

467. Beretning fra Statens Husdyrbrugs forsøg

Mogens Hansen
Afdelingen for forsøg med kvæg og får

Genetiske undersøgelser over kvægets frugtbarhed

(Genetic Investigations on
Cattle Reproduction)

With English summary and subtitles



I kommission hos Landhusholdningsselskabets forlag,
Rolighedsvej 26, 1958 København V.

Trykt i Frederiksberg Bogtrykkeri 1978

Forord

Udover ydelsesniveauet er malkekøernes frugtbarhed den mest betydende biologiske faktor for økonomien i mælkeproduktionen. Nærværende beretning omhandler mulighederne for gennem avlsarbejdet at forbedre frugtbarheden i vore kvægracer. Anvendeligheden af de forskellige mål for frugtbarhed er søgt belyst. De fundne heritabiliteter og genetiske sammenhænge viser, at et systematisk avlsarbejde for denne egenskab vil kunne give fremgang, og det foreslås afslutningsvis, at frugtbarheden inddrages i avlsplanerne, således som det nu er muligt efter indkøring af kvægavlsforeningernes EDB-løsning.

Statens Jordbrugs- og Veterinærvidenskabelige Forskningsråd har ydet støtte til den her beskrevne undersøgelse jvf. bevilling nr. 513-1576.

Data til analyserne er stillet til rådighed af De Danske Kontrolforeningers Landsudvalg samt de fire kvægavlsforeninger: Hjørring Amt, Østjyden, Horsensseggen og Holbæk Amt.

Forsøgsassistent Helle Estrup har udført et stort arbejde med at tilrettelægge data, programmere m.v. samt med at rentegne figurerne.

Videnskabelig assistent Georg Jensen har bistået med at overføre de rå data til bearbejdelig form.

Lektor Poul Henning Petersen og kst. forsøgsleder L. Gjøøl Christensen har omhyggeligt gennemlæst manuskriptet og givet værdifulde forslag til ændringer.

Kontorassistent Hertha Jensen har med stor omhu renskrevet manuskriptet og gennemlæst de engelske oversættelser.

Der rettes en tak til alle, der har medvirket ved gennemførelsen af nærværende undersøgelse.

København, den 6. oktober 1977.

A. Neimann-Sørensen

INDHOLDSFORTEGNELSE

	SIDE
1. Indledning	7
2. Tyrefrugtbarhed	7
A. Litteraturoversigt	8
B. Materiale og metoder	10
C. Resultater og diskussion	13
D. Konklusion	17
3. Døtregruppers frugtbarhed	17
A. Litteraturoversigt	17
B. Materiale og metoder	18
C. Resultater og diskussion	20
D. Konklusion	24
4. Sammenhængen mellem tyres egen frugtbarhed og deres døtres	24
A. Materiale og metoder	24
B. Resultater og diskussion	25
C. Konklusion	26
5. Muligheder for selektion for frugtbarhed	26
6. Sammendrag	27
7. Summary	28
8. Litteratur	29

1. Indledning

Hos alle arter med kønnet formering er tilfredsstillende frugtbarhed en betingelse for artens beståen. Hos tamkvæg, der oftest holdes for mælkens skyld, er kælvningen endvidere en betingelse for starten på laktationen.

I kvægbrug, hvor grundlaget for produktionen er malke- og kombinationsracer, kan tilfredsstillende frugtbarhed defineres ved, at hundyrene kælver på et af driftlederen valgt tidspunkt. For at opnå tilfredsstillende frugtbarhed i den enkelte besætning skal en række krav til såvel driftsledelse som dyremateriale være opfyldt. Af krav til dyrene kan bl.a. nævnes:

- a) den anvendte sæd skal være af en kvalitet, der betinger maksimal befrugtningsevne (tyrefrugtbarhed),
- b) hundyrenes kønsorganer og hormonale status skal være i orden, således at inseminering på rette tidspunkt har maksimal chance for at resultere i konception (kofrugtbarhed).

Det er i det lange løb endvidere en betingelse, at der ikke eksisterer en uønsket genetisk sammenhæng mellem tyrefrugtbarhed og kofrugtbarhed. Tyre, som selv har god frugtbarhed, må således ikke generelt have anlæg for at give døtre med ringe frugtbarhed.

Formålet med nærværende undersøgelse er, i tråd med ovennævnte, tredelt:

1. at beregne heritabiliteten for tyrefrugtbarhed,
2. at beregne heritabiliteten for kofrugtbarhed, her på afkomsgrupper efter de tyre, som er med i beregningerne under punkt 1,
3. at beregne de fænotypiske og genetiske korrelationer mellem tyrefrugtbarhed og kofrugtbarhed.

Forfatteren er ikke bekendt med, at undersøgelser af den her skitserede art har været udført i sammenhæng. Derimod er der, som det fremgår af senere afsnit, arbejdet en del separat med punkterne 1 og 2.

2. Tyrefrugtbarhed

Hos tyre er det formålstjenligt at skelne mellem indirekte og direkte frugtbarhedsmål. Til de indirekte kan henregnes f.eks. alder ved kønsmodenhed, springvillighed samt alle sædkvalitetsmålene (volumen, tæthed, bevægelighed m.v.). Disse mål gøres ikke i nærværende beretning til genstand for nogen nærmere analyse. Til direkte frugtbarhedsmål kan henregnes alle de, som måler en given tyrs virkning i praksis, f.eks. ikke-omløberprocenter, % drægtige ved 1. inseminering og antal insemineringer pr. drægtig ko.

Danske kvægavlsforeninger anvender ikke-omløberprocenter som frugtbarhedsmål, og analyserne af tyrefrugtbarhed er derfor koncentreret om mål af denne art.

A. Litteraturoversigt

Det bedste mål for en tyrs frugtbarhed er frekvensen af drægtige køer. Imidlertid udføres drægtighedsundersøgelse ikke systematisk på alle hundyr. Rottensten (1950) anfører, at et tidsbesparende alternativ til drægtighedsundersøgelse er en løbende kontrol med ikke-omløberprocenten (IO%) i tidsrummet 30–60 dage efter inseminering. Dette synspunkt støttes af Aehnelt & Hahn (1968). I dag er ikke-omløberprocent et almindeligt accepteret frugtbarhedsmål. Det eksisterer i to former, den ene er den, som anvendes bl.a. i Danmark: f.eks. 30–60 dages IO% og 60–90 dages IO%. Den anden form, f.eks. 28 dages IO% og 56 dages IO% anvendes bl.a. i Sverige (Philipsson et al. 1975) og i Angel (Schröder, 1976). I første tilfælde opgøres på en fastsat dato, hvor stor en procentdel ikke-omløbere der er blandt de hundyr, som i en fastlagt periode (f.eks. 30–60 dage) forud er insemineret med en bestemt tyr. I andet tilfælde opgøres løbende, hvor stor en procentdel ikke-omløbere der er blandt de hundyr, som for et bestemt antal dage (f.eks. 56) siden er insemineret med en bestemt tyr. En skematiseret fremstilling af beregningsmetoderne for de to principper ses i figur 1.

N inseminerede		P ikke-omløbere			A
1.9.	30.9.	31.10.	30.11.	31.12.	
Dag nr.:	30	60	91	122	
1.9.					
M inseminerede		26.10.	L ikke-omløbere		B
1.9.	30.9.	31.10.	30.11.	31.12.	
Dag nr.:	30	56	91	122	

A: 30–60 dages ikke-omløberprocent.

Den 30.10. (dag nr. 60) opgøres, hvor mange af de N hundyr, som er insemineret i perioden 1.9.–30.9. (dag nr. 1–30), der ikke er insemineret igen. Kaldes det sidste antal (ikke-omløberne) P, kan ikke-omløberprocenten for september beregnes som $P \times 100/N$.

B: 56 dages ikke-omløberprocent.

Den 26.10. (dag nr. 56) opgøres, hvor mange af de M hundyr, som er insemineret 1.9. (dag nr. 1), der ikke er insemineret igen. Antallet af ikke-omløbere kaldes L. Dette gentages dag for dag, indtil alle insemineringer i september måned er dækket. 56 dages ikke-omløberprocenten beregnes som

$$\frac{30.9. \quad 30.9.}{\sum L_i \times 100 / \sum M_j}$$

$$i = 1.9. \quad j = 1.9.$$

Figur 1. Beregning af 30–60 dages og 56 dages ikke-omløberprocent.

Figure 1. Computation of 30–60 days' and 56 days' non-return rates.

Salisbury & VanDemark (1961) angiver følgende sammenhæng mellem antallet af virkeligt drægtige køer, undersøgt 5–7 uger efter inseminering, og forskellige ikke-omløberprocenter.

