

## ETUDE EPIDEMIOLOGIQUE DE L'AUGMENTATION DES AVORTEMENTS CHEZ LES BOVINS EN 1998 DANS LE DEPARTEMENT DES COTES-D'ARMOR\*

Atika Benbernou<sup>1</sup>, V. Otarod<sup>2</sup>, G. Argenté<sup>3</sup> et J.J. Bénét<sup>4</sup>

**RESUME :** Une étude rétrospective, portant sur la période de 1994 à 1998, a été menée dans le but de vérifier si l'augmentation du nombre d'avortements non brucelliques perçue par la FGDS des Côtes-d'Armor correspondait au développement d'un phénomène pathologique. Les données provenaient des fichiers de la FGDS des Côtes-d'Armor et du Laboratoire de développement et d'analyse.

Le taux d'avortement a effectivement augmenté entre 1994 et 1998 passant chez les animaux de 0,7 p. cent à 0,9 p. cent. Cet événement a concerné particulièrement les élevages laitiers, dont le taux d'exploitations ayant eu au moins un avortement a évolué de 20 p. cent en 1994 à 25 p. cent en 1998. Les avortements ont été plus notifiés chez les races laitières Normande (0,50 p. cent), Prim'Holstein (0,60 p. cent), et Montbéliarde (0,54 p. cent) que chez les races allaitantes (environ 0,10 p. cent). En distinguant les élevages selon le nombre d'avortements par élevage (1, 2 ou 3 et +), il apparaît que ces trois catégories ont connu une augmentation en 1998, respectivement de l'ordre de +9,6 p. cent, +18 p. cent et +27 p. cent, soit un écart relatif d'un facteur de progression de 1 à 3 (environ 9 p. cent à 27 p. cent) entre ces trois catégories d'élevages.

Rien n'est en faveur d'un phénomène pathologique, malgré l'identification récente du parasite *Neospora caninum* dans 20 p. cent des élevages des Côtes-d'Armor.

Les éleveurs qui ont participé à une session de sensibilisation réalisée en 1997 ont eu deux fois plus de risque d'avoir déclaré un avortement (ou plus) que les éleveurs qui n'ont pas suivi une telle session ( $p < 0,05$  ;  $RR = 2,00$ ). L'importance de l'écart constaté entre 1998 et les années antérieures est totalement compatible avec l'écart imputable aux éleveurs sensibilisés. Par conséquent, la cause de cette augmentation serait probablement la répercussion de la modification du plan de suivi des avortements par la FGDS 22 en 1996 et l'intensification de la sensibilisation des éleveurs vis-à-vis de la déclaration des cas depuis 1997.

Cette étude a conduit à formuler des propositions pour que le système d'épidémiosurveillance des avortements non brucelliques puisse faire l'objet ultérieurement d'une exploitation en vue d'élucider plus facilement des phénomènes éventuellement constatés.

**SUMMARY :** A retrospective study covering the 1994-1998 period has been realised to verify if the increase of bovine abortion observed by the farmer's association of Côtes-d'Armor (FGDS) was due to a new pathogen. Data were collected from the FGDS and Laboratory files.

Rate of abortion increased from 0,7 per cent to 0,9 for animals, and from 20 p. cent to 25 p. cent for herds, respectively in 1994 and 1998. Abortion was more frequently notified for milk cattle- Normande (0,5 p. cent), Prim'Hostein (0,6 p. cent) and Montbéliarde (0,54 p. cent). This increase was greater for herds with more than 2 aborted cows a year, than for herds with 1 or 2 aborted cows a year.

This increase was not linked to a particular pathogen, despite *Neospora caninum* had been first screened and detected in Côtes-d'Armor in 1998 in 20 p. cent of herds.

\* Communication orale, Journées de l'AEEMA, 18-19 mai 2000

<sup>1</sup> Ministère de l'agriculture et de la Pêche, Direction des services vétérinaires, 12 Boulevard Colonel Amirouche, 16 000, Alger, Algérie

<sup>2</sup> Santé animale, Avenue Vali-ASR Rue Armaghan, No 80, CP 19786, Téhéran, Iran

<sup>3</sup> Fédération des groupements de défense sanitaire animale des Côtes-d'Armor, rue du Sabot, BP 28, Zoopole, 22400 Ploufragan, France

<sup>4</sup> Unité pédagogique des Maladies contagieuses, Ecole Nationale Vétérinaire d'Alfort, 94704 Maisons-Alfort, France

*Farmers who attended to an information meeting about bovine abortion had a higher risk to declare an abortion than farmers who did not attended such a meeting ( $p < 0,05$  ;  $RR = 2$ ). Increase in abortion notification resulting from this information campaign could easily explain the increase observed by FGDS.*

*Modifications of the epidemiosurveillance system are proposed to facilitate such a posteriori analysis intended to explain any occurrence of new phenomems.*



## I - INTRODUCTION

La brucellose a été éradiquée du département des Côtes-d'Armor depuis 1985, grâce au plan de lutte entrepris en application du Décret du 24/12/1965.

En 1998, la Fédération des groupements de défense sanitaire animale des Côtes-d'Armor (FGDSA 22) a remarqué que le nombre d'avortements chez les bovins avait augmenté : de 2 150 à 2 225 les années précédentes, il était passé à 2 511 pour environ 600 000 bovins. La question nous a été posée de savoir si

cette augmentation était significative d'un phénomène pathologique en développement.

