

## PERFORMANCES DE REPRODUCTION DES BREBIS BERRICHONNES DU CHER, ROMANOV ET CROISÉES

### II. — COMPOSANTES DE LA PROLIFICITÉ

G. RICORDEAU, J. RAZUNGLES, F. EYCHENNE et L. TCHAMITCHIAN  
avec la collaboration technique de D. LAJOUX et R. MOLLARET

*Station d'Amélioration génétique des Animaux,  
Centre de Recherches de Toulouse, I.N.R.A.,  
B.P. 12, 31320 Castanet-Tolosan*

---

#### RÉSUMÉ

Les deux principales composantes de la prolificité (niveau d'ovulation estimé d'après le nombre de corps jaunes et pertes embryonnaires estimées par différence avec le nombre d'agneaux nés) ont été étudiées de 1971 à 1975 sur 176 brebis appartenant à 6 types génétiques : les 2 races parentales *Berrichonne* et *Romanov*, la *F1* et la *F2* et les 2 croisements de retour *CR · BC* et *CR · RO*.

Le nombre d'ovulations mesuré sur le premier œstrus de saison au cours des trois premières années est peu différent des moyennes parentales.

L'importance des pertes varie avec l'âge et le niveau d'ovulation. Elles sont plus élevées en première année. Au-delà de un an, à même niveau d'ovulation (2 CJ), les pertes sont plus élevées chez les *Berrichonnes* (29,4 p. 100) que chez les *Romanov* et croisées (5 à 10 p. 100). Pour l'ensemble des brebis *F1*, *F2*, *CR · RO* et *Romanov*, les pertes sont de 7,0, 13,8 et 38,6 p. 100 avec respectivement 2 CJ, 3 CJ et 4 CJ.

Les pertes globales, calculées sur les brebis saillies, sont plus élevées dans les 2 races parentales que chez les croisées ; la différence est plus faible dans le cas des brebis qui agnèlent, puisque le pourcentage de brebis vides est plus élevé en race *Berrichonne*.

---

L'augmentation de la prolificité est un des principaux objectifs à atteindre pour accroître la productivité de l'élevage ovin. Cependant, l'héritabilité de ce caractère est faible. Le nombre de produits nés à chaque mise bas est en effet une variable complexe qui est la résultante du nombre d'ovules pondus par les deux ovaires, de la fertilité de ces ovules et des pertes embryonnaires avant et après implantation. Le déterminisme héréditaire des composantes de la prolificité a été étudié chez la Souris ou la Rate, mais très peu d'études ont été réalisées chez les ovins, à notre

connaissance. S'il est maintenant plus aisé de mesurer le nombre d'ovules pondus d'après le nombre de corps jaunes grâce aux techniques endoscopiques, il est beaucoup plus difficile de déterminer le nombre d'ovules fécondés, le nombre d'embryons implantés et de suivre l'évolution de ces embryons.

Le but de cette étude est d'estimer les deux principales composantes de la prolificité (nombre d'ovulations et pertes embryonnaires globales) pour les femelles des deux races parentales de niveau de prolificité très différent et quatre de leurs croisements, et d'en déduire le déterminisme héréditaire de ces variables.

## MATÉRIEL ET MÉTHODES

### I. — *Matériel animal*

L'expérimentation a commencé sur 176 agnelles nées de janvier à mars 1971 au Domaine de Bourges, et introduites en juin au Domaine de Langlade près de Toulouse. Ces animaux représentent 6 types génétiques : les deux races parentales *Berrichonne du Cher* (BC) et *Romanov* (RO), la première et la deuxième génération de croisées entre ces deux races (F1 et F2), et les deux croisements en retour CR · BC et CR · RO. Les brebis ont été contrôlées pendant quatre années, de 1971 au début de 1975. L'origine des animaux, les conditions d'élevage et le programme général de reproduction ont été définis précédemment (RICORDEAU *et al.*, 1976).

### II. — *Contrôle des composantes de la prolificité*

Le *niveau d'ovulation* est estimé indirectement d'après le nombre de corps jaunes (CJ) observés lors des endoscopies réalisées 5 à 7 jours après l'œstrus ou la saillie. La méthode d'endoscopie est celle définie par THIMONIER et MAULÉON (1969).

Le nombre de corps jaunes est systématiquement contrôlé après le premier œstrus de saison au cours des trois premières années et après chaque saillie sur l'ensemble des 4 années.

