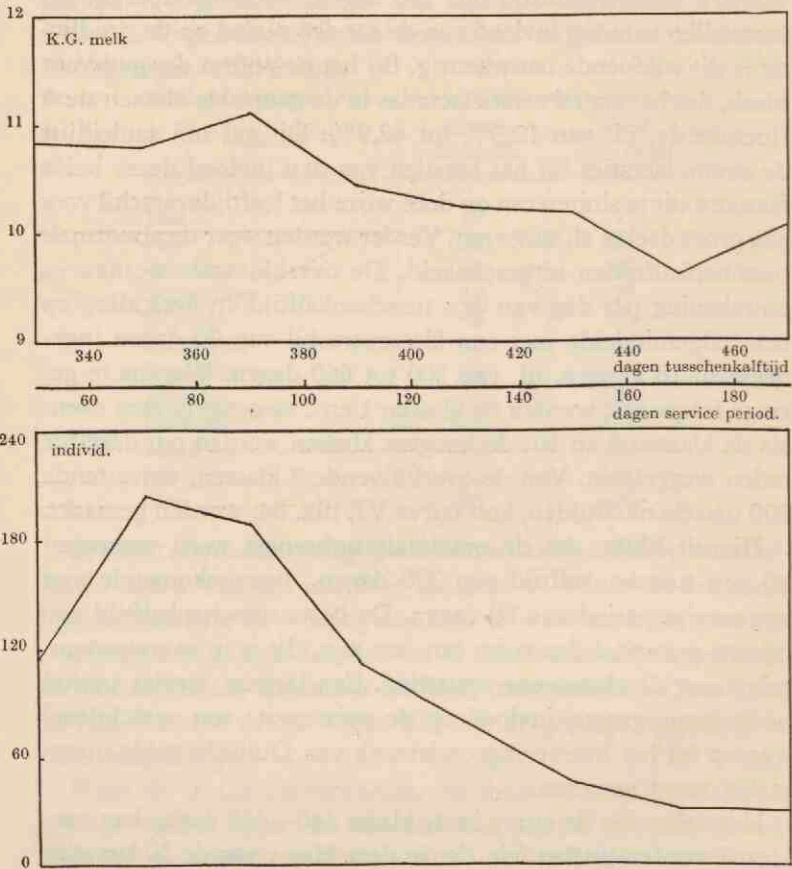
Hieruit blijkt, dat de maximale opbrengst werd verkregen bij een tusschenkalf tijd van 370 dagen, overeenkomende met een service period van 90 dagen. De beste tusschenkalf tijd zou bij ons materiaal dus ruim een jaar zijn, dit is in overeenstemming met de algemeene opvatting. Een langere service period heeft geen groote invloed op de opbrengst; een verschijnsel waarop bij het overervingsonderzoek van Duitsche zijde meermalen werd gewezen.

Het dalen van de curve in de klasse 440—460 dagen kan verklaard worden uit het feit, dat in deze klasse van de 30 lactaties er 13 behooren tot den 2en tusschenkalf tijd en 7 tot den 3en.

Uit de curve van het aantal individuen in de verschillende klassen is te zien, dat het grootste aantal dieren werd bevrucht na een service period van 60—100 dagen; dit percentage is ongeveer 49% van het totaal. De frequentie in de volgende klassen daalt dan vrij sterk en regelmatig.

In verband met het curveverloop werd besloten geen correcties aan te brengen voor den duur van tusschenkalf tijd en service period. Slechts indien door een abnormaal korte- of lange

CURVE VI

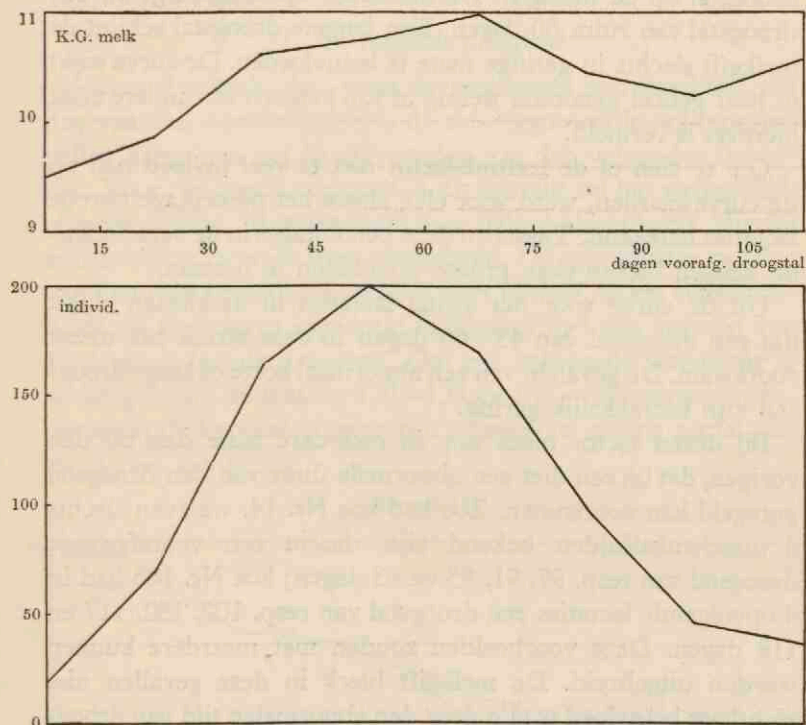


service period de opbrengst duidelijk beïnvloed werd, heb ik deze tusshenkalf tijden weggelaten. In het algemeen betref dit een service period van beneden 30- of boven de 200 dagen. Hierbij moet worden opgemerkt, dat een tusshenkalf tijd en een service period van abnormale lengte soms regelmatig bij een dier voorkwamen, zonder dat dit een ongunstigen invloed op de productie gaf. In zulke gevallen leek een erfelijke aanleg voor deze factoren niet uit te sluiten.

6. De voorafgaande droogstal

De tijd, welke verstrijkt tusschen het droogzetten en den volgenden partus, is noodig voor de regeneratie van de melkklier en dient als voorbereiding voor de komende lactatie. Indien deze tijd te kort genomen wordt of geheel ontbreekt dat zal dit

CURVE VII



meestal een ongunstige invloed op de volgende lactatie hebben. Een tijd van 6 weken wordt in dit opzicht algemeen voor noodzakelijk gehouden.

Om ons materiaal ook op dezen factor te toetsen, werden de opbrengsten per dag van den tusschenkalf tijd na herleiding op het stalgemiddelde en uitschakeling van de abnormale tusschen-

kalftijden, verdeeld in klassen met 15 dagen verschil in droogstal. De 8e en 9e klasse resp. van 105—120 en 120—135 dagen droogstal werden samengevoegd; de hoogere klassen bevatten te weinig producties om voor de berekening in aanmerking te komen. Er bleven over 799 tusschenkalftijden voor het opstellen van een curve.

De curve laat den ongunstigen invloed zien van een te korte droogstal op de melkgift. De maximale opbrengst ligt bij een droogstal van ruim 60 dagen. Een langere droogstal schijnt de melkgift slechts in geringe mate te beïnvloeden. De curve wijkt in haar geheel genomen weinig af van hetgeen van andere zijde hierover is vermeld.

Om te zien of de leeftijdsfactor niet te veel invloed had op de curvewaarden, werd voor elke klasse het percentage tweede lactaties berekend. Tusschen deze percentages in de verschillende klassen bleken geen groote verschillen te bestaan.

Uit de curve voor het aantal lactaties in de klassen blijkt, dat een droogstal van 45—60 dagen in deze streek het meest voorkwam. De gevallen van een abnormaal korte of lange droogstal zijn betrekkelijk gering.