Pour notre part, nous avons émis deux hypothèses complémentaires : un artefact résultant d'une structuration particulière et spontanée des données recueillies, un changement dans le système de surveillance des avortements. Pour choisir entre ces trois hypothèses, nous avons réalisé une étude descriptive sur la période des cinq dernières années (1994-1998).

## II - METHODES ET MATERIEL

### 1. DONNEES

Les données de l'étude provenaient des fichiers de la FGDSA des Côtes-d'Armor et du Laboratoire de développement et d'analyses (LDA 22). Elles comprenaient :

- les rapports d'activité annuels de la FGDSA sur 5 ans fournissant les données du recensement annuel des élevages ;
- une base de données sur 5 années (1994 - 1998) des bovins ayant avorté ;
- les résultats de diagnostic de laboratoire concernant les avortements ayant fait l'objet d'analyse.

A un stade plus avancé de notre étude, nous avons disposé d'une liste des éleveurs ayant participé aux réunions organisées par le GDS 22 en 1997 pour faire le rapprochement avec les élevages ayant déclaré des avortements en 1998.

### 2. HYPOTHESES ET DEMARCHES

La première étape de notre approche a été de voir si l'augmentation n'était pas tout simplement due à une erreur, en vérifiant tout d'abord les relations entre les bases de données, leur cohérence.

Ensuite, postulant l'existence d'une augmentation bien réelle, nous avons étudié la première hypothèse

formulée : « *il y a un phénomène pathologique nouveau qui est responsable de cette augmentation* ». Notre démarche a consisté à décrire ce phénomène sur un plan épidémiologique (classiquement en termes de « population, temps, espace »), de façon à rechercher des « points d'accumulation », qui permettrait de susciter des interrogations, elles-mêmes point de départ de nouvelles investigations. Cette description devait permettre de tester ensuite l'hypothèse d'un phénomène pathologique en la confrontant aux résultats des analyses de laboratoire. Elle devait également servir à la réflexion concernant les autres hypothèses.

La deuxième hypothèse peut aussi être formulée de la façon suivante : « *il n'y a pas de phénomène pathologique nouveau ; l'augmentation constatée par la FDGDS résulte simplement d'une configuration ou d'une évolution spontanée de la structure des données (par exemple type d'élevages, nombre d'animaux par élevage, ou autre)* ». Parmi les nombreuses hypothèses possibles, nous avons choisi de privilégier un effet d'un comportement des éleveurs vis-à-vis de la déclaration différent selon le nombre d'avortements : sous-déclaration pour les éleveurs n'ayant à déplorer que très peu d'avortements au fil des années, déclaration très proche de la réalité (donc sur-déclaration relative aux précédents), pour les éleveurs ayant à constater des avortements se répétant au fil des années.

La troisième hypothèse était la suivante : « *il n'y a pas de phénomène pathologique nouveau ; le constat effectué par la FDGDS résulte simplement d'une modification dans le processus de récolte des données* ». En effet, le GDS des Côtes-d'Armor a instauré un « plan avortement » pour ses élevages adhérents ayant déclaré au moins trois avortements contrôlés non brucelliques au cours des 12 mois précédant le dernier avortement. Ce protocole a pour but la recherche étiologique des avortements, et il est ouvert sur demande des éleveurs ou des vétérinaires traitants. Pour les élevages n'adhérant pas au plan, il n'y a pas de recherche étiologique des avortements, et la seule information disponible est « avortement non brucellique ».

### 3. EXPLOITATION DES DONNEES : CONSTRUCTION DES INDICATEURS EPIDEMIOLOGIQUES

#### □ ETUDE SUR LA POPULATION

Pour déterminer la population exposée aux avortements, nous avons dû estimer la population des vaches présentes durant la période d'étude et susceptibles d'avorter, selon les formules suivantes (communiquées par FDGDS 22) :

- pour les vaches laitières : nombre de bovins à vocation « laitière » au 31/12 × 57 p. cent (= proportion de vaches laitières adultes par cheptel) + 20 p. cent (= renouvellement) de génisses gestantes ;

- pour les vaches allaitantes : nombre de bovins à vocation « allaitante » au 31/12 × 63 p. cent (proportion de vaches allaitantes adultes par cheptel) + 15 p. cent (renouvellement) de génisses gestantes.

L'étude par race a concerné les races majoritaires :

- Races laitières : Montbéliarde, Pie rouge des plaines, Normande, Prim'Holstein ;
- Races à viande : Limousine, Charolaise, Blonde d'Aquitaine.

Nous avons déterminé les pourcentages d'élevages selon le nombre d'avortements par an.

#### □ ETUDE DANS LE TEMPS

La période d'étude s'étend sur 5 années, de 1994 à 1998, et l'unité épidémiologique principalement utilisée est l'exploitation. En l'absence du nombre mensuel de naissances, il n'a pas été possible d'étudier un éventuel effet de la saison.

#### □ ETUDE DANS L'ESPACE

Nous avons extrait de la base les données relatives au code commune et au code canton, afin d'apprécier la répartition géographique des avortements. Le travail a porté sur la distribution par canton des taux d'exploitations ayant eu au moins un avortement par canton en se limitant aux élevages laitiers et à la période 1997 et 1998.