Tabel 1. Ikke-omløberprocenter i relation til virkeligt drægtige køer, (Salisbury & VanDemark, 1961)

Table 1. Non-return rates in relation to diagnosed pregnant cows, (Salisbury & VanDemark, 1961)

	Drægtige, % ¹⁾ (Pregnant, %)	Ikke-omløber% (non-return rates)		
		30–60 d.	60–90 d.	90–120 d.
IO% ÷ drægtige	53,4	68,2	58,7	56,0
(NR rate – pregnant)	–	14,8	5,3	2,6

¹⁾ Undersøgt 5–7 uger efter ins. (Pregnancy checked 5–7 weeks after A.I.)

Resultaterne i tabel 1 er i god overensstemmelse med Rottensten (1950), der for to normalt frugtbare tyre over en 10 måneders periode med i alt 3098 førsteinsemineringer fandt 54,5% drægtige og 68,7% 30–60 dages ikke-omløbere.

Frugtbarhed hos kvæg er i vid udstrækning miljøbetinget (Maijala, 1974; Hansen, 1977). Arvens indflydelse på variationen i frugtbarhed er som følge heraf ofte ret lille. I tabel 2 gives en kort gennemgang af resultater fra analyser af arvbarheden for ikke-omløberprocent.

Som det fremgår af tabel 2, er resultaterne af de refererede undersøgelser meget varierende.

Beregning af h^2 som to gange regressionen af sønner på fædre vil indebære en overestimering, idet en væsentlig del af den variation, som skyldes ikke-lineært

Tabel 2. Heritabiliteten af ikke-omløberprocent
Table 2. The heritability of non-return-rates

Forfatter (Author)	IO mål (NR-rate)	Race (Breed)	h^2 (h^2)	gent.koeff. (repeat- ability)	Metode ¹⁾ (Method ¹⁾)
McCullough et al., 1951	60-90 d	HF		0,59	
McCullough et al., 1951	60-90 d	Guernsey		0,44	
McCullough et al., 1951	60-90 d	Jersey		0,31	
Shannon & Searle, 1962	49 d		0,55	0,69	1
Majjala, 1969	60 d	(Ayrshire + Finsk kvæg)	0,18	0,61	
Kuciel & Mejstřík, 1970		Czech Pied	0,012	0,153	3
Solbu, 1972 b	60-90 d	NRF		0,017	2
Samoilo, 1974		Russ. Sortb.	0,52		
Schmid, 1974	60-90 d	Simmental	0,10		2
Schmid, 1974	60-90 d	Gelbvieh	0,20		2

- ¹⁾1. Far-søn regression. (Sire-son regression)
 2. Enten- eller intraklassekorrektion. (Threshold analysis).
 3. Halvbrødre-intraklassekorrelation. (Half brother analysis).

samspil mellem gener (dominans, epistasi) vil indgå i covariansen fædre-sønner. Dette kan være medvirkende årsag til den høje heritabilitet, som Shannon & Searle (1962) angiver.

De i tabellen refererede nyere resultater, bortset fra Samoilo (1974), angiver resultater i størrelsesordenen 0,01-0,20. Rendel & Venge (1961) fandt en heritabilitet på 0,30 for procent drægtige ved 1. inseminering på et svensk materiale, altså et resultat midt imellem de to nævnte størrelsesordener.

Grundene til de meget forskellige resultater er resumeret af Bach (1971). Som konklusion må anføres, at årsagerne til forskellene kan sammenfattes i to hovedgrupper, nemlig for det første vidt forskelligt analysemateriale og for det andet vidt forskellige analysemetoder.

B. Materiale og metoder

Materialet til undersøgelsen af tyrefrugtbarhed er stillet til rådighed af de fire kvægavlsforeninger, som fra 1965 har fået registreret og behandlet data hos Landbrugets EDB-center, Risskov, nemlig: Kvægavlsforeningen for Hjørring amt, Kvægavlsforeningen Østjyden, Horsensegnens Kvægavlsforening og Holbæk Amts Kvægavlsforening. Materialet stammer fra årene 1966-71, og de to sidstnævnte foreninger har siden da indgået samarbejde med andre kvægavlsforeninger under andre navne.

Materialets omfang og struktur fremgår af tabellerne 3 og 4. Det fremgår heraf, at det samlede materiale udgør 1.004.960 førsteinsemineringer, fordelt med 504.854 på tyre af RDM, 287.785 på tyre af SDM og 212.321 på Jerseytyre.

Tabel 3. Antal første insemineringer og tyre fordelt på tyrerace og ikke-omløberprocenter
Table 3. Number of first inseminations by breed of bull and non-return-per cent

Ikke-oml. % Metode ¹⁾ (Non-return % Method ¹⁾)	Tyr race (Breed of bull)					
	RDM (Red Dan.)		SDM (Dan. Fries.)		DJ (Dan. Jersey)	
	Antal (Number)		Antal (Number)		Antal (Number)	
	Insem.	Tyre	Insem.	Tyre	Insem.	Tyre
18-24 d., I, II, III	181.094	35	107.955	22	104.777	26
30-60 d., I	183.658	35	125.552	28	60.414	17
30-60 d., II, III	170.478	35	119.067	28	56.344	17
60-90 d., I	140.102	25	54.278	11	47.130	16
60-90 d., II, III	130.504	25	47.306	11	43.906	16

¹⁾ Beregningsmetode, se senere (Method of calculation, explained later).

Tabel 4. De 4 kvægavlsforeningers anvendte ikke-omløberprocent
Table 4. The non-return-per cents used by the 4 A.I. associations

Forening A.I. Association	Ikke-omløber% (Non-return%)		
	18-24 d.	30-60 d.	60-90 d.
1. Hjørring	+	-	-
2. Østjyden	-	+	-
3. Horsens	-	-	+
4. Holbæk	+	+	+

Hver af de tre forskellige ikke-omløberprocenter har været anvendt i 2 foreninger, og der er en god racefordeling i de fire foreninger. Alle tyre med mindst 100 førsteinsemineringer fordelt på mindst 2 år er med i analyserne.

Det er en svaghed i materialet, at der ikke har været mulighed for at korrigere for insemineringssæson, om hundyret var en ko eller en kvie eller for hundyrets race. Det sidste spiller næppe nogen væsentlig rolle for RDM og DJ, idet tyre af disse racer ganske afgjort fortrinsvis er benyttet til køer af egen race. Derimod vil en del af insemineringerne med SDM-tyre sandsynligvis være foretaget på RDM-køer og -kvier. Det er vanskeligt at vurdere effekten af de her nævnte svagheder i materialet, men det er sandsynligt, at heritabilitetsskønnene ikke er påvirket i nævneværdig grad.

Auran (1972) viste, at % dødfødte kalve kan betragtes dels som en egenskab hos kalven, dels som en maternal egenskab. I beregninger af heritabilitet ved hjælp af variansanalyse vil kalvene i første tilfælde være fædrene halvsøskende, i andet tilfælde vil mødrene være det.

Hansen (1975b) anfører, at man, parallelt med førstnævnte tilfælde, kan betragte succes (eller det modsatte) af insemineringer med en given tyr som en egenskab hos halvsøskende, idet de eventuelt resulterende kalve vil være halvsøskende.

I analyserne i dette afsnit er procent ikke-omløbere derfor behandlet som en egenskab hos de eventuelle kalve, og heritabiliteten derfor beregnet som på halvsøskendedata.

De oprindelige data er, for hver race og ikke-omløberprocent, analyseret på tre forskellige måder:

Metode I er beskrevet af Robertson & Lerner (1949) og eksemplificeret af Solbu (1972a) og Hansen (1972). Princippet er, at beregningerne af varianser mellem og inden for tyre sker på de binominalfordelte rådata. Det således beregnede skøn for h^2 transformeres derpå fra den binominalfordeling, som beskriver fænotyperne, til den underliggende fordeling af genotyper, som kan antages at være normal (Falconer, 1964). Spredningen på h^2 er beregnet som angivet af Solbu (1972b).

Metode II er i princippet den samme som metode I. Inden beregningerne er de enkelte tyres antal af ikke-omløbere dog korrigeret med mindste kvadraters konstanter for år og forening beregnet efter følgende model (Harvey, 1972):

$$Y_{ijk} = \mu + \text{foren.}_i + \text{år}_j + e_{ijk} \quad (1)$$

hvor:

Y_{ijk} = ikke-omløber% for tyr k i forening i og år j .

μ = mindste kvadraters gennemsnit.

foren._i = i 'te forening ($i = 1, 4$)

år_j = j 'te år ($j = 1, 5$)

e_{ijk} = tilfældig afvigelse fra modellen af k 'te tyr.

De således korrigerede rådata er underkastet den samme analyse som beskrevet under metode I. Imidlertid er nogle af insemineringerne, som er foretaget i år 1970–71, udeladt, idet foreningerne 2 og 3 ikke på udlånstidspunktet havde afsluttet opgørelserne for 1970–71. Konstanterne for år kan derfor kun beregnes til og med 1969–70.