*1<sup>re</sup> saison* : saillie du 13 septembre au 13 novembre 1971 lors du premier œstrus ou sur les œstrus suivants pour les brebis les plus précoces ;

*2<sup>e</sup> saison* : saillie du 7 août au 5 octobre 1972 lors du premier œstrus ;

*3<sup>e</sup> saison* : contrôle des premiers œstrus à partir du 19 juillet, mais saillies uniquement à partir du 10 septembre 1973, alors que la plupart des brebis sont au troisième ou quatrième œstrus ;

*4<sup>e</sup> saison* : saillies à partir du 26 août 1974, alors que 95 p. 100 des brebis sont déjà en œstrus.

Toutes les brebis sont saillies par des béliers *Berrichons* sauf les *Romanov* qui sont accouplées en race pure. Les saillies sont effectuées chaque matin après détection des œstrus ; elles sont répétées à 24 heures d'intervalle pour les brebis qui se maintiennent en œstrus 2 ou 3 jours : le nombre moyen de saillies réalisées au cours des 4 luttes est indiqué dans le tableau 1.

Le *pourcentage de pertes* est calculé en rapportant la différence entre le nombre de CJ et le nombre d'agneaux nés au nombre total de CJ. Ce calcul est fait sur les observations de la dernière saillie fécondante ou de la dernière saillie pour les brebis restées vides, mais non revenues en œstrus. Cette estimation englobe les pertes consécutives aux non fécondations d'ovules, cependant elle est moins biaisée que celle qui tient compte uniquement des brebis mettant bas, puisque dans ce cas, les pertes sont considérées comme nulles pour les brebis saillies mais vides.

### III. — *Méthode statistique*

Les coefficients de corrélation relatifs au nombre d'ovulations sont calculés intra-type de brebis ; les valeurs moyennes sont obtenues à partir des valeurs transformées  $z = \arg \text{th } r$ , après calcul du  $\chi^2$  d'homogénéité permettant de tester l'hypothèse d'égalité des coefficients de corrélation.

En ce qui concerne les pertes, il s'agit de pourcentages calculés sur des effectifs très différents par cellule et qui, en outre, ont des valeurs très proches de zéro. Une analyse spécifique sur les deux points a été nécessaire. D'une part, les faibles valeurs observées nous ont amené à utiliser

la transformation  $2\sqrt{p + \frac{3}{8}}$ , si  $p$  est la valeur calculée du pourcentage, de préférence à la transformation  $2 \arcsin \sqrt{p}$  dont l'efficacité est moindre lorsque  $p$  est près de 1 ou de 0. D'autre part, la variance du pourcentage ainsi transformé devient inversement proportionnelle au nombre d'observations sur lequel il a été calculé. Nous avons alors employé une méthode décrite dans GABRIEL (1963) et reprise par RAZUNGLES (1975), méthode qui relève de l'analyse de variance pondérée.

TABLEAU I

Nombre moyen de saillies réalisées lors du dernier œstrus

Type génétique des brebis	Année de lutte			
	1 <sup>re</sup> lutte (1971)	2 <sup>e</sup> lutte (1972)	3 <sup>e</sup> lutte (1973)	4 <sup>e</sup> lutte (1975)
<i>Berrichon (BC)</i>	1,2	1,3	1,2	1,3
CR · BC <sup>(1)</sup>	1,3	1,5	1,3	1,2
<i>F1</i>	1,5	1,4	1,3	1,7
<i>F2</i>	1,3	1,6	1,5	1,4
CR · RO <sup>(2)</sup>	1,4	1,8	1,6	1,8
<i>Romanov (RO)</i>	1,4	1,9	1,9	1,8

(<sup>1</sup>) CR · BC = croisement en retour *Berrichon* (1/4 RO, 3/4 BC).  
(<sup>2</sup>) CR · RO = croisement en retour *Romanov* (3/4 RO, 1/4 BC).

## RÉSULTATS

## I. — Nombre d'ovulations

Sur l'ensemble des trois premières années (tabl. 2), le nombre moyen d'ovulations observé sur le premier œstrus de saison <sup>(1)</sup> varie de 1,21 en race *Berrichonne* à 2,40 en *Romanov*. Chez les brebis *F1*, *F2* et CR · RO, il est respectivement de 1,85 ; 1,86 et 2,13, c'est-à-dire très voisin des moyennes parentales (1,81 ; 1,81 et 2,10) ; il est seulement inférieur pour les CR · BC, mais pas de façon significative (1,31 contre 1,54), compte tenu de leur mauvaise performance en agnelle.