Bij dezen factor bleek nog in meerdere mate dan bij den vorigen, dat bij een dier een abnormale duur van den droogstal geregeld kan voorkomen. Zoo had koe Nr. 14, waarvan slechts 4 tusschenkalftijden bekend zijn, daarin een voorafgaande droogstal van resp. 97, 91, 85 en 93 dagen; koe Nr. 183 had in 4 opvolgende lactaties een droogstal van resp. 102, 132, 117 en 118 dagen. Deze voorbeelden zouden met meerdere kunnen worden uitgebreid. De melkgift bleek in deze gevallen niet zichtbaar beïnvloed te zijn door den abnormalen tijd van droogstaan. Er blijkt uit, dat zeer waarschijnlijk ook hier een erfelijke aanleg voor den duur van dezen factor in het spel is, zoodat het streng doorvoeren van correcties onjuist zou zijn.

Gezien den geringen invloed van een langen droogstal op de opbrengst, zooals dit blijkt uit de curve, werden voor een droogstal van 30—105 dagen geen correcties aangebracht. Wanneer de droogstal langer was en de opbrengst er merkbaar door werd

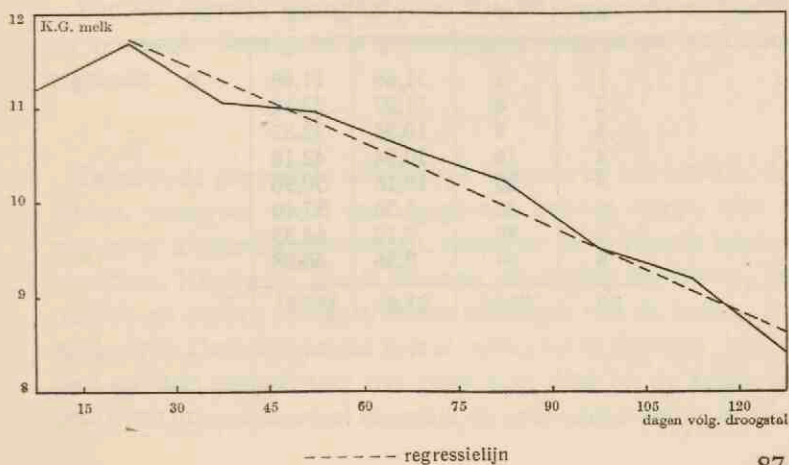
beïnvloed, dan werden deze tusschenkalftijden uitgesloten. Dit kwam slechts in enkele gevallen voor.

Bij vergelijking van de curvewaarden voor de klassen 0—15 en 15—30 dagen met die van de klasse 30—45 dagen bleken de berekende correcties vrijwel in overeenstemming te zijn met die, gegeven door SANDERS bij een standaard van 40 dagen droogstal. De opbrengsten in deze 2 lage klassen werden dan ook volgens de normen van dezen laatsten gecorrigeerd.

7. De volgende droogstal

Het is duidelijk, dat, waar de producties zijn berekend per dag van den tusschenkalftijd, de aldus genoteerde opbrengsten zullen dalen met het langer worden van den volgende droogstal. Voor een goede correctie in dit opzicht zal het wenschelijk zijn, na te gaan, in welke mate deze daling plaats heeft. Hierbij zijn de eerste lactaties weer weggelaten. De opbrengsten per dag van den tusschenkalftijd werden weer herleid op het stalgemiddelde en vervolgens ingedeeld in klassen met een verschil van 15 dagen volgende droogstal. Om een voldoende frequentie te verkrijgen zijn de klassen 120—135 en 135—150 dagen samengevoegd; de hogere klassen zijn wegens het gering aantal lactaties niet bruikbaar.

CURVE VIII



De verkregen curve vertoont een regelmatige daling in de opbrengsten met het langer worden van den volgenden droogstal. De aanvankelijke stijging staat in verband met het gering aantal lactaties in de eerste klasse, nl. 20.

Om uit te maken, welke correctie voor dezen factor moet worden aangebracht, is de regressie berekend en wel vanaf de klasse 15—30 dagen; deze klasse is dus in de berekening klasse 1.

Voor deze berekening zijn de volgende formules noodig:

$$\begin{aligned} na + bS(x) &= S(y) \\ aS(x) + bS(x^2) &= S(xy) \\ y &= a + bx \end{aligned}$$

waarin:

- n = aantal klassen,
- a = getal, waarvan xb moet worden afgetrokken,
- x = nummer van de klasse,
- y = klassewaarde,
- b = regressiecoëfficiënt.

De volgende waarden zijn bekend:

x	x ²	y	xy	n
1	1	11,68	11,68	8
2	4	11,07	22,14	
3	9	10,94	32,82	
4	16	10,54	42,16	
5	25	10,18	50,90	
6	36	9,50	57,10	
7	49	9,19	64,33	
8	64	8,36	66,88	
36	204	81,46	347,91	

De eerste twee vergelijkingen worden dus als volgt:

$$8a + 36b = 81,46$$

$$36a + 204b = 347,91$$

of

$$36 \times 8a + 36^2b = 81,46 \times 36$$

$$36 \times 8a + 8 \times 204 b = 8 \times 347,91$$

afgetrokken

$$(36^2 - 8 \times 204)b = 81,46 \times 36 - 8 \times 347,91$$

$$-336b = 149,28$$

$$b = -0,4443$$

$$a = 12,1818$$

Dus voor elke 15 dagen langer droogstal daalt de opbrengst met 0,4443 kg melk.

De punten van de regressie-lijn worden bepaald uit de formule $y = a + bx$.

Dit is:

$$\text{voor klasse 1 : } y = 12,1818 - 0,4443 = 11,74$$

$$\text{voor klasse 2 : } y = 12,1818 - 0,8886 = 11,29 \text{ enz.}$$

$$\text{voor klasse 8 : } y = 12,1818 - (0,4443 \times 8) = 8,63$$

Een opvolgende droogstal van 30—80 dagen is beschouwd als normaal. Overigens is gecorrigeerd volgens de gevonden regressie.

Behalve de genoemde uitwendige factoren en het gewicht der dieren, waarover veelal geen gegevens bekend waren, zijn er nog meer uitwendige invloeden, welke op de productie kunnen inwerken. Hieronder zijn te noemen verzorging der dieren, het melken en andere factoren, welke afhangen van de leiding van het bedrijf. Deze zijn echter niet in cijfers uit te drukken; bovendien zal hun invloed niet zoo groot zijn, daar bij de keuze der bedrijven immers zooveel mogelijk op overeenstemming is gelet.

Alvorens een aanvang te maken met de erfelijkheidsanalyse zal nu voor ieder dier het productievermogen voor de kwantiteit melk moeten worden bepaald. Dit geschiedt op grond van de opbrengsten per dag van den tusschenkalftijd. De absolute producties worden herleid op het stalgemiddelde om op deze wijze de wisselende jaarsinvloeden uit te schakelen. Deze omgekeerde opbrengsten worden dan gecorrigeerd, zooals dit besproken is bij den invloed der niet-erfelijke factoren. Van de gecorrigeerde bedragen wordt het gemiddelde genomen en dit dient als basis voor de erfelijkheidsanalyse.

Deze manier van werken biedt veelal geen moeilijkheden, indien een voldoende aantal bruikbare tusschenkalftijden ter beschikking staat. In veel gevallen echter kwam het voor, dat er van een dier slechts enkele tusschenkalftijden bekend waren, vaak zelfs maar één, en dan meestal de eerste. Het ging niet aan dergelijke dieren steeds uit te sluiten van het verdere onderzoek; het materiaal zou dan te klein geworden zijn. Indien de betreffende tusschenkalftijd(en) normaal was(waren), werd ook in zulke gevallen het productievermogen van het dier er van afgeleid. Men moet nu eenmaal bij een dergelijk onderzoek werken met de gegevens, welke er zijn. De ideale toestand, dat van elk dier een behoorlijk aantal tusschenkalftijden bekend is, is in de praktijk meestal niet aanwezig.