## III - RESULTATS

### 1. QUALITE DES DONNEES

La recherche des informations qui nous étaient nécessaires et les vérifications effectuées ont permis de mettre en évidence des irrégularités dans les bases de données de la FDGDS et du laboratoire. Par exemple :

- des vaches de moins d'un an d'âge et ayant avorté ;
- un mâle avec avortement ;
- des vaches dont la période d'avortement n'était pas précisée ;
- des données répétées plusieurs fois (dont 4 fois pour 101 cas) pour 1996 ;
- des données manquantes pour certaines vaches.

Toutefois, aucune de ces constatations n'a permis de remettre en cause l'augmentation constatée en 1998. Par ailleurs, la base de données ne permettait pas de fixer le dénominateur, mais seulement le numérateur.

Nous avons pu constater qu'au fil des années, les données étaient actualisées aux dépens des anciennes, d'où des difficultés pour l'étude épidémiologique.

Enfin, du fait de la conception du « plan avortement », il n'était pas possible d'explorer l'hypothèse de la responsabilité d'un agent pathogène pour tous les élevages ayant connu un avortement, mais seulement pour ceux ayant bénéficié de ce plan.

### 2. DESCRIPTION EPIDEMIOLOGIQUE

Le taux global d'avortements a effectivement augmenté entre 1994 et 1998 passant chez les animaux de 0,7 p. cent à 0,9 p. cent, de même que le taux d'exploitations ayant eu au moins un avortement, qui est passé de 14 p. cent à 17 p. cent des exploitations du département en 1998 (tableau I). Dans les deux cas, les taux étaient restés stables avant 1998.

**TABEAU I**

**Distribution du pourcentage de bovins ayant avorté et du pourcentage d'exploitations ayant eu au moins un avortement dans le département des Côtes-d'Armor (1994-1998)**

Année	Animaux			Exploitations		
	Nombre *	Cas	%	Nombre	Exploitations à avortement	%
1994	300 301	2 164	0,7	11 947	1 560	13
1995	304 646	2 182	0,7	11 284	1 590	14
1996	303 401	2 198	0,7	10 970	1 507	14
1997	301 616	2 192	0,7	10 465	1 487	14
1998	296 388	2 572	0,9	9 790	1 688	17

\* Population à risque estimée par approximation (vaches laitières + vaches allaitantes)

La figure 1 traduit ces taux sous forme d'une courbe pour l'évolution du taux de bovins ayant avorté et d'un histogramme pour l'évolution du taux d'exploitations ayant enregistré au moins un avortement.

L'étude selon le type de production (figure 2) est tout à fait explicite : les élevages laitiers sont bien plus touchés par les avortements (en moyenne 20 p. cent) que les autres productions (entre 3,3 et 3,6 p. cent). Seuls les élevages laitiers montrent une augmentation en 1998 (25 p. cent).

Les avortements ont été plus notifiés chez les races laitières (figure 3) Normande (0,50 p. cent), Prim'Holstein (0,60 p. cent), et Montbéliarde (0,54 p. cent) que chez les races allaitantes (environ 0,10 p. cent). On retrouve une nette augmentation en 1998 pour les races laitières (Montbéliarde, Normande, Prim'Holstein :  $p << 0,001$ ), tandis que pour les races allaitantes, il n'y a pas de changement notable (Limousine, Charolaise, Blonde d'Aquitaine, Pie Rouge des Plaines :  $p > 0,05$ ).

**FIGURE 1**

**Distribution du taux de bovins ayant avorté et du taux d'exploitations ayant connu au moins un avortement dans les Côtes-d'Armor (1994-1998)**

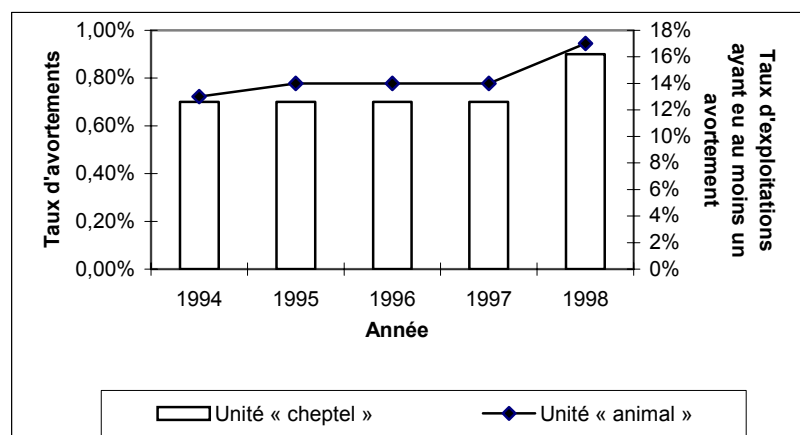


FIGURE 2

**Evolution du pourcentage de cheptels ayant eu au moins un avortement par type d'élevage dans les Côtes-d'Armor (1994-1998)**

La légende correspond pour VL à Vaches laitières ; VA à Vaches allaitantes ; BE à Bovins d'embouche ; AG à Ateliers de génisses.