La variable « nombre d'ovulations au premier œstrus de saison » est en corrélation positive, mais peu significative, avec le poids à la lutte et la durée de l'œstrus

(<sup>1</sup>) La date du premier œstrus en agnelle est plus précoce chez les *Romanov*, mais en 2<sup>e</sup> et 3<sup>e</sup> année, il n'existe plus de différence entre types génétiques (RICORDEAU *et al.*, 1976).

TABLEAU 2

Nombre d'ovulations observé sur le premier œstrus de saison sexuelle  
au cours des trois premières années

Types génétiques	Date de naissance en 1971	1 <sup>re</sup> saison (1971)				2 <sup>e</sup> saison (1972)				3 <sup>e</sup> saison (1973)			Moyenne sur les 3 premières années	
		n	poids (kg)	CJ	d.o.	n	poids (kg)	CJ	d.o.	n*	poids (kg)	CJ	CJ observé	$\bar{x}_p$
BC	10 janvier	19	45,1	1,26	1,5	19	45,9	1,40	1,3	18	60,2	1,26	1,21	
CR · BC	15 —	30	41,1	1,17	1,5	30	45,8	1,27	1,6	27	59,7	1,48	1,31	1,54
F1	18 —	35	43,6	1,80	1,8	33	48,2	1,85	1,6	28	61,8	1,86	1,85	1,81
F2	25 —	40	41,6	1,85	1,8	36	46,5	1,81	1,8	31	60,6	1,87	1,86	
CR · RO	12 —	34	39,8	2,20	2,1	33	43,4	2,12	2,1	20	57,7	1,95	2,13	2,10
RO	28 février	18	29,6	2,61	1,7	17	37,6	2,29	2,0	15	46,5	2,27	2,40	

\* Cet effectif ne comprend pas 17 brebis fécondées accidentellement en mai 1973.

Poids à la lutte en kg.

CJ = nombre de corps jaunes.

d.o. = durée de l'œstrus en jour

$\bar{x}_p$  = moyenne parentale.

TABLEAU 3

Répétabilité du nombre de CJ et corrélations avec le poids à la lutte  
et la durée de l'œstrus

a) Répétabilité du nombre de CJ au premier œstrus de saison calculée sur les brebis contrôlées 3 années consécutives.

Types génétiques	n	1 <sup>re</sup> -2 <sup>e</sup> lutte	2 <sup>e</sup> -3 <sup>e</sup> lutte	1 <sup>re</sup> -3 <sup>e</sup> lutte	Moyenne
BC	18	— 0,14	— 0,20	0,02	— 0,10
CR · BC	25	0,22	0,27	— 0,08	0,14
F1	29	0,43	0,13	0,19	0,26**
F2	33	0,39	— 0,05	— 0,13	0,07 ( $\chi^2$ signif.) (1)
CR · RO	30	0,14	0,46	0,39	0,34**
RO	15	0,47	0,54	0,69	0,58**

(1)  $\chi^2$  d'hétérogénéité des coefficients de corrélation, significatif.

b) Corrélations avec le nombre de CJ : moyenne des corrélations intra-type de brebis.

Variabes	1 <sup>re</sup> lutte	2 <sup>e</sup> lutte	3 <sup>e</sup> lutte	Moyenne
Poids à la lutte et nombre de CJ	0,17*	0,18*	0,12	+ 0,16*
Durée de l'œstrus et nombre de CJ	0,18*	0,18*	0,10	+ 0,15*

\* Significatif : P = 0,05 ;

\*\* Très significatif : P = 0,01.

(tabl. 3). La répétabilité de cette variable, mesurée 3 années consécutives sur les mêmes brebis, peut être estimée d'après la moyenne des corrélations entre les mesures prises 2 à 2. Nous avons considéré séparément les différents types de brebis, car l'hypothèse d'égalité des 6 coefficients de corrélation n'est pas acceptable. La répétabilité est significative pour les types *Romanov*, CR · RO et *F1*, mais non significative pour les autres types et notamment pour les brebis *F2*, bien que ces dernières aient un nombre d'ovulations aussi variable que celui des *F1* (tabl. 4) : on remarquera cependant que la répétabilité moyenne des *F2* résulte de 3 coefficients de corrélation très différents.