Het bepalen van het productievermogen zal nu aan eenige voorbeelden worden duidelijk gemaakt om een indruk te geven van verschillende gevallen, welke zich bij het materiaal voordeden en van de wijze, waarop dan de eindwaarde werd bepaald.

Tusschenkalftijd	Lengte in dagen			Opbrengst p. d. van den tusschenkalftijd omger. o. h. stalgem. kg melk	Gecorrigeerde opbrengst kg melk
	Voorafgaande droogstal	Volgende droogstal	Tusschenkalftijd		

KOE No 174

1e	—	81	369	6,19	8,60	Van deze koe zijn bekend de 8 eerste tusschenkalftijden. Daar deze in alle opzichten normaal zijn, is slechts een correctie noodig voor den leeftijd. Deze geschiedt volgens de normen aangegeven bij de bespreking van den leeftijd. Het productievermogen van deze koe voor de kwantiteit melk is: $\frac{75,93}{8}$ kg = 9,49 kg melk.
2e	81	60	356	7,37	8,67	
3e	60	58	341	8,89	9,77	
4e	58	41	340	9,57	10,18	
5e	41	60	399	8,65	8,92	
6e	60	79	352	9,50	9,69	
7e	79	60	360	9,32	9,32	
8e	60	62	359	10,67	10,78	
					175,93	

KOE No 232

1e	—	35	453	9,25	12,85	Van deze koe zijn bekend de 4 eerste tusschenkalftijden. De 2e tusschenkalftijd heeft een lengte van 573 dagen; de abnormale duur van de service period — ongeveer 293 dagen — oefent merkbaar een ongunstigen invloed uit op de melkopbrengst. Deze tusschenkalftijd wordt daarom uitgesloten. De overige zijn normaal en worden gecorrigeerd voor den leeftijd. Het productievermogen van no 232 is $\frac{37,42}{3}$ kg = 12,47 kg melk.
2e	35	95	573	8,05	—	
3e	95	64	431	11,01	12,10	
4e	64	71	358	11,72	12,47	
					37,42	

KOE No 248

1e	—	79	396	8,69	12,07	Van deze koe zijn bekend de 5 eerste tusschenkalftijden. Hiervan heeft de 4e een volgende droogstal van 95 dagen dus 15 dagen boven het aangenomen maximum. De opbrengst in dezen tusschenkalftijd wordt vermeerderd met de gevonden regressie, dit is
2e	79	50	348	10,78	12,68	
3e	50	79	408	8,89	9,77	
4e	79	95	373	8,86	9,89	
5e	95	74	381	8,55	8,81	
					53,22	

Tusschenkalf tijd	Lengte in dagen			Opbrengst p. d. van den tusschenkalf tijd omger. o. h. stal gem.	Gecorrigeerde opbrengst kg melk
	Voorafgaande droogstal	Volgende droogstal	Tusschenkalf tijd		
					in dit geval 0,4443 kg melk. Daarna heeft voor de 5 tusschenkalf tijden de correctie voor den leeftijd plaats. Het productievermogen van deze koe is: $\frac{53,22}{5}$ kg = 10,64 kg melk.

KOE No 183

1e	—	102	344	7,49	11,33	Van deze koe zijn bekend de 4 eerste tusschenkalf tijden. Het valt op, dat de zeer lange droogstal regelmatig terug komt. No 183 schijnt een erfelijken aanleg te bezitten voor een korte lactatieperiode en een lange droogstal. Daarom worden de opbrengsten dan ook niet gecorrigeerd of uitgesloten voor de abnormale lengte van den voorafgaanden droogstal. De lage opbrengst in den tweeden tusschenkalf tijd is zeer waarschijnlijk te wijten aan de opgetreden uierontsteking; deze tusschenkalf tijd wordt uitgeschakeld. De opbrengsten der 3 overige tusschenkalf tijden worden na het aanbrenge van de bekende correcties (zie no 248) weer samengevoegd. Het productievermogen van deze koe is: $\frac{40,63}{3}$ kg = 13,54 kg melk.
2e	102	132	343	8,88 ¹⁾	—	
3e	132	117	363	11,64	14,04	
4e	117	118	380	13,23	15,26	
					40,63	

¹⁾ Mastitis in de 6 mnd. na den partus.

Tusschenkalftijd	Lengte in dagen			Opbrengst p. d. van den tusschenkalftijd omger. o. h. stalgem. kg melk	Gecorrigeerde opbrengst kg melk	
	Voorafgaande droogstal	Volgende droogstal	Tusschenkalftijd			

KOE No 173

1e	—	66	390	7,16 ¹⁾	—	Van deze koe zijn slechts de 2 eerste tusschenkalftijden bekend. Hiervan is de eerste niet bruikbaar. De retentio secundinarum heeft immers allicht de productie beïnvloed. Het productievermogen zal dus bepaald moeten worden uit de opbrengst in den 2en tusschenkalftijd. Deze geeft na correctie voor den leeftijd een productievermogen voor koe no 173 van 12,06 kg melk.
2e	66	55	387	10,25	12,06	
					12,06	

KOE No 297

1e	—	78	529	6,83	—	Van deze koe is alleen de 1e tusschenkalftijd bekend, welke wegens den abnormalen langen duur niet bruikbaar is. Het productievermogen van het dier kan hier uit niet met eenige zekerheid worden afgeleid. No 297 wordt dus uitgesloten bij het verdere onderzoek.
----	---	----	-----	------	---	---

¹⁾ Retent. secundin.

DE KLASSE-INDEELING VOLGENS HET PRODUCTIEVERMOGEN

Na uitsluiting van de onbruikbare tusschenkalftijden bleven voor de analyse nog over 385 dieren.

Op grond van de werkhypothese, waarvan bij dit onderzoek is gebruik gemaakt, moeten deze dieren nu volgens hun productievermogen worden ingedeeld in 7 klassen. Deze indeeling moet zoodanig zijn, dat een zekere overeenstemming wordt verkregen met de verdeeling, zooals deze ontstaat na het ontwikkelen van

het binomium $(1 + 1)^6$ en met de ideale verdeling $(1 + 1)^\infty$. Deze overeenstemming kan worden vastgesteld door middel van de χ^2 methode; uit de voor χ^2 verkregen waarde kan men de waarschijnlijkheid bepalen, waarmede de theoretische en de werkelijke indeeling overeenstemmen.

Na een herhaalde bewerking van het materiaal bleek mij, dat bij een klasseverschil van 1,40 kg melk de bedoelde overeenstemming het beste werd verkregen.

Bij deze klasse-indeeling werden 2 dieren met resp. een zeer laag en een zeer hoog productievermogen bij de extreme klassen gevoegd. Deze indeeling gaf het volgend beeld te zien:

Kl. middens in kg melk	7,70	9,10	10,50	11,90	13,30	14,70	16,10
Individueën	10	39	96	119	70	41	10
$n =$	385						

Hieruit kunnen worden berekend:

$$\begin{aligned} M \pm m &= 11,84 \pm 0,0915 \\ * \sigma \pm m_\sigma &= 1,7948 \pm 0,0647 \\ v &= 15,16 \end{aligned}$$

* σ is berekend uit de formule: $*\sigma = \pm \sqrt{\frac{\sum pa^2}{n} - b^2} = 0,083$

dus met de correctie van SHEPPARD.

Om een vergelijking te maken tusschen deze klasse-indeeling en die, verkregen uit $(1 + 1)^6$, werd eerst de standaardwaarde van het klasseverschil bepaald. Deze stelt voor de verhouding tusschen de deviatie en het klasseverschil. Ze is dus hier: $\frac{1,40}{*\sigma} = 0,78003$.