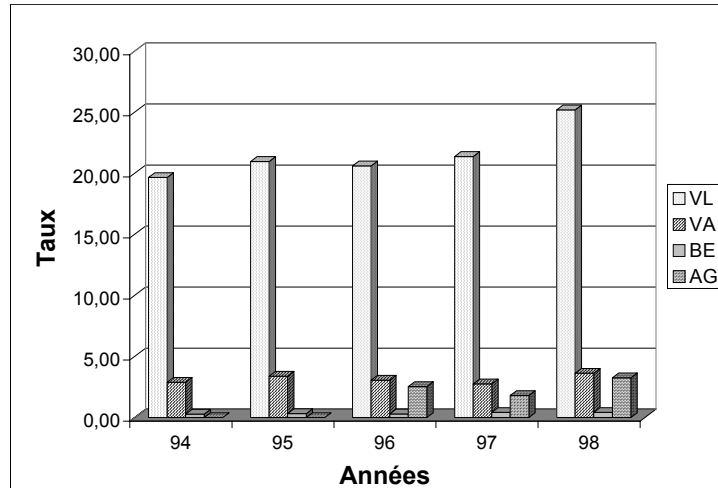
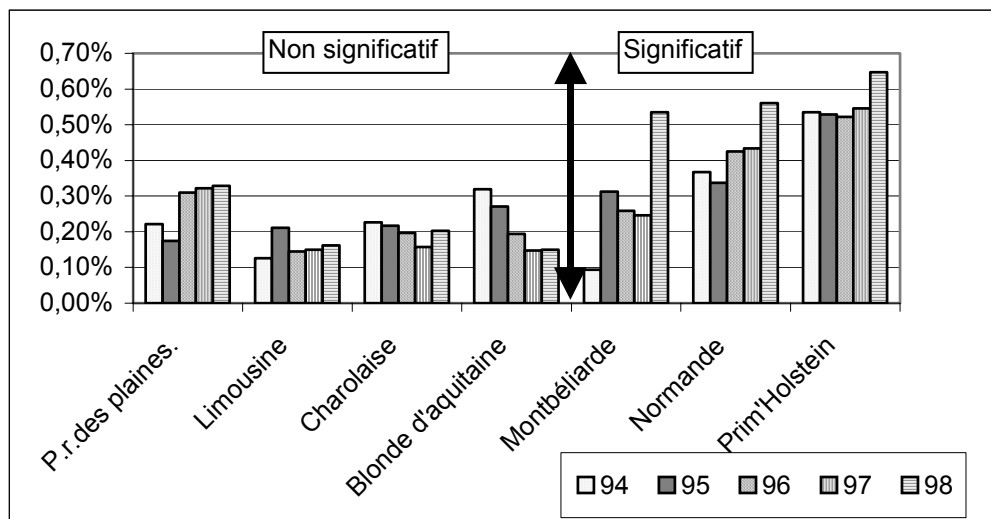


FIGURE 3

**Evolution du taux de bovins ayant avorté par type de race dans les Côtes-d'Armor (1994-1998)**



Suite à ces constatations, nous avons concentré notre étude sur les cheptels laitiers. En distinguant les élevages selon le nombre d'avortements par élevage (un, deux ou trois et plus), on voit que ces trois catégories ont connu une augmentation en 1998 (tableau II). Pour objectiver ce constat, nous avons réalisé un Chi 2 sur les données du tableau, afin d'apprécier les différentes sources de contribution à la variance globale. Pour faciliter la perception

d'ensemble, nous avons rapporté les pourcentages annuels du tableau II au pourcentage moyen, pour chacune des catégories (un, deux ou trois avortements et plus), et les avons représentés sur la figure 4. De plus, nous avons indiqué dans cette figure les valeurs de Chi 2 les plus élevées, ainsi que les pourcentages de contribution de ces valeurs au Chi 2 d'ensemble du tableau.

TABLEAU II

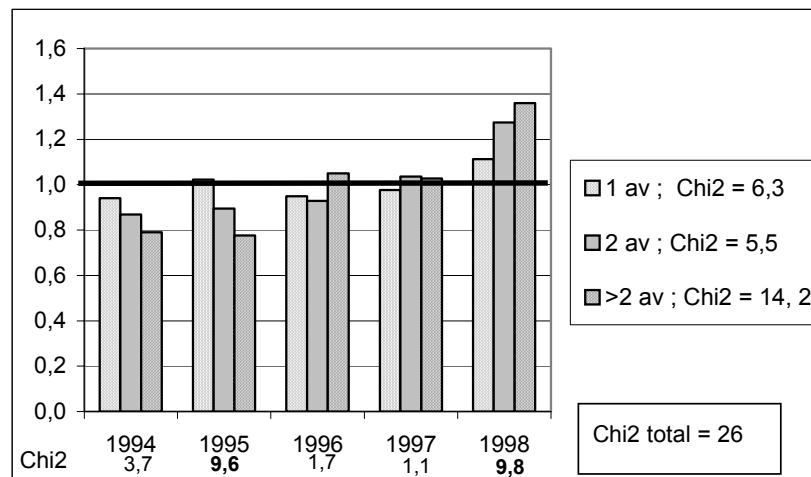
Distribution des nombres et des pourcentages d'élevages laitiers selon le nombre d'avortements par élevage, en Côtes-d'Armor de 1994 à 1998

Année	Nombre d'avortements par élevage			Total élevages laitiers
	1 Elevages (%)	2 Elevages (%)	3 + Elevages (%)	
1994	1 035 (14%)	252 (4%)	123 (2%)	7 172
1995	1 070 (16%)	247 (4%)	115 (2%)	6 824
1996	965 (15%)	249 (4%)	151 (2%)	6 624
1997	954 (15%)	267 (4%)	142 (2%)	6 366
1998	1 046 (17%)	316 (5%)	181 (3%)	6 128

FIGURE 4

Evolution dans le temps (1994-1998) des pourcentages annuels d'élevages ayant connu un, deux ou trois avortements et plus en Côtes-d'Armor

Représentation des rapports de ces pourcentages à la moyenne, figurée ici par la droite d'ordonnée égale à 1. Sont également indiquées les valeurs du  $\chi^2$  selon les années et le nombre d'avortements observés par an dans un élevage.