TABLEAU 4

Répartition des brebis (en p. 100) en fonction du niveau d'ovulation (CJ) et des conditions d'observations

Type de brebis	n	1 CJ	2 CJ	3 CJ	4 CJ	n	1 CJ	2 CJ	3 CJ	4 CJ
<i>BC</i>	57	79,0	21,0			36	58,3	41,7		
CR · <i>BC</i>	88	69,3	30,7			51	13,7	82,4	3,9	
<i>F1</i>	96	17,7	79,2	3,1		58		75,9	22,4	1,7
<i>F2</i>	106	17,0	80,2	2,8		63		66,7	28,6	4,8
CR · RO	88	6,8	72,7	20,5		51		39,2	51,0	9,8
RO	50	8,0	48,0	40,0	4,0	31		29,0	64,5	6,5
Observations	Ensemble des observations faites sur le premier œstrus de saison, au cours des 3 premières années					Observations faites à date comparable, mais à numéro d'œstrus variable, au cours de la 3 <sup>e</sup> et de la 4 <sup>e</sup> année.				

n = nombre de brebis.

## II. — Pertes embryonnaires

Elles varient avec l'âge des brebis et le niveau d'ovulation, aussi nous tiendrons compte de ces deux effets pour interpréter les résultats qui suivent (tabl. 5). La seule comparaison possible entre les 6 types génétiques concerne les brebis avec 2 CJ. En agnelles, les pertes sont plus élevées que sur les adultes et inférieures chez les croisées comparées aux 2 races parentales, mais les effectifs en *Berrichon* et *Romanov* sont très faibles. En regroupant les résultats obtenus en 2<sup>e</sup>, 3<sup>e</sup> et 4<sup>e</sup> année, il est possible d'effectuer une comparaison plus précise. L'analyse de la variance du pourcentage de pertes (après transformation, tabl. 6) montre qu'il n'y a pas de différences entre années, mais que l'effet type génétique est significatif : les pertes enregistrées sur les brebis *Berrichonnes* sont significativement supérieures à celles observées sur les autres types, à l'exception des CR · *BC* et des *Romanov*. L'effet d'hétérosis (*h*) mesuré par contraste entre la *F1* et la moyenne parentale est de 0,21,

TABLEAU 5

Pourcentage de pertes en fonction du niveau d'ovulation (CJ) et de l'âge des brebis

Types génétiques	1 <sup>er</sup> agnelage à un an				Agnelages à 2, 3 et 4 ans			
	1 CJ	2 CJ	3 CJ	4 CJ	1 CJ	2 CJ	3 CJ	4 CJ
BC	18,2 (11) 2 v	50,0 (4)	—	—	5,7 (35) 2 v	29,4 (34) 2 v	—	—
CR · BC	13,6 (22) 3 v	10,0 (10)	—	—	3,8 (26) 1 v	9,0 (100) 1 v	50,0 (6)	—
F1	16,7 (6) 1 v	14,3 (56)	—	—	0 (4)	6,8 (146) 2 v	19,0 (42)	50,0 (4)
F2	28,6 (7) 2 v	11,3 (62) 1 v	2/3	—	0 (6)	7,2 (138)	13,3 (60)	50,0 (12)
CR · RO	0/1	18,8 (48) 1 v	23,8 (21) 1 v	—	0 (1)	5,6 (90)	13,1 (99)	20,0 (20)
RO	—	30,0 (10) 1 v	41,7 (24) 2 v	87,5 (8) 1 v	—	9,5 (42)	12,0 (75)	62,5 (8) 1 v
Ensemble F1, F2, CR · RO et RO	21,4 (14) 3 v	15,3 (176) 3 v	35,4 (48) 3 v	87,5 (8) 1 v	0,0 (11)	7,0 (416) 2 v	13,8 (276)	38,6 (44) 1 v

Entre parenthèses = nombre de corps jaunes observés.  
v = nombre de brebis vides.

TABLEAU 6

Analyse de variance du pourcentage de pertes observé (après transformation) dans le cas de deux ovulations, sur les 6 types génétiques

Source de variation	d.d.l.	Carrés moyens	F	Signification
Type génétique	5	0,656	4,82	sig. à 5 p.100
Année	2	0,407	2,99	NS
Résiduelle	10	0,136		
Hétérosis h	Intervalle de confiance — 0,0386 ≤ h ≤ 0,3902			NS

Contrastes 0,0231 ≤ BC — CR · BC ≤ 0,5731 NS  
0,0317 ≤ BC — F1 ≤ 0,6100 S  
0,0222 ≤ BC — F2 ≤ 0,6037 S  
0,0400 ≤ BC — CR · RO ≤ 0,6600 S  
— 0,0613 ≤ BC — RO ≤ 0,6415 NS

valeur qui n'est cependant pas significativement différente de zéro au seuil 5 p. 100.