Bij de binominale verdeling volgens $(1 + 1)^6$ is het klasseverschil 1; de deviatie is $\sqrt{\frac{\sum pa^2}{n}} = \sqrt{\frac{96}{64}} = 1,225$.

De standaardwaarde van het klasseverschil is dus: $\frac{1}{1,225} = 0,8163$.

We zien dus een goede overeenkomst tusschen de twee standaardwaarden.

De χ^2 -methode voor vergelijking van de indeeling met een

klasseverschil van 1,40 kg met de binominale verdeling volgens $(1+1)^6$ gaf het volgende resultaat:

Klasse	Th. freq. voor 64 ind.	Theor. freq. voor 385 ind.	Werkelijke freq.	Verskil	Verskil ²	Verskil ² : Theor. freq. voor 385 ind.
1	1	6,015625	10	3,9844	15,8755	2,6391
2	6	36,093758	39	2,9062	8,4460	0,2340
3	15	90,234375	96	5,7656	33,2421	0,3684
4	20	120,312500	119	1,3125	1,7227	0,0143
5	15	90,234375	70	20,2344	409,4309	4,5374
6	6	36,093750	41	4,9062	24,0708	0,6669
7	1	6,015625	10	3,9844	15,8755	2,6391
		385,000000	385			11,0992 = χ^2

In de tabel voor χ^2 (Biometrik) zoeken we χ^2 op voor het betreffende aantal degrees of freedom; dit is in ons geval $7 - 1 = 6$.

Voor $\chi^2 = 10,645$ vinden we een waarde voor P van 0,10.

Voor $\chi^2 = 12,592$ „ „ „ „ „ P „ 0,05.

Daar wordt aangenomen, dat er een overeenstemming bestaat tusschen theorie en werkelijke waarneming, indien P grooter is dan 0,02 (de grens ligt bij $P = 0,05$), mogen we uit de gevonden waarde besluiten, dat er een overeenstemming is tusschen de verdeling der uiteindelijke producties met een klasseverschil 1,40 kg en de verdeling na oplossing van het binomium $(1+1)^6$.

Een vergelijking met de ideale verdeling volgens het binomium $(1+1)^6$ zal aantonen met welke waarschijnlijkheid ook hiermede een overeenstemming aanwezig is. De tabel op blz. 96 geeft den gang voor deze berekening aan.

De som der afwijkingen 0,64 en 0,76 moet gelijk zijn aan het klasseverschil; de som van deze afwijkingen in standaardwaarden is gelijk aan de standaardwaarde van het klasseverschil.

Kolom 5 wordt ingevuld door gebruik te maken van de tabel voor de binominale verdeling. Volgens deze tabel zijn b.v. tot de standaardwaarde $2,65\sigma$ 4960 varianten. Voor elke $0,01\sigma$

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Klassen	Kl. grenzen	Afwijking van M a	Afwijking in standaard-waarden a: σ^*	Theor. freq. pr. 10.000		Theor. kl. freq. pr. 385	Werkel. kl. freq. pr. 385	Verschil tuschen theor. en werkelijke freq. pr. 385	Verschil: theor. freq. pr. 385	Verschil: theor. freq. pr. 385
				van 0 tot uiterste kl. grenzen	in de klasse					
1	7	-4,84	-2,697	4965	(35) 242	(1,35) 9,32	10	-0,68	0,4624	0,0496
2	8,40	-3,44	-1,917	4723	1002	38,58	39	-0,42	0,1764	0,0046
3	9,80	-2,04	-1,137	3721	2327	89,59	96	-6,41	41,0881	0,4597
4	11,20 M=11,84 12,60	-0,64 +0,76	-0,357 +0,423	1394 1639	3033	116,77	119	-2,23	4,9729	0,0426
5	14	+2,16	+1,203	3855	2216	85,32	70	+15,32	234,7024	2,7508
6	15,40	+3,56	+1,983	4764	909	35	41	-6	36,000	1,0286
7	16,80	+4,96	+2,763	4971	207 (29)	7,97 (1,12)	10	-2,03	4,1209	0,5171
					10,000	385,02	385			$\chi^2 = 4,8530$

moet 1 variant meer worden gerekend; dit is voor $0,047\sigma$ dus 4,7 varianten of afgerond 5 enz.

Vanaf het midden tot de uiterste klassegrenzen kan men naar elke zijde 5000 varianten verwachten. Wij hebben er tot de uiterste grens van klasse 1 en 7 echter resp. 4965 en 4971 gevonden. Er zijn er dus resp. 35 en 29 minder; deze worden in kolom 6 resp. boven en beneden vermeld.

De theoretische klassefrequentie per 385 in kolom 7 wordt gevonden uit de formule:

$$\frac{\text{theor. frequentie i/d kl.} \times 385}{10.000}$$

Uit de voor χ^2 verkregen waarde blijkt, dat we een overeenstemming mogen aannemen. Deze waarde ligt namelijk tusschen $P = 0,70$ en $P = 0,50$.

Op grond van deze resultaten is de klasse-indeeling doorgevoerd met een klasseverschil van 1,40 kg melk.

HET BEPALEN VAN HET GENOTYPE

Het aannemen van 3 factorenparen, zoals v. PATOW zulks deed, met een indeeling van de dieren in 7 productieklassen, bleek ook in mijn materiaal de meest logische. Wanneer de factoren A, B en C worden genoemd en de grondfactor G, dan krijgen we de volgende combinaties in de 7 klassen.

1e kl.:	GG												
2e kl.:	GG	Aa	bb	cc,	GG	aa	Bb	cc,	GG	aa	bb	Cc	
3e kl.:	GG	AA	bb	cc,	GG	aa	BB	cc,	GG	aa	bb	CC	
		GG	Aa	Bb	cc,	GG	Aa	bb	Cc,	GG	aa	Bb	Cc
4e kl.:	GG	AA	Bb	cc,	GG	AA	bb	Cc,	GG	Aa	BB	cc	
		GG	Aa	bb	CC,	GG	aa	BB	Cc,	GG	aa	Bb	CC
		GG	Aa	Bb	Cc								
5e kl.:	GG	AA	BB	cc,	GG	AA	Bb	Cc,	GG	AA	bb	CC	
		GG	Aa	BB	Cc,	GG	Aa	Bb	CC,	GG	aa	BB	CC
6e kl.:	GG	AA	BB	Cc,	GG	AA	Bb	CC,	GG	Aa	BB	CC	
7e kl.:	GG	AA	BB	CC									

Daar wij de factoren als homomeer aannemen, zullen de dieren, welke een gelijk aantal factoren bezitten, die de melkgift

verhoogen, phenotypisch gelijk zijn voor de kwantiteit melk. Alleen in de uiterste klassen stemmen pheno- en genotype altijd met elkaar overeen. In de andere klassen kunnen individuen met een zelfde phenotype verschillende genotypen hebben, d.w.z. verschillende factorencombinaties zijn mogelijk.

De laagste klasse, welke alleen den grondfactor voert, noemen we de 0 klasse. Indien we den grondfactor weglaten en de gameten aanduiden met het aantal factoren, welke de melkgift verhoogen, dan kan het volgende schema worden opgesteld:

Klassen:	Gameten:
0	0 en 0
1	0 en 1
2	2 en 0 of 1 en 1
3	3 en 0 of 2 en 1
4	3 en 1 of 2 en 2
5	3 en 2
6	3 en 3

De dieren uit de klassen 0 en 6 zijn homozygoot; zij kunnen slechts gameten afgeven met resp. alleen den grondfactor of met alle drie de melkgift verhoogende factoren.