Metode III afviger principielt fra metoderne I og II, idet den binominalfordelte egenskab omløber/ikke-omløber betragtes som en kontinuert egenskab med værdierne 0 og 1. Analyserne er derpå udført ved hjælp af biblioteksprogrammet LSMLMM (Harvey, 1972) efter følgende model, hvori alle effekter med undtagelse af tyr betragtes som fixed:

$$Y_{ijkl} = \mu + \text{foren.}_i + \text{år}_j + \text{tyr}_{ik} + e_{ijkl} \quad (2)$$

hvor:

Y_{ijkl} = l 'te inseminering med ik 'te tyr i forening i og år j .

tyr_{ik} = k 'te tyr i forening i .

e_{ijkl} = tilfældig afvigelse fra modellen af l 'te inseminering med tyr ik ,

de øvrige elementer er beskrevet i model (1).

Gentagelseskoefficienten for årlig ikke-omløberprocent er beregnet efter modellen

$$Y_{ijk} = \mu + \text{REF}_i + \text{tyr}_{ij} + e_{ijk} \quad (3)$$

hvor:

Y_{ijk} = k'te ikke-omløber% hos tyr ij i REF i.

μ = mindste kvadraters gennemsnit.

REF_i = Race-Egenskab (ikke-omløber%-kategori)-Forening (i = 1,18).

tyr_{ij} = j'te tyr inden for i'te REF.

e_{ijk} = tilfældig afvigelse fra modellen af k'te ikke-omløber%.

I beregningerne er kun medtaget resultaterne for tyre, som i mindst to år havde 100 insemineringer eller derover pr. år.

Ved at slå de tre hovedeffekter race, ikke-omløberkategori og forening sammen gives der mulighed for at beregne gentagelseskoefficienten for materialet som helhed i en hierarkisk variansanalyse. Alternativet er at beregne gentagelseskoefficienten for hver ikke-omløberkategori for sig. Dette vil, jvf. tabel 3, medføre, at resultatet for specielt 60-90 dages IO% bliver baseret på et relativt spinkelt materiale.

Gentagelseskoefficienten (r) for årlig ikke-omløberprocent kan nu beregnes som

$$r = \frac{\sigma_s^2}{\sigma_s^2 + \sigma_e^2} \quad (4)$$

hvor:

σ_s^2 = Variansen mellem tyre (arv + miljø)

σ_e^2 = restvariansen beregnet i henhold til model (3).

C. Resultater og diskussion

Resultaterne i tabel 5 viser, at der er en raceforskel i ikke-omløberprocenterne. Dette er vist før, bl.a. i de løbende Årsberetninger fra De samvirkende danske Kvægavlsforeninger (Andersen, 1972-75).

Tabel 5. Gennemsnitlige ikke-omløberprocenter
Table 5. Average non-return rates

	RDM (Red Dan.)		SDM (Dan. Fries.)		DJ (Dan. Jersey)	
	Egen undersøg. (Own investig.)	Gns. ¹⁾ (Av.) ¹⁾	Egen undersøg. (Own investig.)	Gns. ¹⁾ (Av.) ¹⁾	Egen undersøg. (Own investig.)	Gns. ¹⁾ (Av.) ¹⁾
Ikke-oml.% (Non-return%)						
18-24 d	84.8		85.4		85.6	
30-60 d	72.9	72.6	74.1	74.8	75.7	73.4
60-90 d	63.7	62.1	68.2	66.7	67.4	66.8

¹⁾ Gns. 1972-75 ifølge Andersen (1972-75). (Average 1972-75 according to Andersen (1972-75))

Generelt er ikke-omløberprocenterne for SDM og DJ noget højere end for RDM. Vurderingen af dette resultat er vanskelig, men det kan ikke afvises, at RDM, set på baggrund af de næsten ens 18–24 dages ikke-omløberprocenter, har en større frekvens af tidligere fosterdød end de to andre racer. Det kan heller ikke afvises, at resultaterne specielt for SDM kan være kunstigt gode på grund af større anvendelse af privat tyr til omløbere.

Heritabiliteten for de tre forskellige ikke-omløberprocenter og de tre beregningsmetoder er vist i tabel 6. Resultaterne er angivet for hver race for sig, og der er ikke beregnet nogen »poolet« h^2 for hele materialet.

Resultaterne for metoderne I og II korresponderer godt for RDM og SDM, medens der hos DJ er lidt afvigelse mellem de to metoders resultater. Metode III giver generelt mindre h^2 -skøn, hvilket er i god overensstemmelse med tidligere erfaringer (Hansen, 1975a), der viser, at »kontinuerte« beregninger på binominalfordelte data giver lavere skøn for h^2 end konventionelle beregninger.

Tabel 6. $h^2 \pm s.e.$ for ikke-omløberprocenter for racerne RDM, SDM og DJ. Beregningsmetoder I, II, III: se tekst

Table 6. $h^2 \pm s.e.$ for non-return-rates for the breeds Red Danish, Danish Friesian and Danish Jersey. Calculation methods I, II, III: see text

Race og ikke-oml.% (Breed and N-R%)	$h^2 \pm s.e.$ for metode ($h^2 \pm s.e.$ for method)		
	I	II	III
RDM (Red Danish)			
18–24 d	0.022±0.005	0.022±0.005	0.010±0.003
30–60 d	0.025±0.006	0.025±0.005	0.015±0.004
60–90 d	0.028±0.008	0.027±0.008	0.018±0.005
SDM (Dan.Friesian)			
18–24 d	0.032±0.010	0.033±0.010	0.014±0.005
30–60 d	0.036±0.009	0.034±0.009	0.018±0.005
60–90 d	0.019±0.009	0.017±0.008	0.013±0.006
DJ (Dan.Jersey)			
18–24 d	0.023±0.006	0.030±0.008	0.011±0.003
30–60 d	0.023±0.008	0.029±0.010	0.015±0.005
60–90 d	0.036±0.013	0.026±0.009	0.015±0.005

Hos alle racer bemærkes en svag stigning i heritabiliteten fra 18–24 dages ikke-omløber% til 30–60 dages ikke-omløber%. Hos RDM og DJ fortsætter denne stigning til 60–90 dages ikke-omløber% (bortset fra metode II hos DJ), hvorimod der her ses et fald hos SDM. Hvis den før omtalte teori om mere udbredt brug af privat tyr til omløberne hos SDM er sand, kan dette være en del af forklaringen på SDM's afvigelse fra de to andre racer på det her omtalte område.

Sammenfattende kan det siges, at heritabilitets-skønnene er lave, også sammenlignet med litteraturen, som er citeret i tabel 2.

Gentagelseskoefficienten for årlig IO% er beregnet for hele materialet under ét som vist i tabel 7.

Tabel 7. Variansanalyse-beregning af gentagelseskoefficienten
Table 7. Analysis of variance for calculation of coefficient of repeatability

Årsag (Source)	Frhgr. (DF)	Middelkv. (Mean Square)	Varianskomp. (Var.component)
Total	622	—	—
REF ¹⁾	17	206335.3	5916.4
Tyre (Sires)	155	4341.5	926.0
Indre (Error)	450	1040.3	1040.3

¹⁾ REF: Race-egenskab (IO%)-forening slået sammen.
 REF: Breed-NR%- A.I.association pooled.

På grundlag af disse resultater kan gentagelseskoefficienten beregnes som

$$r = \frac{926.0}{926.0 + 1040.3} = 0.47$$

Dette resultat er i god overensstemmelse med de, der opgives i litteraturen.

Den forventede gentagelseskoefficient ($E(r)$) for årlig IO% kan skrives:

$$E(r) = \sqrt{\frac{n_1 \cdot \frac{1}{4} \cdot h^2}{1 + (n_1 - 1)t}} \times r_A \times \sqrt{\frac{n_2 \cdot \frac{1}{4} \cdot h^2}{1 + (n_2 - 1)t}} \quad (5)$$

hvor n_1 og n_2 er antallet af insemineringer i de to år, r_A den genetiske korrelation mellem resultaterne, h^2 er heritabiliteten og t intraklassekorrelationen.

Forudsættes følgende:

$$n_1 = n_2 = n \text{ (= antal ins. i gennemsnit).}$$

$$r_A = 1.00$$

$$t = \frac{1}{4} h^2$$

reduceres (5) til:

$$E(r) = \frac{n \cdot \frac{1}{4} \cdot h^2}{1 + (n - 1)t} \quad (6)$$

Erstattes $E(r)$ nu med den fundne gentagelseskoefficient for årlig 10% på 0,47 og h^2 med 0,03, kan (6) løses med hensyn til n . Denne fremgangsmåde giver $n=117$.