Sur les brebis adultes, en regroupant les 4 types génétiques qui ont tous des brebis avec 2, 3 ou 4 CJ, nous constatons que les pertes augmentent de façon non linéaire avec le niveau d'ovulations : 7,0 p. 100 pour 2 CJ ; 13,8 p. 100 pour 3 CJ et 38,6 p. 100 pour 4 CJ (tabl. 5).

TABLEAU 7

Proportions de brebis vides et pertes globales (p. 100)  
selon l'âge des brebis à l'agnelage

Types génétiques	Brebis vides/ brebis saillies		Pertes calculées sur brebis saillies (p. 100)			Pertes calculées sur brebis ayant agnelé (p. 100)	
	1 an	2 à 4 ans	1 an	2 à 4 ans	total (1 à 4 ans)	2 à 4 ans	1 à 4 ans
<i>Berrichon</i> .....	2/13	4/52	26,7	17,4 (69)	19,0	9,5 (63)	10,5
CR · BC .....	3/27	2/78	12,5	9,8 (132)	10,4	7,8 (129)	7,2
<i>FI</i> .....	1/34	2/92	14,5	10,2 (196)	11,2	8,3 (192)	9,5
<i>F2</i> .....	3/39	0/98	15,3	11,1 (216)	12,1	11,1 (216)	10,9
CR · RO .....	2/32	0/84	20,0	10,5 (210)	12,8	10,5 (210)	11,3
<i>Romanov</i> .....	4/15	1/48	47,6	14,4 (125)	22,7	11,6 (121)	14,6
Total	15/160 soit 9 p. 100	9/452 soit 2 p. 100	21,2	11,5 (948) $\chi^2 = 4,31_{NS}$	13,6	9,9 (931) $\chi^2 = 2,02_{NS}$	10,4

Le nombre de corps jaunes observés est indiqué entre parenthèses.

Ces résultats, pertes plus élevées en *Berrichon* à même niveau d'ovulation et proportion plus élevée de brebis avec 3 et 4 CJ en *Romanov*, expliquent pourquoi, finalement, les pertes globales calculées sur les brebis saillies sont plus faibles pour les croisées que pour les 2 races parentales (10,2 p. 100 en *FI* contre 17,4 p. 100 en *Berrichon* et 14,4 p. 100 en *Romanov*, chez les brebis de 2 à 4 ans : tabl. 7). Cela se traduit par un effet d'hétérosis légèrement positif au niveau du nombre d'agneaux nés. Cependant, lorsqu'on raisonne sur la prolificité on peut aboutir à des résultats différents de ceux déduits des composantes, puisque la taille de portée est calculée uniquement sur les brebis qui agnèlent, d'où une sous-estimation des pertes : par exemple, sur les *Berrichonnes*, les pertes totales passent de 17,4 à 9,5 p. 100 selon que le calcul est réalisé sur les brebis saillies ou sur les gestantes (tabl. 7).

## DISCUSSION

### I. — Niveau d'ovulation

D'après les résultats des trois premières années portant sur le premier œstrus de saison, on ne peut mettre en évidence aucun effet d'hétérosis sur le nombre d'ovulations : l'écart observé sur les brebis CR · BC s'explique en partie par un

effet défavorable du type de naissance sur les performances observées en première année, puisque 87 p. 100 des brebis de ce type sont nées doubles, triples ou quadruples (RICORDEAU *et al.*, 1976). On remarque également que le niveau d'ovulations des brebis *F2* est tout à fait comparable à celui des *F1* et que les distributions du nombre d'ovules observés sur les 3 premiers agnelages (fig. 1) ne font apparaître aucune ségrégation au niveau des *CR · BC* et *CR · RO*.