Bij de dieren uit de klassen 1 en 5 is ook maar één mogelijkheid voor splitsing.

Voor de middenklassen staat de zaak anders. Indien in klasse 2 de dieren voor 1 factor homozygoot zijn, of in klasse 4 voor 2 factoren homozygoot, dan kunnen er maar één soort van gameten worden gevormd. Is er b.v. in klasse 2 de combinatie GG AA bb cc, dan zullen slechts gameten G A b c kunnen worden gevormd; is in klasse 4 de combinatie GG AA BB cc aanwezig, dan zullen hier uitsluitend G A B c van kunnen komen. Ook wordt de splitsingsmogelijkheid beperkt voor klasse 3, indien het dier homozygoot is voor één der 3 factoren. Bij de combinatie GG AA Bb cc b.v. zullen bij de splitsing ontstaan G A B c en G A b c, dus steeds 2 en 1. Indien het echter betreft heterozygote dieren, dan zullen de mogelijkheden voor overerving in de klassen 2, 3 en 4 afhangen van de vraag of er al of niet koppeling van factoren bestaat.

Bij de combinatie GG Aa Bb Cc uit klasse 3 bestaat bij kop-

peling der factoren A, B en C nl. slechts de mogelijkheid van splitsing in G A B C en G a b c; bij niet koppeling echter in G A B C en G a b c of G A B c en G a b C (G A b C en G a B c, G a B C en G A b c).

De hypothese kon bij ons materiaal worden toegepast, indien factorenkoppeling werd uitgesloten. Reeds LEBERL meende hiervoor een aanwijzing te hebben, terwijl ook HUNSDÖRFER en BUCHHOLZ de analyse konden doorvoeren, indien zij rekenden met vrije factorensplitsing.

Uit het opgestelde schema blijkt, dat volgens deze klasseindeeling dieren uit:

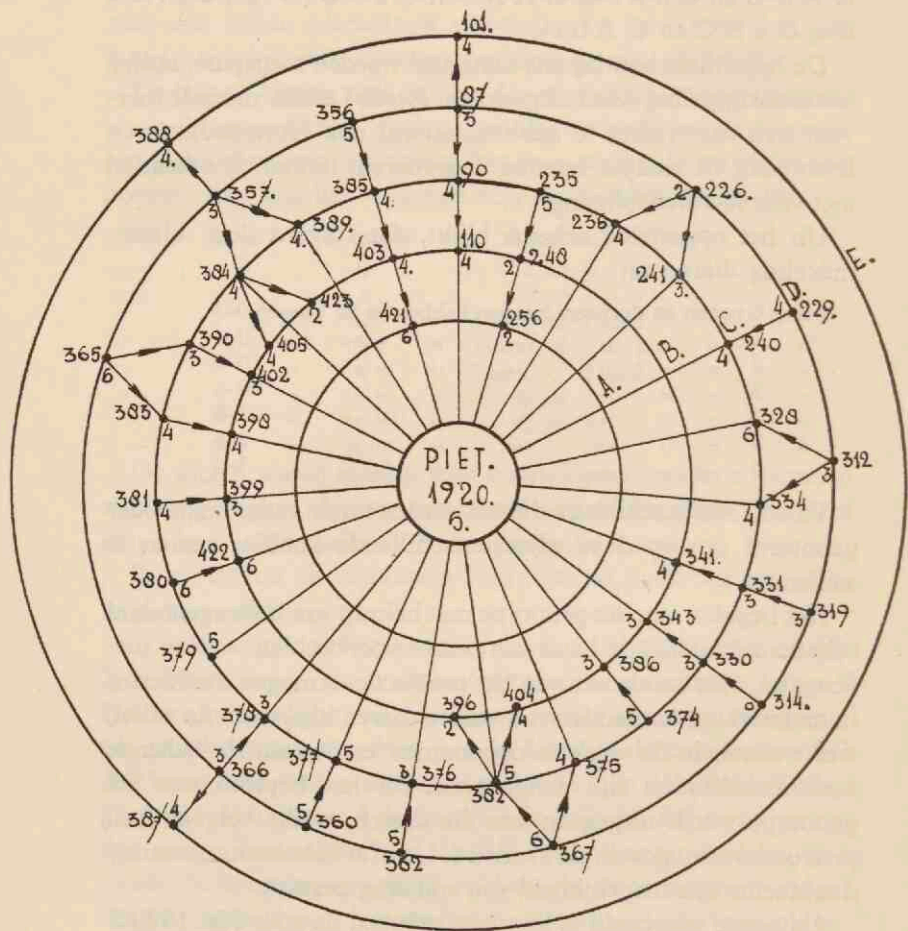
klasse 0	zonen	en	dochters	kunnen	hebben	in	de	klassen	0-3
" 1	" "	" "	" "	" "	" "	" "	" "	" "	0-4
" 2	" "	" "	" "	" "	" "	" "	" "	" "	0-5
" 3	" "	" "	" "	" "	" "	" "	" "	" "	0-6
" 4	" "	" "	" "	" "	" "	" "	" "	" "	1-6
" 5	" "	" "	" "	" "	" "	" "	" "	" "	2-6
" 6	" "	" "	" "	" "	" "	" "	" "	" "	3-6

Van de 385 beschikbare dieren werden nu de vader en moeder genoteerd om op deze wijze verschillende families samen te stellen.

Het bepalen van het genotype met behulp van bovengenoemd schema zal nu aan de hand van eenige voorbeelden worden uiteengezet. Het berekenen van het productievermogen der hierbij in aanmerking komende vrouwelijke dieren blijkt uit de tabel, welke achter in dit werk is opgenomen en waarin de bekende tusschenkalftijden zijn aangegeven. Bij het bepalen van het genotype wordt uitgegaan van die dieren, welke volgens hun productievermogen in de klassen 0, 1, 5 of 6 behooren en waarbij dus slechts één mogelijkheid van splitsing bestaat.

Als eerste voorbeeld is hiervoor gekozen de stier Piet 1920 S met zijn 23 bekende dochters. Deze dochters behooren tot 4 van de 10 bedrijven.

De dochters van den stier zijn gelegen op cirkel C. Ze behooren volgens haar productievermogen in de klassen 3, 4, 5 en 6. Wij kunnen hieruit concludeeren, dat de vader niet kan behooren tot de genetische klasse 0, 1 of 2. Hij moet immers een 3



kunnen geven aan zijn dochters 328 en 380 uit klasse 6 (formule 3/3). De stier moet dus zijn van de klasse 3, 4, 5 of 6; uit het productievermogen der dochters is zijn klasse niet nader te bepalen.

We gaan nu zien naar de moeders van de dochters, gelegen op cirkel D. De koe 367 is van klasse 6 (formule 3/3). Zij kan aan haar dochter 375 dus slechts een 3 hebben gegeven. Deze 375 is van klasse 4 en voert dus de formule 3/1 of 2/2. Daar zij van haar moeder alleen een 3 heeft kunnen erven, moet zij dus de 1 van den vader hebben. Daarmede vervalt de mogelijkheid, dat de stier behoort tot de klassen 5 of 6; immers dan zou hij nooit een 1 hebben kunnen geven.

De genetische klassen, waartoe de stier kan behooren, zijn dus reeds beperkt tot klassen 3 en 4.

De koe 365 is van klasse 6 en kan dus aan haar dochter 390 uitsluitend een 3 hebben meegegeven. De 390 is van klasse 3 (formule 3/0 of 2/1); ze moet een 3 van haar moeder hebben en heeft dus van haar vader de 0 geërfd. Daar de stier een 0 kan geven, is het uitgesloten, dat hij behoort tot klasse 4. Hij is dus van de genetische klasse 3 (form. 3/0 of 2/1).

Er doet zich geen enkele tegenspraak voor, indien we dit nader toetsen aan de andere dieren der familie.