Imidlertid kan (6) også løses med hensyn til t , hvis n er kendt.

For $n = 200$ fås da:

$$0,47 = \frac{200 \cdot \frac{1}{4} \cdot 0,03}{1 + 199 t}$$

Heraf beregnes $t = 0,011$,

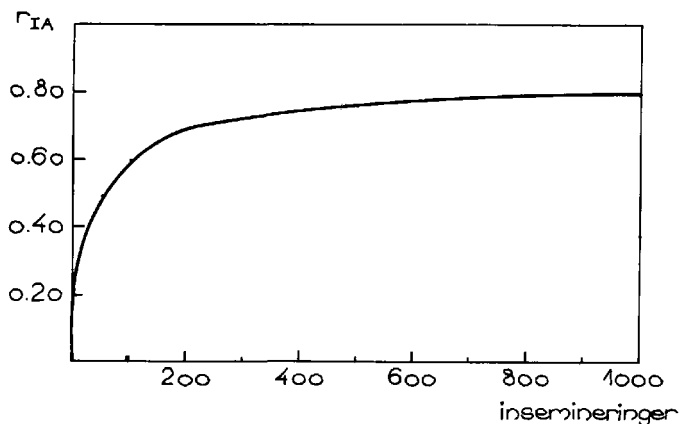
men $t = \frac{1}{4} h^2 + c^2$, hvoraf følger, at fællesmiljøkomponenten c^2 , som normalt i et materiale som dette forudsættes $= 0$, kan beregnes at være $c^2 = 0,0035$.

Sikkerheden ved individafprøvning af tyre kan med den her anvendte fremgangsmåde beregnes som

$$r_{IA} = \sqrt{\frac{n \cdot \frac{1}{4} \cdot h^2}{1 + (n-1)t}} \quad (7)$$

For et givet antal døtre er r_{IA} for $h^2 = 0,03$ og $t = 0,011$ afbildet i figur 2.

Det fremgår af figur 2, at sikkerheden ved individprøve for egenskaben omløber/ikke-omløber er af en rimelig størrelsesorden. I praksis er denne individprøve »gratis«, idet den fremkommer som en naturlig oplysning under afprøvningen af alle ungtyre. Det er derimod ikke givet, at der bør lægges nogen særlig vægt på resultatet af en sådan afprøvning.



Figur 2. Sikkerhed (r_{IA}) ved individprøve af tyre for frugtbarhed.
Figure 2. Accuracy (r_{IA}) of bulls' performance test for fertility.

D. Konklusion

I nærværende analyse er arvbarheden beregnet for tyrefrugtbarhed, målt som omløber/ikke-omløber, ved henholdsvis 18–24 dage, 30–60 dage og 60–90 dages opgørelse. Resultaterne er ret ens for racerne RDM, SDM og DJ. Heritabiliteten for de omhandlede egenskaber er af størrelsesordenen 0,01–0,04.

Gentagelseskoefficienten for årlig ikke-omløberprocent er i denne undersøgelse beregnet til 0,47. Dette resultat er i god overensstemmelse med resultater fra litteraturen, jvf. tabel 2.

Sikkerheden ved individprøve af tyre for frugtbarhed er relativt høj, men der kan ikke ses bort fra, at en del af den beregnede genetiske forskel mellem tyre til dels kan skyldes, at der stilles visse mindstekrav til sædkvaliteten. Mindstekravet kan for enkelte tyre betyde, at kun få spring kan anvendes, medens andre tyres sædkvalitet er så god, at alle spring bruges. Herved opnås, at kvaliteten af den til inseminering anvendte sæd er næsten ens for tyre med vidt forskellige anlæg for at producere god sæd.

Sammenfattende kan det konkluderes, at den individafprøvning af tyre for frugtbarhed, som automatisk fås gennem prøveinsemineringerne, ikke bør danne grundlag for nogen stærk selektion.

3. Døtregruppers frugtbarhed

For det enkelte hundyr kan frugtbarheden udtrykkes ved antal ins. pr. drægtighed, længde af tomperiode eller kælvningsinterval. Derimod har ikke-omløberprocent ingen mening i denne sammenhæng, idet den kun vil kunne antage værdierne 0 og 100.

For døtregrupper efter tyre kan frugtbarheden udtrykkes som nævnt for enkeltkøer samt som ikke-omløberprocent.

Indtil nu har det ikke været muligt at opgøre døtregruppers frugtbarhed gennem kvægavlsforeningernes EDB-løsning. Den eneste mulighed herfor var, gennem kontrolforeningerne at udtrække et datamateriale og herfra udvælge døtregrupper. Det eneste frugtbarhedsmål, der var opnåeligt ad denne vej, var kælvningsintervallerne for de køer, som var med i materialet.

A. Litteraturoversigt

Kælvningsintervallet er i praksis et godt mål for køers frugtbarhed. Der er dog to ulemper, som gør det mindre egnet til vurdering af tyres avlsværdi ved afkomsprøvning for frugtbarhed:

- Det inkluderer ikke kvier og førstekalvs køer, som ikke bliver drægtige.
- Første kælvningsinterval kendes på så sent et tidspunkt, at vurderingen af avlsværdi for mælkeproduktion er foretaget.

Kælvningsintervallet er sammensat af tomperiode (tid fra kælvning til ny drægtighed) og drægtighedsperiode. Betragtes drægtighedsperioden i denne forbindelse som relativt konstant inden for race, vil tomperiode og kælvningsinterval stort set være udtryk for samme frugtbarhedsmål.

Heritabiliteten for kælvningsintervallet synes at være lidt større, end tilfældet er for tyrenes ikke-omløberprocenter. Der er, som det fremgår af tabel 8, nogen variation i de heritabilitetsestimater, som er fundet på området. Imidlertid er det kun resultatet, som Singh et al. (1968) rapporterer, der falder helt uden for de øvrige. Rennie (1954) fremhæver selv i sin konklusion, at det vil være forkert at drage særlig vidtgående slutninger, idet han ved mødre-døtre regression (447 par) fandt en heritabilitet på $0,03 \pm 0,11$ mod den i tabel 8 viste på 0,15 beregnet på halvsøskendekorrelation.

Resten af resultaterne i tabel 8 angiver heritabiliteten mellem 0 og 0.11. Det er bemærkelsesværdigt, at to næsten samtidige danske arbejder, Andersen & Petersen (1972) og Christensen et al. (1973) finder ret forskellige resultater. Dette skyldes sandsynligvis for en stor dels vedkommende begrænset materiale i begge refererede undersøgelser.

Tabel 8. Heritabilitet og gennemsnitlig længde af kælvningsinterval (K.I.)

Table 8. Heritability and average length of calving interval (C.I.)

Forfatter (Author)	K.I. (C.I.) ¹⁾	Antal K.I. (No. C.I.)	Gns. dage (Av., days)	h^2 $\pm$ s.e.	Race (Breed)
Legates, 1954	2	2419	406	0.00	Forskellige
Rennie, 1954	2	1663	413	0.15	Holstein
Everett et al., 1966	2	2148	387	0.08 ± 0.02	Holstein
Everett et al., 1966	2	2215	392	0.10 ± 0.02	Guernsey
Miller et al., 1967	1	75578	382	0.04	Holstein
Dadlani & Chandramani, 1968	1	74	444	0.02 ± 0.45	Hariana
Singh et al., 1968	1	473	607	0.29 ± 0.55	Hariana
Andersen & Petersen, 1972	1	955	387	0.11 ± 0.07	RDM
Andersen & Petersen, 1972	1	745	369	0.09 ± 0.07	SDM
Christensen et al., 1973	1	1905	379	0.01 ± 0.02	RDM
Christensen et al., 1973	1	2115	370	0.02 ± 0.02	SDM

¹⁾ 1: kun 1. kælvningsinterval, 2: både 1. og senere.

1: only first calving interval, 2: first and later together.

B. Materiale og metoder

Materialet til undersøgelserne i dette afsnit stammer fra de fællesledelser, som i hovedsagen er dækket af de fire kvægavlsforeninger, der er nævnt under

afsnittet om tyrefrugtbarhed. De Danske Kontrolforeningers Landsudvalg (nu: Udvalget vedrørende Kontrolforeningsvirksomheden under Landsudvalget for Kvæg) gav i 1971 tilladelse til udnyttelsen af datasættet, som derefter af Landbrugets EDB-center blev udtrukket af kontrolforeningernes årsopgørelser for kontrolårene 1966-67 til og med 1969-70. I alt bestod datamaterialet af oplysninger om 62313 køer af racerne RDM, SDM og DJ.

Efter sortering og udeladelse af dyr med ufuldstændige oplysninger var der det antal køer tilbage, som fremgår af tabel 9. Kælvningsintervaller på under 280 og over 730 dage er udelukket inden analyseringen.