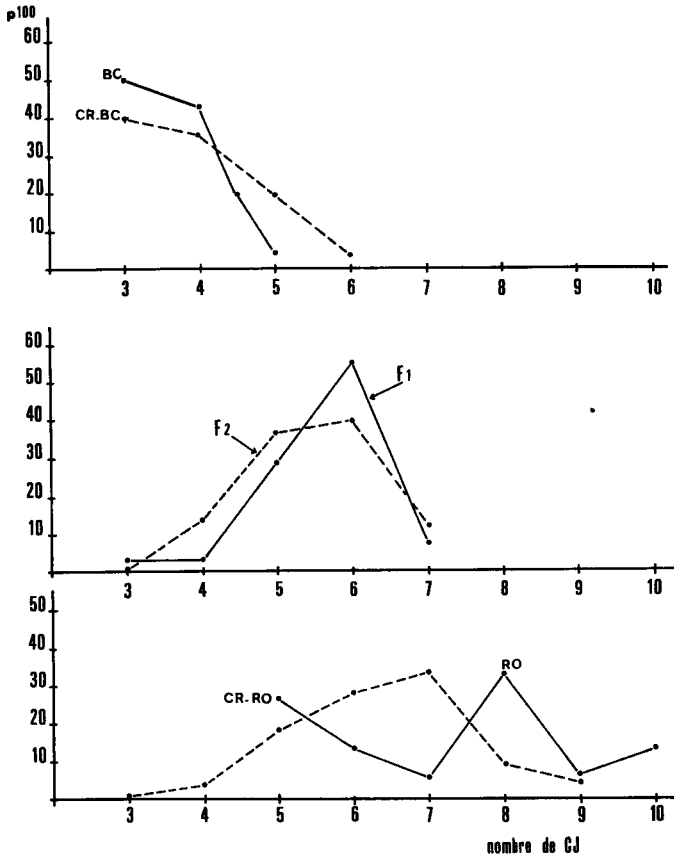


FIG. 1. — Distribution du nombre total de corps jaunes observés sur le premier œstrus de saison au cours des trois premières années

Grâce à des observations faites en septembre-octobre 1970 sur des brebis *Berrichonnes*, *Romanov* et croisées *F1*, LAND *et al.* (1973) avaient également constaté que le niveau d'ovulations des *F1* (1,93) était voisin de la moyenne parentale (1,13 pour les *Berrichonnes* et 2,57 pour les *Romanov*, soit une moyenne calculée de 1,85). En revanche, en comparant des brebis adultes *Galway*, *Finnoises* et croisées *F1*, HANRAHAN (1974) observe que le niveau d'ovulation des brebis *FinGalway* (2,53) est nettement inférieur à la moyenne des 2 races parentales (respectivement 1,57 et 4,11) ; notons cependant que la valeur observée sur les 46 brebis *Finnoises* apparaît exceptionnellement élevée. Chez les souris, BRADFORD et NOTT (1969) ne mettent en



évidence aucun effet d'hétérosis sur le taux d'ovulation. Cependant, en croisant 3 lignées de rates, LAND *et al.* (1974) constatent que si le nombre d'occytes à la naissance et le poids des ovaires de femelles immatures après traitement avec HCG et FSH ont un déterminisme additif, il n'en est pas de même pour le niveau d'ovulation naturel (ou induit après traitement hormonal) : les accouplements réciproques donnant des résultats différents et les moyennes des croisées étant significativement supérieures aux moyennes parentales dans 2 cas sur 3. En fait, chez les rates, le niveau d'ovulation dépend de différents facteurs de variation, alors que le poids des ovaires d'animaux immatures en réponse à FSH est un caractère beaucoup plus simple.

La répétabilité du nombre d'ovulations d'une année à l'autre est assez faible pour les types génétiques à prolificité réduite. Ce résultat n'a évidemment qu'une valeur indicative puisque le nombre de CJ est une variable discrète qui ne prend que 2, 3 ou 4 valeurs selon les races (tabl. 4). Sur deux lots d'agnelles *Galway* ayant 1,3 et 1,6 CJ, HANRAHAN et TIMON (1974) estiment également le coefficient de répétabilité à 0,32.

## II. — Pertes embryonnaires

L'estimation des pertes embryonnaires chez les brebis a fait l'objet de nombreuses observations qui ont mis en évidence les effets du niveau d'ovulation, du poids des brebis ou du niveau d'alimentation, de la répartition des ovulations sur les deux ovaires et de l'âge : cf. EDEY, 1969 et plus récemment ALLISON, 1975 ; CUMMING *et al.*, 1975, EASTWOOD et McDONALD, 1975 ; KNIGHT *et al.*, 1975.

Dans notre étude, les pertes sont élevées à la première lutte, mais celle-ci se situe à 7-8 mois, au début de la première saison sexuelle, aussi nous retiendrons essentiellement les résultats obtenus après un an.

Sur le plan génétique, les pertes doivent s'interpréter en fonction du génotype de l'embryon ou de la mère et du niveau d'ovulation. Les brebis *Berrichonnes* et *Romanov* étant accouplées en race pure, alors que les croisées sont saillies par des béliers de type différent, on peut supposer que les pertes sont plus réduites en croisement. Nous n'avons pas la possibilité de tester cette hypothèse, cependant, les résultats de transplantation d'œufs récapitulés par BRADFORD (1972) et l'absence d'influence de la race du bélier *Romanov* et *Berrichon* (RAZUNGLES, 1975) sur le taux de non retour après la première saillie et sur la prolificité des brebis de ces deux races (RICORDEAU, 1975), montrent que les composantes de la prolificité dépendent presque entièrement de la mère.

