

ANALYSE DU DISPOSITIF DE DÉCLARATION OBLIGATOIRE DES AVORTEMENTS BOVINS EN FRANCE SUR LA CAMPAGNE 2010-2011 À PARTIR DE MÉTHODES DE CAPTURE-RECAPTURE UNILISTES*

Anne Bronner¹, Emilie Gay¹, Timothée Vergne^{2,3},
Pascal Hendrikx⁴ et Didier Calavas¹

RÉSUMÉ

La surveillance événementielle (clinique) de la brucellose bovine en France repose sur la déclaration obligatoire des avortements bovins par l'éleveur et le vétérinaire sanitaire. Toutefois, les résultats de cette surveillance laissent suspecter une forte sous-déclaration. La présente étude a donc cherché à quantifier le niveau de sous-déclaration et à identifier et estimer l'effet de différents facteurs sur le processus de déclaration. Afin de répondre à ces objectifs, le principe des méthodes de capture-recapture unilistes a été retenu, car permettant de prendre en compte l'existence d'élevages ne déclarant pas d'avortements alors qu'ils auraient dû vraisemblablement le faire. L'ensemble des observations a pu être modélisé à l'aide des méthodes MCMC et de deux modèles multi-réponses, le modèle de Poisson enflé en zéro (ZIP) et le modèle hurdle. Ces méthodes ont permis d'estimer que près de 73% (ICr⁵ [71% - 75%]) des éleveurs qui auraient détecté des avortements ne les déclareraient pas, cette proportion étant plus élevée pour les élevages allaitants que pour les élevages laitiers ou mixtes.

Mots-clés : capture-recapture, uniliste, déclaration obligatoire, avortement, brucellose.

SUMMARY

Clinical surveillance of bovine brucellosis in France rests on mandatory notification of bovine abortions by farmers and veterinarians. However, under-reporting seems to be a major limitation of this system. This study was designed to quantify the extent of under-reporting and to assess the factors influencing notification process. To reach the objectives of the study, unilist capture-recapture methods were used since they take into account the incidence of abortions, the incidence of no reporting. MCMC methods and two multi-response models, a zero-inflated Poisson model and a hurdle model, were used to analyze the data. We estimated that 73% (ICr⁶ [71% - 75%]) of farmers expected to report abortions failed to do so. This proportion was higher for beef cattle herds than for milk or mixed cattle herds.

Keywords: Capture-recapture, Unilist, Mandatory notification, Abortion, Brucellosis.



* Texte de la communication orale présentée au cours des Journées scientifiques AEEMA, 1^{er} juin 2012

¹ Anses-Lyon, Unité Epidémiologie, 31 avenue Tony Garnier, 69 364 Lyon Cedex 07, France

² Centre de coopération internationale en recherche agronomique pour le développement (CIRAD), Département ES, UR22, TA C22/E, Campus international de Baillarguet, 34398 Montpellier cedex 5, France

³ Anses, Laboratoire de Santé animale, 23 avenue du Général de Gaulle, 94706 Maisons-Alfort, France

⁴ Anses, Unité de surveillance épidémiologique SURVEPI, Direction scientifique des laboratoires, 22 Rue Pierre Curie, 94700 Maisons-Alfort, France

⁵ Intervalle de crédibilité à 95%

⁶ 95% credible interval

I - INTRODUCTION

La déclaration obligatoire des avortements bovins constitue actuellement en France l'une des modalités principales de la surveillance de la brucellose bovine. Cette maladie zoonotique a été progressivement éradiquée en France par des campagnes de prophylaxie généralisées mises en place dans les années 1960. Jusqu'à cette année, le dernier foyer avait été détecté en 2003, conduisant à la reconnaissance du statut officiellement indemne en 2005 [Fediaevsky *et al.*, 2010]. Début 2012, deux foyers ont été détectés dans le Pas-de-Calais et en Haute-Savoie⁷.

La surveillance a pour objectifs de garantir le maintien de ce statut sanitaire favorable et d'assurer une détection précoce de toute réapparition d'un foyer de brucellose sur le territoire. Les mesures de prophylaxie et de police sanitaire mises en place sont réglementées au niveau national et communautaire⁸ : à ce titre, toute suspicion, notamment clinique, doit faire l'objet d'une déclaration aux services vétérinaires.