La valeur du Chi 2 du tableau II est de 26 ; l'augmentation observée en 1998 concourt pour 38 p. cent à cette valeur (Chi2 = 9,8), l'année 1996 apporte une contribution équivalente. Mais il faut remarquer surtout que c'est la catégorie « trois avortements et plus » qui représente la plus forte contribution : 55 p. cent.

Les équations des courbes de tendance de la distribution de ces rapports selon les années sont les suivantes :

Pour un avortement :  $y = 0,0299x + 0,9104$  ( $r^2 = 0,4513$ )  
 deux avortements :  $y = 0,0954x + 0,7139$  ( $r^2 = 0,8266$ )  
 trois avortements et plus :  $y = 0,1391x + 0,5827$  ( $r^2 = 0,8525$ )

Ces différentes observations permettent tout d'abord d'objectiver l'augmentation constatée en 1998 et cela

quel que soit le nombre d'avortements observés par an dans les élevages. Ensuite, elles permettent de distinguer la catégorie des élevages ayant connu plus de deux avortements : on remarque en particulier que la pente est plus importante (0,14) pour cette catégorie que pour la catégorie « deux avortements » (0,10), ou « un seul avortement » (0,03 ; non significatif).

Concernant la répartition des avortements dans l'espace, 81 p. cent des communes du département des Côtes-d'Armor sont touchées, ce qui ne permet pas de mettre en évidence de points d'accumulation particulier.

### 3. RELATION AVEC LES ANALYSES DE LABORATOIRE

Si les premières années la totalité des élevages ayant connu au moins trois avortements dans l'année adhéraient au plan (cf. tableau III), le nombre d'adhérents a ensuite légèrement diminué. Mais, du fait de l'augmentation du nombre d'élevages directement

concernés par ce type de plan parce qu'ayant connu au moins trois avortements dans l'année, la proportion d'élevages adhérents a par conséquent diminué. La proportion des élevages adhérents pour lesquels les résultats étaient disponibles est restée à peu près stable ( $p \gg 0,05$ ), comprise entre deux élevages sur trois et trois sur quatre.

**TABLEAU III**  
**Distribution des résultats d'analyse de laboratoire selon les années ;**  
**données en nombre d'élevages et en pourcentages (italiques)**

	1994	1995	1996	1997	1998
<i>Elevages</i>	Nombre (%)	Nombre (%)	Nombre (%)	Nombre (%)	Nombre (%)
• à trois avortements et +	123	115	151	142	181
• adhérents au plan	124 (100)	120 (100)	104 (69)	110 (77)	103 (57)
• résultats disponibles	83 (67)	82 (68)	79 (76)	72 (65)	75 (73)
<i>Résultats</i>					
M. des muqueuses	35 (42)	25 (30)	17 (22)	16 (25)	15 (20)
Salmonellose	7 (9)	9 (11)	6 (7)	12 (19)	6 (8)
Fièvre Q	7 (9)	2 (3)	17 (22)	5 (8)	12 (16)
Divers	7 (8)	8 (10)	1 (1)	4 (7)	6 (8)
Infections mixtes	10 (12)	25 (30)	24 (30)	14 (23)	16 (21)*
<i>Neospora</i>	---	---	---	---	3 (4)*
Non identifiées	17 (20)	13 (16)	14 (18)	11 (18)	17 (23)

\* *Neospora* seule = 4 p. cent, associé à d'autres agents = 20 p. cent

Le virus de la maladie des muqueuses est l'agent pathogène le plus souvent isolé seul (entre 20 et 42 p. cent des cas). Les infections mixtes sont relativement fréquentes (entre 12 et 30 p. cent). On ne constate pas de différence notable quant à l'évolution des causes responsables d'avortement sur la période d'étude, à l'exception de l'identification récente (mais en raison de sa recherche également récente) du parasite *Neospora caninum* dans 20 p. cent des cas (seul ou associé).

### 4. ETUDE DE LA FREQUENCE DE RECIDIVE

L'étude de la fréquence de récurrence d'avortement nous permettait d'étudier deux hypothèses en même temps : l'effet d'une évolution de la structure de la population (par exemple, les avortements ont plus de probabilité de se manifester dans les élevages de grande taille), et l'effet d'une modification du comportement de déclaration des éleveurs.

Cette étude a été limitée aux exploitations laitières, en prenant en considération le fait d'une déclaration au moins par an, quel que soit le nombre d'avortements, ou l'absence de cette déclaration. Nous avons déterminé le nombre d'exploitations selon le nombre de récurrences sur la période d'étude (1994-1998). Les pourcentages ont été calculés par rapport au nombre d'exploitations laitières recensées en 1998 (6 128). 2 285 exploitations laitières, soit 37,2 pour cent, n'avaient connu aucun avortement sur cette période.