Tabel 9. Antal dyr i analyserne af kælvningsinterval
Table 9. Number of animals in the analyses of calving interval

Race (Breed)	Antal køer (No. of cows)	Antal fædre (No. of sires)	Køer/fader, gns. (Cows/sire, aver.)
RDM	14.503	440	33
SDM	11.803	335	35
DJ	5.794	219	26

Alle analyser er udført på første kælvningsinterval, for det første fordi dette vil have størst værdi, såfremt en eventuel afkomsprøvning skal baseres herpå, for det andet for at sikre tilstrækkelig stort materiale, specielt for DJ. I de senere analyser af sammenhængene mellem produktionsegenskaberne (mælk og smørfedt) og kælvningsinterval er samme datamateriale anvendt.

I analyserne af kælvningsintervallet er anvendt to forskellige modeller:

$$Y_{jk} = \mu + b_1(x_{1jk} - \bar{x}_1) + s_j + e_{jk} \quad (8)$$

$$Y_{ijk} = \mu + cm_i + b_1(x_{1ijk} - \bar{x}_1) + b_2(x_{2ijk} - \bar{x}_2) + s_j + e_{ijk} \quad (9)$$

hvor:

Y_{jk} og Y_{ijk} = kælvningsintervallet hos den enkelte ko

μ = mindste kvadraters gennemsnit

cm_i = effekten af i'te kælvemåned ($i = 1, 12$)

s_j = effekten af j'te fader ($j = 1, n$)

x_1 = kælvningsalder i måneder

x_2 = besætningens gennemsnitsydelse i kg smørfedt

e_{ij} og e_{ijk} = den tilfældige afvigelse fra modellen.

I modellerne (8) og (9) er s_j den eneste random effekt, modellens øvrige effekter er fixed. Model (8) giver en meget rå korrektion kun for alder ved

kælvning, medens model (9) også inddrager effekten af kælvningsårstid og besættningens gennemsnitsydelse. Korrektion for besættningsgennemsnit er den eneste måde at udligne miljøforskelle (management og fodring), det var muligt at gennemføre på det her foreliggende materiale.

Biblioteksprogrammet LSMLMM (Harvey, 1972) er anvendt ved analyseringen af materialet.

c. Resultater og diskussion

I tabel 10 ses gennemsnitsresultaterne for de første 3 kælvningsintervaller hos hver race. Det fremgår, at antallet af de første kælvningsintervaller er lidt større end vist i tabel 9. Dette skyldes, at nogle få af de køer, som er med i tabel 10, måtte udelukkes af de genetiske analyser på grund af ufuldstændige oplysninger på andre områder.

Tabel 10. Længe af kælvningsinterval (K.I.) hos RDM, SDM og DJ
Table 10. Length of calving interval (C.I.) in the breeds RDM, SDM and DJ

K.I. og spredning (s.d.), dage (C.I. and s.d., Days)	Race (Breed)								
	RDM (Red Dan.)			SDM (Dan. Fries.)			DJ (Dan. Jers.)		
	K.I. (C.I.)	s.d.	N ¹⁾	K.I. (C.I.)	s.d.	N ¹⁾	K.I. (C.I.)	s.d.	N ¹⁾
Første (first)	396	64	14.625	386	66	11.851	380	64	5.803
Andet (second)	379	52	6.826	374	53	5.888	369	54	2.853
Tredje (third)	376	48	2.197	375	53	2.062	370	55	1.022

¹⁾ N = antal (number)

Resultaterne i tabel 10 bekræfter tidligere beregninger (Andersen & Petersen, 1972, Christensen et al., 1973), som viser, at RDM har et lidt længere første kælvningsinterval end SDM. Kælvningsintervallet hos DJ er yderligere lidt kortere end hos SDM. Der er tendens til, at forskellene mellem racerne er mindre ved senere kælvningsintervaller. For alle tre racer er andet kælvningsinterval signifikant kortere end første, og på trods af langt færre observationer er spredningen også mindre på andet og tredje kælvningsinterval.

Heritabiliteten af første kælvningsinterval fremgår af tabel 11.

Tabel 11. Heritabilitet af første kælvningsinterval
Table 11. Heritability of first calving interval

Analysemodel (Analyzing model)	Race (Breed)		
	RDM (Red Dan.)	SDM (Dan. Fries.)	DJ (Dan. Jers.)
$h^2 \pm \text{s.e. (8)}$	0.098 ± 0.014	0.037 ± 0.012	0.053 ± 0.020
$h^2 \pm \text{s.e. (9)}$	0.096 ± 0.014	0.030 ± 0.011	0.031 ± 0.018

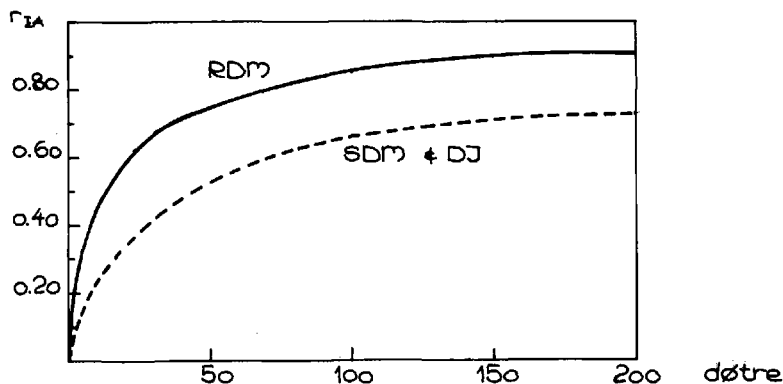
De variansanalyser, som svarer til de enkelte resultater i tabel 11, viser, at både kælvningsalder, kælvningsmåned og besætningens gennemsnitsydelse øvede signifikant indflydelse på kælvningsintervallets længde. Der bør i vurderingen af resultaterne i tabel 11 derfor lægges mest vægt på de, der er opnået i beregningerne efter model (9).

Der er betragtelig forskel i heritabiliteten for RDM på den ene side og SDM og DJ på den anden. Resultaterne for RDM er overensstemmende med de, som Andersen & Petersen (1972) fandt, hvorimod de for SDM ligger nær ved de af Christensen et al. (1973) rapporterede. Ingen af de to nævnte undersøgelser har dog benyttet tilnærmelsesvis så stort materiale som denne. Det forekommer på den anden side bemærkelsesværdigt, at der er så stor forskel i resultaterne for RDM og SDM, som tilfældet er i nærværende analyse.

Sikkerheden ved afkomsprøvning for længden af kælvningsinterval kan beregnes efter formlen

$$r_{IA} = \sqrt{\frac{n \cdot h^2}{4 + (n-1)h^2}} \quad (10)$$

hvor n er antallet af døtre i afkomsgruppen. Resultatet af beregningen ses i figur 3, hvoraf det fremgår, at afprøvning med 60 døtre pr. tyr inden for RDM er lige så sikker som afprøvning med 200 døtre pr. tyr hos SDM og DJ. RDM har altså større muligheder for at ændre kælvningsintervallet ad avlsmæssig vej.



Figur 3. Sikkerhed (r_{IA}) ved afkomsprøve for kælvningsinterval.
Figure 3. Accuracy (r_{IA}) of progeny testing for calving interval.

Kælvningssæsonens indflydelse på kælvningsintervallet og ydelsen af smørfedt i 305 dage efter første kælvning undersøgtes i forbindelse med analysen efter model (9). Her indgik kælvningsmåned som en fixed effekt, og mindste kvadraters gennemsnitstallene for hver måned fremgår af tabel 12.

Tabel 12. Mindste kvadraters gennemsnit for første kælvningsinterval (K.I.) og smørfedtydelse i 305 dage (SMF) efter første kælvning

Table 12. Least squares' means for first calving interval (C.I.) and butterfat yield (B.F.) in 305 days after first calving

Kælvemåned nr. (Month of calving no.)	Race (Breed)					
	RDM (Red Dan.)		SDM (Dan. Fries.)		DJ (Dan. Jersey)	
	K.I. (C.I.)	SMF (B.F.)	K.I. (C.I.)	SMF (B.F.)	K.I. (C.I.)	SMF (B.F.)
1	399	175	389	172	377	187
2	391	171	383	168	375	182
3	380	171	371	165	368	174
4	377	164	365	159	363	170
5	368	163	366	155	363	170
6	382	166	376	160	370	176
7	387	172	379	165	372	177
8	388	177	382	170	388	185
9	391	180	383	176	381	189
10	405	186	396	181	391	195
11	413	184	398	177	391	194
12	412	180	396	175	388	191

Resultaterne i tabel 12 stemmer ret godt overens med de, som fandtes af Andersen & Petersen (1972). Det bemærkes i denne sammenhæng, at nærværende analyse viste meget god overensstemmelse de tre racer imellem, idet ydelsen var højest efter kælvninger i oktober måned, medens kælvningsintervallet var længst efter kælvninger i november. Forskellene i ydelse mellem »bedste« og »dårligste« kælvningsmåned var stort set ens for de tre racer, nemlig 23 kg for RDM, 26 kg for SDM og 25 kg for DJ. Derimod var de tilsvarende forskelle i kælvningsintervaller ret forskellige: for RDM 45 dage, for SDM 33 dage og for DJ kun 28 dage. Denne forskel kan stort set henføres til, at RDM og tildels SDM har højere gennemsnit for måneden med længste kælvningsinterval, idet de tre racer er næsten ligeværdige i måneden med korteste interval. Dette resultat er interessant, idet det antyder en mindre tolerance hos RDM over for afvigelser fra den naturlige kælvningsårstid, med andre ord at der hos RDM er en større tilbøjelighed til at trække kælvningen hen mod det »rigtige« tidspunkt.