De dochter 328 is, zooals we reeds zagen, van klasse 6 (form. 3/3). Ze moet dus zoowel van den vader als van de moeder een 3 hebben; dit is zeer wel mogelijk, daar beide behooren tot klasse 3.

De dochter 330 is van klasse 3; haar moeder 314 is van klasse 0 (form. 0/0). De 330 heeft dus van haar moeder uitsluitend een 0 kunnen krijgen. Ze heeft de 3 van den vader.

De 382 is een andere dochter van 367. Ze heeft van haar moeder uit klasse 6 een 3 moeten hebben en daar ze zelf behoort tot klasse 5 (form. 3/2) moet ze een 2 van den vader hebben meegekregen. Daar deze laatste zoowel 3/0 als 2/1 kan voeren, is dit goed mogelijk.

De dochter 376 is van klasse 3; haar moeder 362 van klasse 5 (form. 3/2). Deze 362 kan dus aan haar dochter 3 of 2 geven en

deze ontvangt dan van den vader resp. 0 of 1.

De dochter 383 is van klasse 4 (form. 3/1 of 2/2). Ze heeft van haar moeder 365 een 3 moeten erven; zij heeft dus de 1 van den vader.

De productieklassse van de nog niet vernoemde dochters is ook niet in tegenspraak met de genetische klasse van den vader.

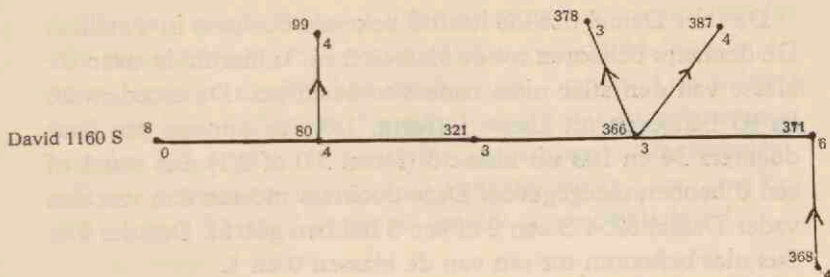
De kleindochters van den stier zijn gelegen op cirkel B. De 248 en 396 behooren tot klasse 2 (form. 2/0 of 1/1). Haar moeders 235 en 382 behooren tot klasse 5 (form. 3/2). Ze kunnen van haar moeders dus uitsluitend de 2 hebben meegekregen; de 0 moet dus afkomstig zijn van den vader. Dit is de stier Leonard 3328 S, welke volgens een analyse in een andere familie tot de genetische klasse 2 (form. 2/0 of 1/1) behoort; hij kan dus de 0 hebben gegeven.

De kleindochter 403 is van klasse 4 (form. 3/1 of 2/2); haar dochter 421, gelegen op cirkel A, is van klasse 6 (form. 3/3). Deze 421 moet dus van haar moeder een 3 hebben geërfd, wat inderdaad goed mogelijk is. De klasse van den vader der 421 is niet bekend.

De andere bekende dochters van de op cirkel D gelegen dieren zijn genoteerd op cirkel E. De genetische klassen zijn weer in overeenstemming met die der moeders.

In het algemeen zal de genetische klasse van een stier het best kunnen worden bepaald bij een groot aantal dochters met bekende moeders. Indien er echter onder deze dochters en moeders geen of weinig zijn met maar één splitsingsmogelijkheid voor hun gameten, zal ook in zulke gevallen de klassebepaling vaak moeilijk zijn. Aan den anderen kant komt het voor, dat van een stier met weinig dochters de genetische klasse toch vlug en juist is te bepalen.

Een voorbeeld daarvan is David 1160 S met 5 bekende dochters in 4 stallen.



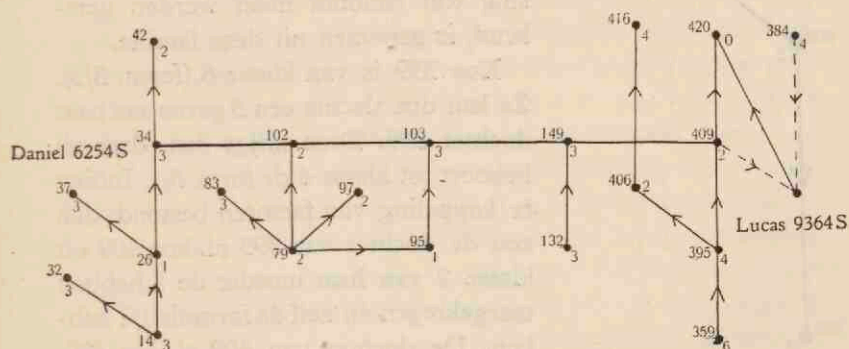
Deze stier heeft dochters in klasse 0, 3, 4 en 6. De dochter 8 uit klasse 0 (form. 0/0) moet van haar vader en moeder een 0 gekregen hebben.*

De dochter 371 is van klasse 6 (form. 3/3) en moet dus van haar ouders elk een 3 hebben geërfd. Daar de stier dus een 0 en een 3 kan geven, behoort hij tot de genetische klasse 3 (form. 3/0 of 2/1).

Van de moeders is alleen 368 bekend; daar ze van klasse 4 is (form. 3/1 of 2/2) kan ze aan haar dochter 371 zeer wel een 3 hebben gegeven.

De klassen der bekende kleindochters (99, 378 en 387) zijn niet in tegenspraak met die van haar moeders.

Een voorbeeld, waarbij voor de klassebepaling van den stier werd gebruik gemaakt van het bekende productievermogen van een kleindochter uit een zoon van hem, is het volgende:



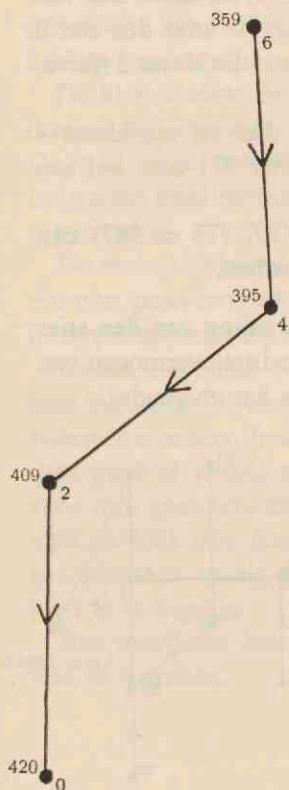
De stier Daniel 6254 S heeft 5 bekende dochters in 4 stallen. De dochters behoren tot de klassen 2 en 3; hieruit is over de klasse van den stier niets naders te besluiten. De moeders 26 en 95 behoren tot klasse 1 (form. 1/0); ze kunnen aan haar dochters 34 en 103 uit klasse 3 (form. 3/0 of 2/1) dus een 1 of een 0 hebben meegegeven. Deze dochters moeten dan van den vader Daniel 6254 S een 2 of een 3 hebben geërfd. De stier kan dus niet behooren tot een van de klassen 0 en 1.

Een zoon van den stier, Lucas 9364 S, heeft een dochter 420 uit klasse 0 (form. 0/0); deze zoon moet dus een 0 hebben kunnen geven. De moeder van Lucas is koe 384 uit klasse 4 (form. 3/1 of 2/2); hij kan dus van de moeder nooit het vermogen hebben meegekregen om een 0 over te erven; hij moet dit dus hebben van zijn vader Daniel 6254 S. Daarmee is uitgesloten, dat Daniel behoort tot klasse 4 of hooger. Hij is dus van de genetische klasse 2 of 3; welke hiervan is niet nader te bepalen.

In de verdere familiebetrekkingen doet zich ook hier geen tegenspraak voor tusschen de klassen van moeders en dochters.