Pour documenter la deuxième hypothèse (évolution de la structure démographique des élevages), nous avons supposé tout d'abord que les avortements pouvaient survenir selon un déterminisme purement aléatoire. Un écart éventuel de la distribution de fréquence des élevages par rapport à ce que présupposerait ce déterminisme conforterait des investigations complémentaires sur les caractéristiques démographiques des élevages correspondants.

Deux approches basées sur la loi binomiale ont été testées : « centrifuge » et « centripète », en référence à la représentation d'un arbre de probabilités, partant d'une probabilité élémentaire, et dont les branches terminales portent les probabilités finales des différentes configurations de probabilité possibles.

#### 4.1. METHODE CENTRIFUGE

En l'absence de probabilité élémentaire connue, nous avons utilisé une démarche « pas à pas », consistant à appliquer des valeurs arbitraires, selon un incrément régulier, à la formule de la loi binomiale :

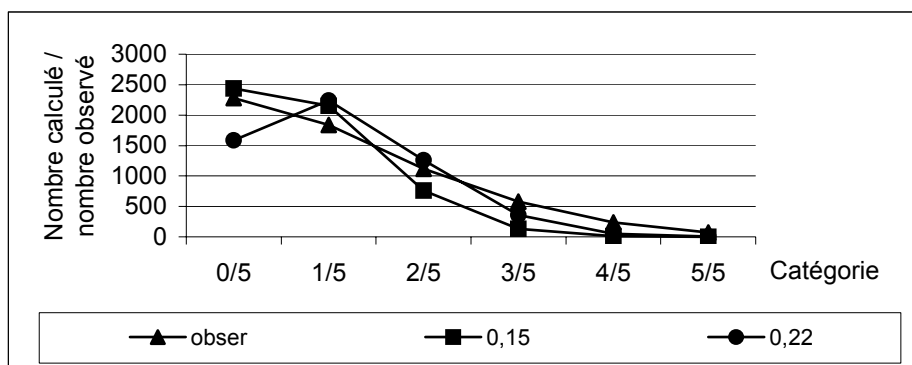
$$\text{Prob}(x = k) = \sum_0^k C_n^k p^k (1-p)^{n-k}$$

où  $n$  est le nombre d'années d'observation (5),  $k$  le nombre d'années au cours desquelles l'exploitation a déclaré au moins un avortement,  $P$ , la probabilité élémentaire de cet événement, et  $C$ , le nombre de combinaisons.

Il ne nous a pas été possible de déterminer de configuration suffisamment proche des données observées (figure 5) : de façon systématique, les valeurs correspondant à un nombre faible ou élevé de récurrences s'écartaient de façon importante des valeurs observées.

FIGURE 5

Distribution du nombre théorique d'élevages en fonction du nombre d'années à avortement sur 5 ans selon différentes valeurs de probabilités élémentaires d'avortement



#### 4.2. METHODE CENTRIPETE

En partant des fréquences observées d'élevages selon le nombre d'années pendant lesquelles ils ont connu des avortements (c'est-à-dire de 0 à 5) et en utilisant les formules de la loi binomiale, nous avons calculé les probabilités élémentaires correspondantes. Nous avons pu constater que les probabilités élémentaires augmentent régulièrement avec le nombre de récurrences (figure 6).

Ce résultat va à l'encontre d'un déterminisme purement aléatoire. En effet, on s'attendrait à retrouver approximativement, une seule valeur de probabilité (avec des fluctuations liées aux erreurs de mesure). Cependant, on constate un phénomène régulier : plus le phénomène se manifeste fréquemment pour un élevage donné, et plus la probabilité élémentaire que l'élevage connaisse au moins un avortement était élevée.

Quelle que soit l'approche utilisée, la conclusion reste la même : si on distingue les élevages ayant eu un problème d'avortement au moins une fois dans l'année sur une période de cinq ans, on peut s'apercevoir que, par rapport aux pourcentages attendus, il y a sous-

déclaration pour les catégories correspondant aux élevages ayant déclaré au moins un avortement sur une année (1/5) et sur deux années (2/5). En revanche, la situation observée pour 3/5, 4/5, 5/5 paraît être surestimée. Nous en avons déduit que la distribution des avortements n'était pas compatible avec une distribution répondant à une loi aléatoire simple.

La phase suivante, étude des caractéristiques démographiques des élevages selon leur fréquence de récurrences, n'a pas été réalisée, en raison des résultats d'une autre piste d'investigation menée en parallèle, et qui s'est avérée très productive.

### 5. ETUDE D'UN EFFET DE MODIFICATION DE PERCEPTION DES ELEVEURS

Des réunions de sensibilisation au « plan avortement » ont été organisées en 1997. On pouvait imaginer que les éleveurs y ayant participé avaient plus de chance de déclarer des avortements éventuels que ceux qui n'y avaient pas assisté.



Dans cette perspective, nous avons comparé les effectifs d'élevages ayant connu au moins un avortement en 1998, selon que l'éleveur avait ou non assisté à une visite de sensibilisation (tableau IV). Cette étude nous a révélé que les éleveurs qui ont

participé à une session de sensibilisation ont eu deux fois plus de risque d'avoir déclaré un avortement (ou plus) que les éleveurs qui n'ont pas suivi une telle session ( $p \ll 0,05$  ;  $RR = 2,00$ ).