Sammenhængen mellem ydelse og kælvningsinterval fremgår af tabel 13, hvor også heritabiliteten for de enkelte egenskaber er angivet, beregnet efter model (9).

Tabel 13. Genetiske korrelationer (under diagonalen), heritabiliteter (på diagonalen) og fænotypiske korrelationer (over diagonalen) mellem første kælvningsinterval (K.I.), mælkeydelse (Mælk) og smørfedtydelse (SMF) i 305 dage af 1. laktation

Table 13. Genetic correlations (below diagonal), heritabilities (on diagonal) and phenotypic correlations (above diagonal) between first calving interval (C. I.), milk yield (Milk) and butterfat yield (B.F.) in 305 days of first lactation

Egenskab (Trait)	Race (Breed)	Egenskab (Trait)		
		K.I. (C.I.)	Mælk (Milk)	SMF (B.F.)
K.I. (C.I.)	RDM	0.096±0.014	0.19	0.15
	SDM	0.030±0.011	0.16	0.14
	DJ	0.031±0.018	0.16	0.16
Mælk (Milk)	RDM	0.70 ± 0.06	0.229±0.022	0.93
	SDM	0.65 ± 0.14	0.241±0.026	0.94
	DJ	-0.19 ± 0.22	0.186±0.031	0.93
SMF (B.F.)	RDM	0.77 ± 0.06	0.78 ± 0.03	0.195±0.020
	SDM	0.66 ± 0.15	0.85 ± 0.02	0.174±0.021
	DJ	-0.21 ± 0.24	0.71 ± 0.06	0.114±0.025

De genetiske korrelationer mellem kælvningsinterval og mælke- og smørfedtydelsen er af samme størrelsesorden som fundet af Kragelund (1976). Sidstnævnte resultater er imidlertid ikke baseret på kælvningsinterval og laktationsydelse, men på tomperiode og gennemsnitsydelse af fedtkorrigeret mælk pr. malkedag. Dette til trods kan resultaterne sammenlignes med en vis berettigelse. Resultaterne for DJ er i denne sammenhæng ret overraskende, idet de antyder en negativ, altså i dette tilfælde ønskelig, sammenhæng, således at høj laktationsydelse og kort kælvningsinterval hos DJ følges, hvorimod hos RDM og SDM højere laktationsydelse vil betyde længere kælvningsinterval.

Årsagen til denne forskel mellem DJ på den ene side og RDM og SDM på den anden er vanskelig at finde, men selv den høje fejl på estimerne hos DJ alene kan ikke bevirke en så udpræget afvigelse.

Heritabiliteten for mælke- og smørfedtydelse fremgår af tabel 13. Også her er der et bemærkelsesværdigt resultat, idet heritabiliteten for smørfedtydelse hos DJ er noget mindre end for RDM og SDM. De øvrige resultater er i god overensstemmelse med andre danske opgivelser, f.eks. Christensen (1969), Christensen & Venge (1970) og Andersen & Petersen (1972).

D. Konklusion

Resultaterne af den gennemførte analysering af hunlig frugtbarhed, målt som første kælvningsinterval, viste, at heritabiliteten for denne egenskab er noget højere for RDM end for SDM og DJ, henholdsvis 0,10 mod 0,03.

Værdien af kælvningsintervallet som frugtbarhedsmål er imidlertid tvivlsom i sammenhæng med avlsværdiurdering af tyre for frugtbarhed, idet kun den del af døtregruppen, som kælver mindst to gange, bidrager med oplysninger. Disse oplysninger kommer ydermere på et tidspunkt, hvor selektionen for produktionsegenskaberne – kød- og mælkeproduktion – gerne skulle være gennemført.

På trods af kælvningsintervallets relativt høje arvbarhed i sammenligning med andre frugtbarhedsmål må en eventuel avlsværdiurdering af tyre på grundlag af døtres frugtbarhed foreslås baseret på et andet mål end kælvningsintervallet. Dette behandles senere i afsnit 5.

4. Sammenhængen mellem tyres egen frugtbarhed og deres døtres

I litteraturen findes ikke nogen angivelser af hverken genetiske eller fænotypiske korrelationer mellem hanlig og hunlig frugtbarhed. På materialet i nærværende undersøgelse har det været muligt at beregne et skøn for nævnte sammenhæng.

A. Materiale og metoder

Materialet til undersøgelse af sammenhængen mellem hanlig og hunlig frugtbarhed består af de insemineringer, som er beskrevet i afsnit 2 og tyrenes tilsvarende døtregruppegennemsnit for kælvningsinterval. Dette fremgår af figur 4.

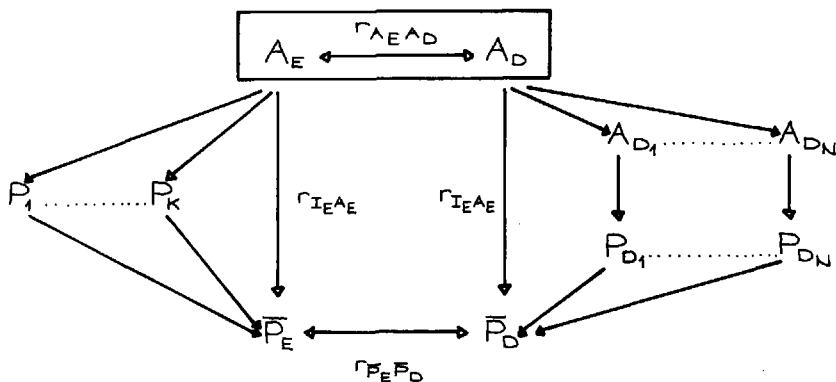
Der kan i dette materiale ses bort fra både tilfældig miljøkorrelation og fællesmiljøkomponent. Den genetiske korrelation mellem egen og døtres frugtbarhed kan derfor på dette materiale beregnes ret simpelt, idet:

$$r_{PEPD} = r_{IEAE} \times r_{AEAD} \times r_{IDAD}$$

hvoraf følger, at

$$r_{AEAD} = \frac{r_{PEPD}}{r_{IEAE} \times r_{IDAD}} \quad (11)$$

I beregningerne er der regnet med 200 insemineringer pr. tyr og en heritabilitet på 0.03 på handyrssiden. Der er regnet med 100 kælvningsintervaller pr. døtregruppe og heritabiliteter på 0.10 for RDM og 0.03 for SDM og DJ. De fænotypiske korrelationer (og de tilsvarende genetiske) er beregnet mellem gruppegennemsnittene for 30–60 dages ikke-omløberprocent og kælvningsinterval.



hvor: A = additiv

D = døtre (daughters)

D . . . D_N = datter nr. 1 til N (daughter no. 1 to N)

E = egen (own)

I = Index (index)

P = fænotype (phenotype)

$\bar{P}$ = gennemsnitlig fænotype (average phenotype)

P . . . P_K = fænotype (inseminering nr.) (phenotype (insemination no.)).

Figur 4. Skematisk fremstilling af sammenhængen mellem en tyrs og dens døtres frugtbarhed.

Figure 4. Path diagram showing the relationship between a bull's and his daughters' fertility.

B. Resultater og diskussion

I tabel 14 ses resultaterne af korrelationsberegningerne mellem hanlig og hunlig frugtbarhed.

Tabel 14. Genetiske og fænotypiske korrelationer mellem 30–60 dages ikke-omløberprocent hos tyre og døtrenes kælvningsinterval

Table 14. Genetic and phenotypic correlations between 30–60 days' NR% of bulls and calving interval of their daughters

Race (Breed)	Fænotypisk korr. (Phenotypic corr.)	Genetisk korr. ¹⁾ (Genetic corr.)
RDM	-0.17	-0.30
SDM	-0.16	-0.35
DJ	0.10	0.20

¹⁾ 200 ins./tyr ($h^2 = 0.03$). 100 K.I./døtregruppe ($h^2 = 0.10$ for RDM, 0.03 for SDM og DJ).
200 ins./bull ($h^2 = 0.03$), 100 C.I./progeny group ($h^2 = 0.10$ for RDM, 0.03 for SDM and DJ).