Een ander voorbeeld, waaruit blijkt, dat bij deze hypothese met vrije splitsing van factoren moet worden gerekend, is genomen uit deze familie.

Koe 359 is van klasse 6 (form. 3/3). Ze kan dus slechts een 3 geven aan haar dochter 395. Deze krijgt dus, daar zij behoort tot klasse 4 de form. 3/1. Indien er koppeling van factoren bestond, dan zou de dochter van 395 nl. koe 409 uit klasse 2 van haar moeder de 1 hebben meegekregen en zelf de formule 1/1 hebben. De dochter van 409 nl. koe 420,



behoort tot klasse 0 (form. 0/0); zij moet dus van haar moeder 409 een 0 hebben gehad, wat nooit kan als deze de formule 1/1 voert. Immers de 409 kan slechts een 1 geven. Dus volgens haar dochter 420 is de formule van 409 2/0 en volgens haar moeder 395 is ze 1/1, althans bij aanneming van factorenkoppeling. Nemen we echter vrije factorensplitsing aan, dan kan 395 zoowel 3/1 als 2/2 voeren en 409 zoowel 2/0 als 1/1.

DE RESULTATEN

Op de aangegeven wijze werd het geheele materiaal doorge-
werkt, waarbij zich slechts één tegenspraak voordeed. Dit be-
trof een geval, waarbij een koe uit klasse 5 (form. 3/2) een doch-
ter had in klasse 1 (form. 1/0), dus een tegenstrijdigheid. Van
de dochter was echter alleen de eerste tusschenkalf tijd bekend,
zoodat het al zeer waarschijnlijk is, dat het productievermogen
hieruit onnauwkeurig is afgeleid. Bovendien lag het productie-
vermogen van deze dochter op de grens der klassen 1 en 2.

In het geheel werden 12 stieren onderzocht, welke dochters
hadden op meer dan één der bedrijven. Van 7 dezer stieren kon
de genetische klasse met zekerheid worden bepaald volgens de
hypothese; zij behoorden alle tot klasse 3.

Van 1 stier kon met zeer groote waarschijnlijkheid worden
aangenomen, dat hij viel in klasse 2. Het betrof een dier met 36
bekende dochters, waarvan kon worden aangetoond, dat hij een
0, 1 en 2 overerfde. Daar bij zulk een betrekkelijk groot aantal
nakomelingen, waarvan ook de moeders in bijna elk geval be-
kend waren, de overerving van een 3 niet kon worden vastge-
steld, is het wel zeker, dat hij behoorde tot de genetische klasse
2. Bij informatie bleek mij, dat deze stier in vergelijking met
de andere was tegengevallen in de overerving der kwantiteit
melk.

Van den 9en stier konden de klassen worden teruggebracht
tot klasse 3 of 4; van de 3 overblijvende tot klasse 2, 3 of 4.

Resumeerend kan dus worden gezegd, dat de onderzochte
stieren behoorden tot de middenklassen en dat ze voor de over-
erving der melkgift geen groote verschillen vertoonen. Dit is ook
de algemeene indruk opgedaan in de praktijk in deze streek.

Daar de onderzochte stieren allen van elders geïmporteerd

werden, waren gegevens over de genetische klasse van hun ouders niet bekend. Een belangrijk hulpmiddel om tot de klassebepaling van de stieren te komen ontbrak hierdoor. Bovendien was in sommige gevallen het aantal bekende dochters te gering of ontbraken er voldoende verwanten met maar één splitsingsmogelijkheid voor hun gameten.

Het feit, dat de hypothese alleen door te voeren is bij uitsluiting van factorenkoppeling maakt, dat het genotype in veel gevallen niet nauwkeurig is te bepalen. Voor dieren uit de klassen 2, 3 en 4, dus met meerdere splitsingsmogelijkheden, kan geen nauwkeurige overervingsformule worden opgesteld. Dit is mijns inziens een zwak punt voor praktische toepassing der hypothese. LEBERL wijst er echter terecht op, dat juist deze mogelijkheid van vrije factorensplitsing mede een verklaring geeft van het feit, dat nakomelingen van dezelfde ouders vaak toch zeer afwijkend zijn in hun productiviteit. Indien de ouders beiden b.v. behoren tot klasse 3 kunnen de nakomelingen combinaties hebben van 0, 1, 2 of 3, met het zeer verschillend productievermogen daaraan verbonden. Voorts maakt de uitvoerige berekening de methode voorhands niet geschikt voor een *snel* praktisch onderzoek.

Het resultaat echter, dat deze hypothese zonder noemenswaardige tegenspraak door te voeren is en de genetische klasse ook van een stier voor de melkopbrengst er mede kan worden bepaald alsmede van vele dieren het juiste genotype, maakt haar van veel belang.

Het zou zeker wenschelijk zijn haar nogmaals toe te passen in een milieu, waarvan kan worden aangenomen, dat er groote verschillen in de gebruikte stieren zijn te verwachten. In dit geval zouden de resultaten met meerdere zekerheid aan de praktijk kunnen worden getoetst.

CONCLUSIES

Uit het onderzoek kunnen de volgende conclusies worden getrokken:

1. De door v. PATOW opgestelde hypothese, hoewel wellicht aanvechtbaar uit zuiver genetisch oogpunt bezien, is bruikbaar bij het onderzoek naar de overerving der kwantiteit melk bij runderen.
2. Deze hypothese is slechts door te voeren, indien koppeling der betrokken factoren wordt uitgesloten.
3. Deze aanneming van vrije factorensplitsing heeft ten gevolge, dat bij dieren, welke volgens de hypothese behooren tot één der genetische klassen 2, 3 of 4 het genotype niet nauwkeurig kan worden bepaald.
4. Het vergelijkbaar maken van opbrengsten in verschillende jaren gegeven, kan het best geschieden door een omrekening der absolute producties op een stalgemiddelde.
5. Voor bedrijven, waarvan de bedrijfsvoorwaarden overeenstemmen, kan een gemeenschappelijk stalgemiddelde worden opgesteld.
6. Voor de bepaling van het stalgemiddelde is de berekening der absolute opbrengsten van 1 Mei tot 30 April te verkiezen boven een berekening volgens het kalenderjaar.

7. Voor deze berekening kunnen slechts dieren in aanmerking komen, welke gedurende dit geheele jaar onder contrôle hebben gestaan.
8. De in hoofdzaak door de wisselende genetische samenstelling van een bedrijf veroorzaakte variabiliteit van de melk-opbrengst *in* de afzonderlijke jaren is bij normale bedrijfsomstandigheden aanzienlijk grooter dan de variabiliteit *tusschen* de jaren.
9. Teneinde verschillende uitwendige factoren eventueel te elimineeren is het gewenscht bij het eigen materiaal den invloed dezer factoren te onderzoeken.
10. Bij het aanbrengen van correcties voor verschillende uitwendige factoren dient er rekening mede gehouden te worden, dat in enkele gevallen een erfelijke aanleg voor een abnormaal lijkende grootte van zulk een factor blijkt te bestaan.