FIGURE 6

Distribution des probabilités élémentaires d'exploitations à avortements correspondant aux fréquences d'années à avortement (0/5, 1/5, 2/5, 3/5, 4/5, 5/5) selon la loi binomiale

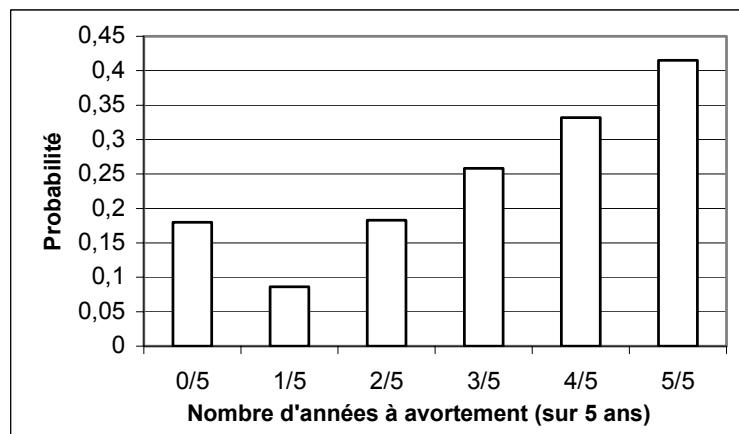


TABLEAU IV

Distribution des nombres d'éleveurs ayant ou non déclaré un avortement en 1998 en fonction de la participation à une réunion de sensibilisation en 1997.

	Déclaration (+)	Non déclaration (-)	Total
Sensibilisé (+)	517	1253	1770
Non sensibilisé (-)	1171	6849	8020
	1688	8102	9790

$P \ll 0,05$  ;  $RR = 2$ .

#### IV - DISCUSSION

Les résultats obtenus dans notre étude rétrospective confirment que pour l'année 1998, le taux d'avortements non brucelliques des bovins dans les Côtes-d'Armor est plus élevé que les années précédentes.

L'accroissement des avortements concerne plus particulièrement les troupeaux laitiers par rapport aux autres types d'élevages. Ceci s'explique en partie sans doute par le fait que les vaches laitières font l'objet d'une surveillance plus attentive. L'effet race ne paraît pas jouer un rôle important puisque l'augmentation est sensiblement identique dans les différentes races laitières.

L'étude a montré que s'il y a bien eu augmentation globale du pourcentage des avortements, celle-ci est

plus particulièrement marquée pour les élevages ayant connu trois avortements et plus. Ce constat pourrait s'expliquer par la mise en place du protocole de surveillance des avortements non brucelliques à partir de 1996 : celui-ci, tout en rappelant l'obligation faite aux éleveurs et aux vétérinaires de déclarer tout avortement, prévoyait une recherche complémentaire en vue de l'identification de la cause de l'avortement, sous la condition que la recherche de l'infection brucellique ait donné un résultat négatif pour les trois premiers avortements [Anonyme, 1996].

Il n'a pas été possible d'extraire tous les résultats d'avortements établis par le laboratoire en raison de la non codification des données, et l'étude n'a porté que sur les causes envisagées dans le cadre du protocole de surveillance des avortements non brucelliques. Par

rapport à 1998, il n'y a pas de grande différence d'évolution des causes responsables d'avortements, sauf l'identification récente du parasite *Neospora caninum* [Davison, French *et al.*, 1999], [Wouda *et al.*, 1998], qui semble être très présent dans les élevages bovins des Côtes-d'Armor et responsable de plusieurs cas d'avortements en série. Un plan d'assainissement vis-à-vis de ce parasite a été mis en place depuis 1997 par le GDS 22, mais les résultats ne pourront être appréciés que pour l'année 2000.

L'appréciation de la répartition des avortements par commune n'a pu être réalisée. Nous avons seulement constaté que les avortements concernaient la majorité des communes des Côtes-d'Armor.

Dans l'étude de la fréquence de récurrence de déclaration d'avortements, une difficulté provenait des exploitations perdues de vue, occasionnant une censure des données. Pour remédier à ce problème, nous avons tenté une approche par modélisation sous l'hypothèse d'une distribution uniforme du risque d'avortement, selon une loi binomiale. Les écarts constatés selon les fréquences (0/5, 1/5, 2/5) montrent une sous-déclaration des cas d'avortement contrairement aux autres fréquences (3/5, 4/5, 5/5). Ce constat rejoint les conclusions précédentes concernant l'augmentation relative d'avortements plus importante pour les exploitations ayant connu plus de deux avortements, et conforte l'hypothèse d'un effet différent de la perception du problème des avortements par l'éleveur selon que son élevage ait connu ou non ce problème.

Cet effet de la perception a été renforcé par les réunions de sensibilisation organisées en 1997 : les éleveurs qui y ont participé avaient deux fois plus de chances de déclarer un avortement que ceux qui n'y ont pas participé.