Ingen af de fænotypiske korrelationer i tabel 14 er signifikant forskellige fra 0, men der er en tendens til en ønsket (negativ) sammenhæng mellem ikke-omløberprocent og kælvningsinterval hos RDM og SDM, hvorimod dette ikke er tilfældet hos DJ.

Grunden til det afvigende resultat hos DJ kan delvis være, at der kun er resultater for 17 tyre repræsenteret, hvor antallene for RDM og SDM er henholdsvis 35 og 28. Sandsynligheden for, at en korrelation på 0.10 beregnet på 17 observationer ikke afviger signifikant fra 0 er så stor som 70%.

De genetiske korrelationer vil altid være numerisk større end de fænotypiske, når de beregnes på den her anførte måde, og sikkerheden i vurderingen af avlsværdierne for blot en af egenskaberne er mindre end 1.

Der er således ikke noget til hinder for en samtidig, avlsmæssig ændring af de to sæt af egenskaber hos SDM og RDM, hvorimod de foreliggende resultater for DJ ikke tyder på de samme muligheder.

C. Konklusion

På baggrund af de fundne resultater kan følgende konklusioner drages:

- afprøvning (individprøve) for tyres egen frugtbarhed (ikke-omløberprocent) vil være af begrænset værdi, idet der ikke kan ses bort fra, at en del af den beregnede genetiske forskel mellem tyre kan skyldes andre årsager end genetiske.
- Afkomsprøve for døtres frugtbarhed (kælvningsinterval) med blot 200 døtre i gruppen vil give ret sikre resultater

$$(r_{IA} = 0,78 \text{ for } h^2 = 0.03 \text{ og } r_{IA} = 0.91 \text{ for } h^2 = 0.10).$$

Det må ydermere pointeres, at det sandsynligvis ikke er aktuelt at basere afprøvning for frugtbarhed på længden af kælvningsintervallet. Derimod kan mål som døtregruppens ikke-omløberprocent eller gns. antal ins. pr. færdig ko komme i betragtning.

5. Muligheder for selektion for frugtbarhed

I afsnittene 2, 3 og 4 er mulighederne for afprøvning for de undersøgte egenskaber, ikke-omløberprocent og kælvningsinterval, belyst. Det er endvidere påpeget, at kælvningsintervallet næppe er formålstjenligt som det mål, hvorpå en eventuel selektion baseres.

Janson (1976a) har analyseret et omfattende svensk materiale af racerne Svensk rødt og hvidt Kvæg (SRB) og Svensk Sortbroget Kvæg (SLB). Hos kvier

af begge racer samt hos førstekalvs køer af SRB (der var kun kvier af SLB med i materialet) var heritabiliteten af antal insemineringer pr. færdig ko (ins./serie) overalt højere end for noget andet undersøgt frugtbarhedsmål, herunder 3 forskellige ikke-omløberprocenter og længde af tomperiode (hos køerne).

På denne baggrund foreslår Janson (1976b) et avlsvurderingssystem, baseret på gns. antal ins./serie hos både kvier og førstekalvskøer. Inden avlsværdiberegningen foreslås korrigeret for insemineringsmåned, anvendt tyr og besættningens gennemsnitlige frugtbarhed.

I Norge anvendes ikke-omløberprocent som avlsværdivurderings- og selektionsgrundlag (Fimland, 1976). Her beregnes resultaterne for de enkelte døtregrupper inden for måned og inseminør, idet der ikke tages hensyn til besætning. Det anføres endvidere af Fimland (1976), at der kun anvendes resultater fra kvier, idet resultater fra førstekalvskøer bør korrigeres for afstand fra kælvning til 1. inseminering. Den norske avlsværdivurderingsmetode er grundet på det arbejde, som Solbu (1972 b) gennemførte, og der er ikke heri nogen angivelse af, hvilket frugtbarhedsmål der bør foretrækkes. Sandsynligvis har ikke-omløberprocent været det dengang tilgængelige frugtbarhedsmål.

Under danske forhold vil det være tilrådeligt at anvende det eller de frugtbarhedsmål, som automatisk registreres i forbindelse med kvægavlsforeningernes EDB-løsning. Det foreslås på denne baggrund, at der hurtigst muligt efter denne løsnings indkøring foretages beregninger af de registrerede måls arvbaheder og indbyrdes genetiske og fænotypiske sammenhænge, samt i hvor vid udstrækning forskellige miljøfaktorer, f.eks. årstid, inseminør, anvendt tyr, alder ved inseminering og besættningens frugtbarhed indvirker på hvert enkelt mål. Desuden bør det i videst mulig udstrækning undersøges, hvorvidt det er af værdi at bruge både førstekalvskøer og kvier i avlsværdivurderingen, eller om det er tilstrækkeligt at anvende én af de to kategorier. Opmærksomheden henledes i denne forbindelse på, at en stigende procentdel af kvierne i Danmark bedækkes naturligt og derved unddrages en registrering. Dette problem har indtil nu ikke været af særlig stor betydning i Norge og Sverige.

6. Sammendrag

Heritabiliteten for tyres egenfrugtbarhed (hanlig frugtbarhed) er beregnet på et materiale fra fire danske kvægavlsforeninger i årene 1966–71. I alt 1.004.960 insemineringer med tyre af racerne Rød Dansk Malkerace (RDM), Sortbroget Dansk Malkerace (SDM) og Dansk Jersey (DJ) ligger til grund for beregningerne, som omfatter frugtbarhedsmålene 18–24 dages ikke-omløberprocent (18–24 d.IO%), 30–60 dages ikke-omløberprocent (30–60 d.IO%) og 60–90 dages ikke-omløberprocent (60–90 d.IO%). Tre forskellige beregningsmetoder anvend-

tes; resultaterne af disse var indbyrdes i ret god overensstemmelse. Heritabiliteten af hanlig frugtbarhed lå mellem 0,010 og 0,036, nogenlunde ens for de tre racer og med en tendens til stigende værdier fra 18–24 d.IO% over 30–60 d.IO% til 60–90 d.IO%. På grundlag af disse resultater sammenholdt med, at der kan være sket en selektion for sædkvalitet, som ikke er ens for alle tyre, konkluderes det, at individafprøvning for hanlig frugtbarhed ikke bør danne grundlag for nogen stærk selektion.

Heritabiliteten for døtregruppers frugtbarhed (hunlig frugtbarhed), målt som første kælvningsinterval (K.I.), er beregnet på et materiale fra kontrolforeningerne i de fællesledelser, som hovedsagelig er dækket af de fire ovenfor nævnte kvægavlsforeninger. I alt er 32.100 kælvningsintervaller hos køer af de 3 racer RDM, SDM og DJ med i analyserne. Heritabiliteten af K.I. var 0.10 for RDM og 0,03 for SDM og DJ. Det konkluderes, at på trods af den relativt høje arvbarhed for K.I. vil det næppe være tilrådeligt at basere avlsværdivurdering og eventuel selektion på denne egenskab, idet den dels kun kan måles på de hundyr, som har kælvnet mindst to gange, dels først kan måles på et relativt sent tidspunkt. Det foreslås i stedet at gennemføre en analysering af andre, relevante mål for hunlig frugtbarhed, f.eks. døtregruppers gennemsnitlige IO% og gns. antal insemineringer pr. færdigt hundyr. På dette grundlag kan der derefter træffes beslutning om avlsværdivurderingsmål og -metode. Endelig er de fænotypiske og genetiske sammenhænge mellem hanlig og hunlig frugtbarhed beregnet. Ingen af de fænotypiske korrelationer var signifikant forskellige fra nul.

Hos RDM og SDM er der dog en tendens til en ønsket sammenhæng, hvorimod der hos DJ er en svag tendens til længere K.I. sammen med stigende IO%. På baggrund af det forholdsvis ringe antal observationer, der ligger til grund, kan disse resultater dog næppe tolkes som raceforskelle.

7. Summary

The heritability of bulls' own fertility (male fertility) was computed on data from the years 1966–71, originating from four Danish A.I. units. The data consist of 1,004,960 inseminations with semen of bulls of the breeds Red Danish (RDM), Danish Friesian (SDM) and Danish Jersey (DJ). The fertility measures were 18–24 days non-return % (18–24 d.NR%), 30–60 days non-return % (30–60 d.NR%) and 60–90 days non-return % (60–90 d.NR%). Three different methods of calculation were tried and results from these proved to be well corresponding. Heritability estimates of male fertility were between 0.010 and 0.036, rather consistent between breeds with a slight tendency towards increasing values from 18–24 d.NR% over 30–60 d.NR% to 60–90 d.NR%. The above

mentioned results together with the fact that a selection for semen quality might have occurred, led to the conclusion that selection for fertility as such ought not to be based solely on male fertility.