Du point de vue théorique, FALCONER (1960 et 1971) puis BRADFORD (1969) et BRADFORD et NOTT (1969) ont étudié, par sélection et par croisement, la validité de l'hypothèse selon laquelle, chez la Souris, le nombre d'ovulations et les pertes embryonnaires pré-implantatoires ont un déterminisme héréditaire différent : « la première variable dépendant de gènes à effets additifs, la seconde dépendant d'un petit nombre de gènes dominants ou récessifs, les allèles récessifs augmentant les pertes. » Nos résultats confirment cette hypothèse pour le niveau d'ovulation ; en ce qui concernent les pertes, nous n'observons aucune différence significative entre brebis *F1* et *F2*, mais il est évident que nos données sont insuffisantes pour révéler une ségrégation d'allèles récessifs, surtout si leur fréquence est peu élevée dans les deux lots de brebis parentales.

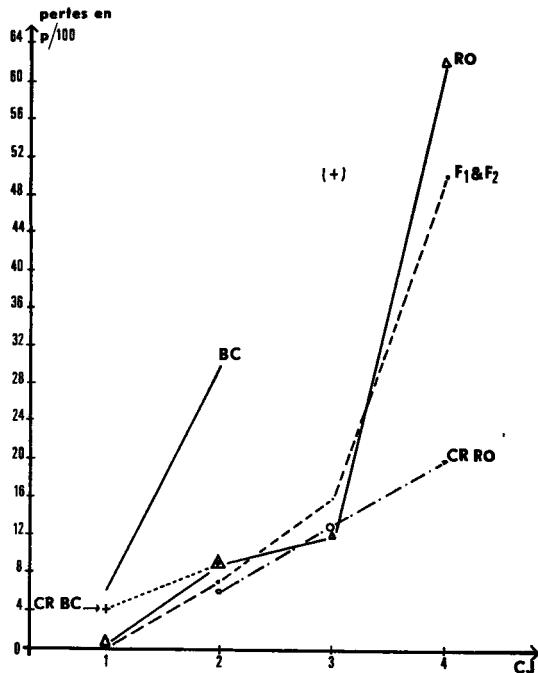


FIG. 2. — Relation entre le nombre de corps jaunes et le niveau des pertes, sur les brebis de 2 à 4 ans

Nous avons vu que les pertes sont, à même niveau d'ovulation, significativement supérieures chez les *Berrichonnes* que chez les croisées *Romanov*. C'est là un point important qu'il importe de vérifier sur d'autres échantillons, car il contribue à expliquer la faible prolificité des brebis *Berrichonnes* : nombre d'ovulations limité à 1 ou 2 avec 30 p. 100 d'ovules perdus dans le cas de double ovulation.

Du point de vue pratique, il est intéressant de noter que les brebis demi-sang *Romanov* × *Berrichon* de plus de 1 an ont 70 à 80 p. 100 de double ovulation (tabl. 4) avec seulement 7 p. 100 de pertes, ce qui explique l'homogénéité de la taille de portée généralement observée avec ce type de brebis dans le croisement à double étage.

Reçu pour publication en mars 1976.

## SUMMARY

### REPRODUCTIVE PERFORMANCES OF *BERRICHON DU CHER*, *ROMANOV* AND CROSSBRED EWES.

#### II. — COMPONENTS OF PROLIFICACY

The two main prolificacy components (ovulation rate estimated from the number of corpora lutea and embryonic losses expressed by difference with the number lambs born) have been studied from 1971 to 1975 on 176 ewes belonging to 6 genetic types : the 2 parental breeds *Berrichonnes du Cher* and *Romanov*, the  $F_1$  and  $F_2$  and the 2 backcrosses CR. BC and CR. RO.

The number of ovulations, calculated on the first season oestrus during the three first years is little different from the parental averages.

The importance of losses depends on the age and the ovulation rate. They are higher on the first year. After one year, with the same ovulation rate (2 CL), the losses are higher for the *Berrichonnes* (29.4 p. 100) than for the *Romanov* and crossbred (5 to 10 p. 100). For the whole of F<sub>1</sub>, F<sub>2</sub>, CR. RO and *Romanov* ewes, losses are 7.0-13.8 and 38.6 p. 100 with respectively 2 CL, 3 CL and 4 CL.