Bien plus, sous l'hypothèse nulle de l'absence d'impact de la réunion de sensibilisation, on aurait dû avoir le même pourcentage de déclarations d'avortement pour les 1 770 éleveurs sensibilisés et pour les éleveurs n'ayant pas participé aux réunions (14,6 p. cent). L'écart entre le nombre observé (517) et le nombre attendu (258) est de 259. Selon le tableau I, l'augmentation observée en 1998 par rapport à 1997 n'est que de (1 688 - 1 487) 201 élevages ayant connu des avortements. Autrement dit, l'écart associé à la participation à la réunion est du même ordre de grandeur que l'augmentation observée, et qui a été à l'origine de notre travail. L'importance de l'écart constaté entre 1998 et les années antérieures est donc totalement compatible avec l'écart imputable aux éleveurs sensibilisés.

Par conséquent, la cause de cette augmentation serait probablement la répercussion de la modification du plan de suivi des avortements par la FGDS 22 en 1996 et l'intensification de la sensibilisation des éleveurs vis-à-vis de la déclaration des cas depuis 1997, sans qu'il soit nécessaire d'invoquer une cause nouvelle, comme la propagation d'un nouvel agent pathogène.

Cette étude est l'occasion de formuler quelques remarques complémentaires.

#### □ BASE DE DONNEES ET ETUDE EPIDEMIOLOGIQUE

Bien que l'étude des avortements soit un sujet qui retient l'attention du GDS en vue d'une meilleure maîtrise de ce problème en élevage, nous avons rencontré de nombreuses difficultés pour mener à bien cette étude, par exemple pour l'extraction des données sources de la base informatique, la définition de la population à risque d'avortements ou du fait de l'absence de codification des résultats du laboratoire. Des informations supplémentaires nécessaires pour conduire l'étude selon les concepts de l'épidémiologie faisaient défaut, par exemple la répartition par commune des taux d'avortements, le nombre mensuel de naissances, la population de vaches gestantes. La base de données n'était pas structurée pour permettre de fixer le dénominateur, elle fournissait seulement le numérateur. Nous avons pu aussi constater qu'au fil des années, certaines données étaient actualisées aux dépens des anciennes, d'où les difficultés rencontrées au cours de l'analyse : il nous aurait été très utile de disposer des fichiers annuels des élevages, et non pas seulement du fichier de la dernière année, et qui est constitué par écrasement successif des fichiers précédents.

Quant aux résultats des avortements ayant fait l'objet d'analyse, il était difficile de rapprocher le fichier du laboratoire et celui du GDS. En effet, le système informatique du GDS de Ploufragan destiné à la surveillance de la brucellose ne pouvait permettre l'exploitation des données existantes pour l'étude des avortements non brucelliques : sa structure n'a pas été conçue dans le but d'une analyse épidémiologique, mais dans un but opérationnel.

Ces différentes remarques illustrent le fait que la surveillance d'un phénomène pathologique et la constitution de la base de données correspondante ne suffisent pas en soit pour qu'il soit possible de répondre à toute interrogation des responsables de la lutte : il faut que les questions aient été formulées *avant* la conception de la base, afin que les données nécessaires, les relations entre les différentes bases aient été établies de façon pertinente.

La difficulté est bien qu'on ne peut imaginer *toutes* les questions éventuelles. Le type d'investigation que nous avons menée, et dont les limites ont été soulignées, a toutefois le mérite de constituer un support de réflexion pour apporter les corrections éventuelles pour permettre à un tel système de surveillance de répondre à ce type d'attente.

#### DEMARCHE D'INVESTIGATION EPIDEMIOLOGIQUE

Cette investigation est exemplaire par le fait que différentes hypothèses ont été formulées au départ, en

complément de celle postulée par le demandeur. Elles répondaient au souci de vérifier tout d'abord l'absence d'artefact avant d'accepter l'hypothèse d'un phénomène épidémiologique nouveau.

La démarche purement descriptive a d'abord permis d'apporter des constats qui ont suscité des questionnements. Ce sont ces questionnements qui ont seuls permis la mise en évidence de faits déterminants (les réunions de sensibilisation des éleveurs), qui n'avaient pu être portés à notre connaissance

autrement. On peut légitimement s'interroger sur l'issue de notre investigation si, les hypothèses correspondantes n'ayant pas été formulées, nous ne nous étions pas attachés à trouver des faits en appui de ces hypothèses pour rendre compte des constats descriptifs.

Ces dernières remarques permettent de reprendre au crédit de l'épidémiologie cette citation de Bachelard : « *Rien ne va de soi. Rien n'est donné. Tout est construit* » [Bachelard, 1938].

## V - BIBLIOGRAPHIE

ANONYME ~ Protocole avortement. Ploufragan, FDGDSB, Côtes-d'Armor, 1996.

BACHELARD G. ~ La formation de l'esprit scientifique. Paris, Librairie philosophique J. Vrin, 1938.

DAVISON H.C., FRENCH N.P. *et al.* ~ « Herd-specific and age-specific seroprevalence of *Neospora*

*caninum* in 14 British dairy herds ». *Veterinary Record*, 1999, **144** (May 15), 547-550.

WOUDA W., MOEN A.R. ET SCHUKKEN Y.H. ~ *Neospora* abortion in cattle : aspects of diagnostic and epidemiology. *Theriogenology*, 1998, **49** (7), 1311-1316.



Travail réalisé dans le cadre du stage de fin d'études du C.E.S. d'épidémiologie animale de l'ENVA : stagiaires : A. Benbernou et V. Otarod ; maître de stage : G. Argenti ; tuteur : J.J. Bénet.