LITERATUUR

1. BOGDANOW, E. A. Einige Beobachtungen über den Zusammenhang zwischen Körperform und Leistung bei den Kühen. Journ. für Landwirtschaft, Band 45. Berlin 1897.
2. ZÜRN, E. S. Kritik der Lehre von den Milchzeichen der Kühe. Landwirtschaftliche Jahrbücher, Band 19. Berlin 1890.
3. LYDTIN und WERNER. Das deutsche Rind. Berlin 1899.
4. OVERBOSCH, H. W. Statistische Studien über Rinderbeurteilung nach den Körpermassen. Inaug. Diss. Bern 1911.
5. POTT, E. Der Formalismus in der landwirtschaftlichen Tierzucht. Stuttgart 1899.
6. HESSE, G. Inzucht- und Vererbungsstudien. Arb. der Dtsch. Ges. f. Züchtungskunde, Heft 18. Hannover 1913.
7. LANG, A. Experimentelle Vererbungslehre in der Zoölogie seit 1900. Jena 1914.
8. v. PATOW C. FRHR. Milchvererbung beim Rind. Sammelrefer. Zeitschr. f. Tierzüchtung u. Züchtungsbiol., 1926, Bd. VI. Heft 2.
9. GOWEN, J. W. Milk secretion. Baltimore 1924.
10. GOODALE, H. G. A sire's breeding index with special reference to milk production. The American Naturalist 1927, Vol. 61.
11. SCOTT, TH. The solution of a breeding problem. Journ. Ministry of Agricult. London 1931. Vol. 38, Nr. 8.
12. WIBBENS, H. Het berekenen van den productie-index van een stier op grond van zijn afstamming. De Stamboek, 22e jaargang, Nr. 78.
13. v. PATOW, C. FRHR. Studien über die Vererbung der Milchergiebigkeit and Hand von fünfzigjährigen Probemelkaufzeichnungen. Zeitschrift f. Tierzüchtung u. Züchtungsbiol. 1925. Bd. 4, Heft 3.
14. v. PATOW, C. FRHR. Weitere Studien über die Vererbung der Milchleistung beim Rinde. Zeitschr. f. Tierzüchtung u. Züchtungsbiol. 1930. Bd. 17, S. 3-159.
15. BUCHANAN SMITH, A. D., SCOTT, R. J. and FOWLER, A. B. The inheritance of milk yield in Ayrshire cows. Journ. of Dairy Research 1930. Vol. 1, Nr. 2.
16. HERMES, A. Die Schwankungen des Fettgehaltes der Milch. 8-jährige schwedische Untersuchungen von K. A. Högström. Mittlg. Dtsch. Landw. Ges. 1906. Jahrg. 21, Nr. 47.
17. PETERS, J. Die Vererbung der Milchergiebigkeit und die Verwertung der Kontrollevereinsresultate. Deutsche Landw. Tierzucht 1913, Jahrg. 17, Nr. 11, 12 u. 13.
18. PETERS, J. Neue Untersuchungen über die Vererbung der Milchleistungen. Mittlg. Dtsch. Landw. Ges. 1924, Nr. 14.

19. LEBERL, EDITH. Untersuchungen über die Vererbung der Milch- und Fettmenge in der Leistungsherde des Herrn von Lochow in Zieckau. Zeitschr. f. Tierzüchtung u. Züchtungsbiol. 1931. Bd. 21, Heft 1.
20. v. D. PLANK, G. M. Biometrisch onderzoek in de veeteelt. Tijdschrift v. Diergeneesk. 1933, Deel 60, Afl. Nr. 10.
21. SCHUBERT, H. Untersuchungen über die Variation des Stalldurchschnitts und ihre Ursachen in Rindviehherde der Domäne Kienberg. Zeitschr. f. Tierzüchtung u. Züchtungsbiol. 1934, Bd. 29, Heft 2.
22. HAMMOND, J. and SANDERS, H. G., Some factors, affecting milk yield. Journ. Agric. Science 1923. Vol. 13, Part 1.
23. BOSMA, K. Invloed van den leeftijd op melkproductie en vetgehalte bij Friesch vee. Friesch Landbouwbld. 1924, jaarg. 25, Nr. 47 en 48.
24. SANDERS, H. G. The variation in milk yields caused by season of the year, service, age and dry period and their elimination. Part I: Season of the year. Journ. Agric. Science 1927. Vol. 17, Part 3. Part II: Service. Journ. Agric. Science 1927. Vol. 17, Part 4. Part III: Age. Journ. Agric. Science 1928. Vol. 18, Part 1. Part IV: Dry period and standardisation of yields. Journ. Agric. Science 1928. Vol. 18, Part 2.
25. KRONACHER, C. Körperbau und Milchleistung. Hannover 1909.
26. GAUDE, W. Die Beziehung zwischen Körperform und Leistung in der Rindviehzucht und die äusseren Merkmale des Milchviehs. Arb. Dtsch. Ges. f. Züchtungsk. 1911, Heft 7.
27. SPANN, W. Der Einfluss des Alters beim ersten Kalben auf die Milchleistung der Kuh. Milchwirtsch. Zentr. bl. 1921. Jahrg. 50, Heft 16.
28. HUNSDÖRFER, R. Untersuchungen über Milch- und Milchlaktation in einer schwedischen Fjällviehherde. Zeitschr. f. Tierzüchtung u. Züchtungsbiol. 1933, Bd. 26, Heft 3.
29. BECKER, H. Über den Einfluss der Kalbezeit auf die Milch- und Fettproduktion und die Entwicklung der Nachzucht. Diss. Göttingen 1923.
30. ZWAGERMAN, C. Die Faktoren, welche, abgesehen von Fütterung, die Leistung des Milchviehs beeinflussen. Intern. Milchwirtsch. Congress 1931, Kopenhagen, 1. Sekt.
31. BUCHHOLZ, H. Versuch einer Erbanalyse der Milchleistung in kleinen Herden und auf Grund der Kontrolljahreserträge. Zeitschr. f. Tierzüchtung u. Züchtungsbiol. 1934. Bd. 29, Heft 1.
32. BOSMA, K. Onderzoekingen omtrent de melkproductierichting in de fokkerij. Wageningen 1935.
33. SANDERS, G. H. The length of the interval between calving. Journ. Agric. Science 1927. Vol. 17, Part. 1.
34. CAINES, W. L. and PALFREY, J. R. Length of calving interval and average milk yield. Journ. Dairy Science 1931, Vol. 14, Nr. 4.
35. FLEISCHMANN, W. Untersuchung der Milch von sechzehn Kühen. Landwirtschaftl. Jahrbücher, Bd. 20. Erg. bd. 2.
36. GAVIN, W. The interpretation of milk records. Journ. Royal Agricult. Society. London 1912. Vol. 73.

37. SANDERS, H. G. The shape of the lactation curve. Journ. Agric. Science 1923, Vol. 13, Part 2.
38. SANDERS, H. G. The analysis of the lactation curve into maximum yield and persistency. Journ. Agric. Science 1930. Vol. 20, Part 2.
39. KRONACHER, C. u. v. PATOW, C. FRHR. Biometrik, 2e Auflage. Berlin 1930.
40. FISHER, R. A. Statistical methods for research workers. 3 Ed. London-Edinburgh 1930.
41. KRONACHER, C. Züchtungslehre. Berlin 1929.

STELLINGEN

I

Bij een vergelijkend onderzoek van voederproeven kan een biometrische contrôle der resultaten niet gemist worden.

II

Het is gewenscht, dat de beteekenis van de subcutane injectie bij spat (methode BERGE) als diagnostisch hulpmiddel nader wordt onderzocht.

III

Bij de beoordeeling der resultaten van de verschillende therapieën tegen de paralytische haemoglobinurie der paarden moet de allergrootste voorzichtigheid worden betracht.

IV

De MEINICKE reactie kan bij het onderzoek op *Brucella Bang* niet gemist worden.

V

De door CUBONI aangegeven zwangerschapsreactie bij het paard verdient de voorkeur boven het biologisch zwangerschaps-onderzoek.

VI

Het verdient aanbeveling een nader onderzoek in te stellen naar de door GEREKE aangegeven methode ter beoordeeling van vleesch afkomstig van cryptorchieden en castraten.

VII

In een vleeschkeuringskring ten plattelande verdient het oprichten van noodslachtplaatsen in de aangesloten gemeenten veelal de voorkeur boven het stichten van één centrale noodslachtplaats.