The total losses, calculated on mated ewes are higher for the 2 parental breeds than for the crossbred ; the difference is slighter in the case of ewes which lamb, for the percentage of barren ewes is higher in *Berrichonne* breed.

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ALLISON A. J., 1975. Effect of nutritionally induced live-weight differences on the ovarian response and fertility in ewes treated with pregnant mare's serum gonadotrophin. *N. Z. J. agric. Res.*, **18**, 101-107.
- BRADFORD G. E., 1969. Genetic control of ovulation rate and embryo survival in mice. I. Response to selection. *Genetics*, **61**, 905-921.
- BRADFORD G. E., NOTT C. F. G., 1969. Genetic control of ovulation rate and embryo survival in mice. II. Effects of crossing selected lines. *Genetics*, **63**, 907-918.
- BRADFORD G. E., 1972. Genetic control of litter size in sheep. *J. Reprod. Fert.*, **15**, 23-41.
- CUMMING I. A., BLOCKEY M. A., WINFIELD C. G., PARR R. A., WILLIAMS A. H., 1975. A study of relationships of breed, time of mating, level of nutrition, live weight, body condition, and face cover to embryo survival in ewes. *J. agric. Sci.*, **84**, 559-565.
- EASTWOOD K. C., McDONALD M. F., 1975. Reproductive differences in two-year-old *Romney* and *Border Leicester* × *Romney* ewes after gonadotrophin treatment. *N. Z. J. of agric. Res.*, **18**, 109-117.
- EDEY T. N., 1969. Prenatal mortality in the sheep. A review. *Anim. Breed Abstr.*, **37**, 173-190.
- FALCONER D. S., 1960. The genetics of litter size in mice. *J. of Cell. and Compar. Phys.*, **56**, 153-167.
- FALCONER D. S., 1971. Improvement of litter size in a strain of mice at a selection limit. *Genet. Res.*, **17**, 215-235.
- GABRIEL A., 1963. Analysis of variance of proportion with unequal frequencies. *J. Am. Stat. Ass.*, **58**, 1133-1157.
- HANRAHAN J. P., TIMON V. M., 1974. Ovulation rate and response to selection in *Galway* sheep. *Proc. Brit. Soc. Anim. Prod.*, **3**, 96 (abstr.).
- HANRAHAN J.-P., 1974. Crossbreeding studies involving *Finnish Landrace* and *Galway*. *Sheep. Proc. Working Symp. Zeist.*, 431-443.
- KNIGHT T. W., OLDHAM C. M., SMITH J. F., LINDSAY D. R., 1975. Studies in ovine infertility in agricultural regions in Western Australia : analysis of reproduction wastage. *Aust. J. of Exp. Agric. and anim. husb.*, **15**, 183-187.
- LAND R. B., PELLETIER J., THIMONIER J., MAULÉON P., 1973. A quantitative study of genetic differences in the incidence of oestrus, ovulation and plasma luteinizing hormone concentration in the sheep. *J. Endocr.*, **58**, 305-317.
- LAND R. B., DE RIVIERS MARIE M., THOMPSON R., MAULÉON P., 1974. Quantitative physiological studies of genetic variation in the ovarian activity of the rat. *J. Reprod. Fert.*, **38**, 29-39.
- RAZUNGLES J., 1975. Analyse de la fertilité des brebis *Romanov*, *Berrichon du Cher* et croisés. Mise en évidence de l'hétérosis. *Bull. tech. Dept. Génét. anim.* (I.N.R.A., Fr.) n° 24.
- RICORDEAU G., TCHAMITCHIAN L., EYCHENNE F., RAZUNGLES J., 1976. Performances de reproduction des brebis *Berrichonnes du Cher*, *Romanov* et croisés. I. Activité sexuelle en début de saison et à contre saison. *Ann. Génét. Sél. anim.*, **8**, sous presse.
- RICORDEAU G., 1975. Paramètres de prolificité des brebis *Romanov*, *Finnoises* et croisées. Comparaison avec d'autres races prolifiques. 1<sup>re</sup> Journées de la Recherche ovine et caprine. I.N.R.A. et I.T.O.V.I.C., Paris, décembre 1975, 38-63.
- THIMONIER J., MAULÉON P., 1969. Variations saisonnières du comportement d'oestrus et des activités ovarienne et hypophysaire chez les ovins. *Ann. Biol. anim. Bioch. Biophys.*, **9**, 233-250.