From the milk recording associations in the same geographical area as the A.I. units mentioned, data on the fertility of daughter groups (female fertility) were drawn. The data consisted of 32,100 first calving intervals (C.I.) in the breeds RDM, SDM and DJ. The heritability estimates of C.I. were relatively high, 0.10 for RDM, 0.03 for SDM and DJ. Nevertheless it was concluded that C.I. should hardly be used as a selection criterion, firstly as it can only be measured on females, which have calved twice, secondly as it is measured rather late in the life of the selection candidate. Instead of this it is proposed to do a thorough analysis of other measures, f.inst. NR% and average no. of inseminations per pregnant female. This analysis can be done on data from the recently introduced EDP-solution, whereby better data are obtainable than was the case for the present study.

The results from the analysis proposed will make up a comprehensive background for decisions concerning evaluation of breeding value and selection for fertility under Danish conditions.

Finally an analysis of the genetic and phenotypic relationships between male and female fertility was calculated. None of the phenotypic correlations proved significant difference from zero, although a slight tendency existed to a desired correlation in the breeds RDM and SDM. In the DJ breed, on the contrary, there was a slightly positive (undesired) correlation; however, it is concluded that the differences mentioned should hardly be interpreted as breed differences but rather as random ones due to the relatively small number of observations.

8. Litteratur

- Aehnelt, E. & J. Hahn, 1968. Fruchtbarkeitsbeurteilung bei Bullen und Züchtung auf Fruchtbarkeit. *Züchtungskunde* 38: 71-83.
- Andersen, H. & P. H. Petersen, 1972. Effekt af alder og årstid, heritabilitet af produktion og reproduktion, samt den indbyrdes sammenhæng mellem disse egenskaber for 3 danske malke racer. *Beretn. fra Institut for Sterilitetsforskning* 15: 199-217.
- Andersen, J., 1972, 1973, 1974, 1975. Årsberetning fra De samvirkende danske Kvægavlsforeninger. I: Årsberetning fra Landsudvalget for Kvæg, Århus.
- Auran, T., 1972. Factors affecting the frequency of stillbirths in Norwegian Cattle. *Acta Agric. Scand.* XXII: 178-182.

- Bach, S., 1971. Genetische Aspekte der Reproduktionsleistung beim Rind. Fortpfl. Haust. 7: 109-123.
- Christensen, K. & O. Venge, 1970. Genetiske undersøgelser over 130 dages og 305 dages ydelser hos RDM og SDM. Ugeskrift for Agronomer, 115: 316-322 og 346-351.
- Christensen, K., P. Sørensen & O. Venge, 1973. A genetic analysis of 305 days yield in second lactation in Red Danish cattle and Black Pied Danish cattle. Anim. Prod. 16: 17-29.
- Christensen, L. G., 1969. En sammenlignende vurdering af afkomsprøver på station og i kontrollerede besætninger. Forsøgslaboratoriets Årbog, 454-472.
- Dadlani, V. H. & S. V. Chandiramani, 1968. Genetic Studies on First Calving Interval and Second Lactation Yield in a Hariana Herd. Ind. J. Dairy Sci. 21: 244-248.
- Everett, R. W., D. V. Armstrong & L. J. Boyd, 1966. Genetic relationship between production and breeding efficiency. J. Dairy Sci. 49: 879-886.
- Falconer, D. S., 1964. Introduction to Quantitative Genetics. Oliver & Boyd, Edinburgh & London. 365 pp.
- Fimland, E., 1976. Erfahrungen mit der Züchtung auf Fruchtbarkeit. Symp. Hülsenberger Gespräche, Travemünde, 17-19. Juni, 7 pp.
- Hansen, M., 1972. Kælvningsforløb samt relationer mellem dette og nogle kødproduktionsegenskaber hos RDM og SDM. Licentiaafhandling, Husdyrbrugsinstituttet, KVL, København, 73 pp.
- Hansen, M. 1975a. Calving performance in Danish breeds of dual purpose cattle. Livest. Prod. Sci. 2: 51-58.
- Hansen, M. 1975b. Preliminary results from studies on different measurements of bulls' fertility. 26. Ann. Meeting EAAP, Warsaw, 4 pp.
- Hansen, M. 1977. Fodringens og miljøets indflydelse på kvægets frugtbarhed. Landsudvalget for Kvæg, Århus. 72 pp.
- Harvey, W. R., 1972. General outline of computing procedures for six types of mixed models. Ohio State University, Duplikat, 18+31 pp.
- Janson, L., 1976a. Effects in cattle of non-genetic factors and estimation of genetic parameters of female fertility. 27 Ann. Meeting EAAP, Zürich, 23-26. August, 10 pp.
- Janson, L., 1976b. Semintjurarnes honlige fruktsamhet - Förslag til avelsvärderingsmetod. Personlig meddelelse.
- Kragelund, K., 1976. The genetic effect on reproduction in the Israeli dairy cattle population and the genetic and phenotypic relationships between reproduction and milk production traits. M. Sc. Thesis, Rehovot, Israel. 56 pp.

- Kuciel, J. & J. Mejstrik, 1970. Inheritance of fertility in Czech Pied bulls (Czechos.) *Acta Univ. Agric. Fac. Agron., Brno* 18: 363–368. *Ref. fra Anim. Br. Abst.* 40(3) nr. 2986.
- Majjala, K., 1969. Über die Erbllichkeit von Spermaeigenschaften von KB-Bullen. *Der Tierzüchter* 21: 62–65.
- Majjala, K., 1974. Possibilities of improving fertility in cattle by selection. 24 *Ann. Meeting EAAP, Vienna*, 16 pp.
- McCullough, K., D. M. Seath & D. Olds, 1951. The repeatability and effect of age on yearly breeding efficiency of sires used in artificial breeding. *J. Dairy Sci.* 34: 548–553.
- Miller, P., L. D. Van Vleck & C. R. Henderson, 1967. Relationships among herd life, milk production and calving interval. *J. Dairy Sci.* 50: 1283–1287.
- Legates, J. E., 1954. Genetic variations in services per conception and calving interval in dairy cattle. *J. Anim. Sci.* 13: 81–88.
- Philipsson, J., L. Janson & E. Brännäng, 1975. Avelsindex för tjurar med avseende på ekonomisk betydelsesfulla egenskaper. *Lantbrukshögskolans meddelanden, serie A, Nr. 238, Uppsala*. 31 pp.
- Rendel, J. & O. Venge, 1961. A study of genetic and environmental factors influencing the fertility of bulls used in artificial insemination. *Proc. VIII Int. Congr. Anim. Husbandry* 1–3: 178–183.
- Rennie, J. C., 1954. Causes of Variation in Calving Interval of Holstein-Friesian Cows. *J. Sci.* 28: 392–393.
- Robertson, A. & J. M. Lerner, 1949. The heritability of all-or-none traits: Viability of poultry. *Genetics* 34: 395–411.
- Rottensten, K., 1950. Iagttagelser og undersøgelser over nedsat frugtbarhed hos kvæg II. 247. beretning fra forsøgslaboratoriet, København. 51 pp.
- Salisbury, G. W. & N. L. Van Demark, 1961. *Physiology of Reproduction and Artificial Insemination of Cattle*. Freeman & Comp., San Francisco & London, 639 pp.
- Samoilo, G. A., 1974. Heritability of fertility of Russian Black Pied Bulls (Russ.). *Sbornik Nauchnykh Trudov Grodnenskogo Sel'skokhozya istvennogo Instituta* 20: 46–49.
- Scmid, R., 1974. Genetisch-Statistisch Auswertung der Non-Return-Rate und Einiger Spermaeigenschaften in einer Fleckvieh- und Gelbvieh-Population. *Dissertation, Universität München, Tyskland*. 80 pp. *Ref. fra Anim. Br. Abst.* 44 (2) nr. 584.
- Schröder, E., 1976. Personlig meddelelse.
- Shannon, P. & S. R. Searle, 1962. Heritability and repeatability of conception rate of bulls in artificial breeding. *J. Dairy Sci.* 45: 86–90.
- Singh, M., R. M. Acharya & J. S. Dhillon, 1968. Inheritance of Different Measures of Reproductive Efficiency and Their Relation with Milk Production in Haryana Cattle. *Ind. J. Dairy Sci.* 21: 249–254.

- Solbu, H., 1972a. Beregning av arvbarhet på enten-eller karakter. Institutt for Husdyravl, NLH, Ås. Duplikat, 19 pp.
- Solbu, H., 1972b. Fertility of dairy cattle. I. Genetic and environmental factors affecting 60–90 days non-return in artificially inseminated cows. Institutt for Husdyravl, NLH, Ås. 42 pp.