Les résultats obtenus laissent toutefois craindre une sous-déclaration importante des avortements : en 2010-2011, 49 564 avortements bovins répartis dans 28 807 exploitations avaient fait l'objet d'une déclaration sur les huit millions de vaches recensées présentes dans 166 000 exploitations. A dire d'experts, ce dispositif ne permettrait de détecter que de l'ordre d'un tiers des avortements survenant réellement [Fediaevsky *et al.*, 2010].

Dans une perspective d'amélioration du dispositif actuel, la présente étude a cherché à quantifier le niveau de sous-déclaration, puis à identifier et estimer l'effet de différents facteurs sur le processus de déclaration. Il s'agissait ainsi de définir la marge de progrès existante pour inciter les éleveurs à participer au dispositif.

Afin de répondre à ces objectifs, les méthodes de capture-recapture (MCR) unilistes ont été utilisées. Ces méthodes ont été initialement développées en écologie pour estimer la taille totale d'une population animale à partir de captures, marquages et recaptures d'individus de cette population [Chao *et al.*, 2001]. Appliquées à l'épidémiologie, les MCR

permettent d'estimer le nombre total d'individus infectés à partir d'observations supposées partielles. Ces observations sont considérées comme des « captures » ou « recaptures » d'individus infectés, faites par une source de données unique dans le cas des MCR unilistes.

Le processus de capture supposé aléatoire explique l'absence d'observation de certains individus infectés [Hook *et al.*, 1995 ; Gallay *et al.*, 2002]. Ces méthodes ont récemment été étendues à l'épidémiologie animale [Vilas *et al.*, 2008 ; Vergne *et al.*, 2012].

Dans le cadre de cette étude, une capture était représentée par la déclaration d'un avortement par un éleveur. Cette déclaration présentait la particularité d'être sous-tendue par trois étapes : la survenue de l'avortement, sa détection (observation) et sa déclaration en tant que telle par l'éleveur. Afin de simplifier ce processus et compte tenu des objectifs de l'étude qui étaient d'estimer la marge de progrès possible pour encourager les éleveurs à la déclaration, seules les étapes de détection et de déclaration ont été étudiées.

Le processus de déclaration des avortements a donc été supposé aléatoire par rapport à l'ensemble des élevages ayant détecté des avortements. La proportion de sous-déclaration a été définie comme le nombre d'éleveurs ayant détecté des avortements sans les avoir déclarés par rapport à l'ensemble des élevages ayant détecté des avortements.

La distribution de Poisson est couramment utilisée pour modéliser les processus de comptage et également le processus aléatoire de capture des individus infectés [Cameron *et al.*, 1998]. Toutefois, cette distribution ne permet généralement pas d'expliquer l'ensemble des observations recueillies, une partie des individus non capturés étant fréquemment non infectée. Dans le cadre de cette étude, il était ainsi probable que les élevages non déclarants regroupaient à la fois des élevages ayant détecté des avortements (correspondant aux zéros de « comptage ») et des élevages n'en ayant pas détecté (correspondant à un « excès de zéro » non pris en compte par le processus aléatoire de capture).

⁷ Source : http://web.oie.int/wahis/public.php?page=weekly_report_index&admin=0&newlang=2

⁸ Code rural, arrêté ministériel du 22/04/2008, directive 64/432/CE du 26/06/1964

Le recours à une distribution de Poisson tronquée en zéro permet alors de n'étudier que les individus capturés [Chao, 1987 ; Zelterman, 1988 ; Heijden *et al.*, 2003 ; Vergne *et al.*, 2010]. Les modèles de Poisson enflé en zéro

et hurdle considèrent quant à eux l'ensemble de la population en modélisant plusieurs réponses [Cameron *et al.*, 1998]. Ce sont ces méthodes qui ont été privilégiées dans le cadre de cette étude.

II - MATÉRIEL

Les données collectées dans le cadre du dispositif de déclaration obligatoire des avortements et du système national d'identification bovine ont été utilisées pour constituer le jeu de données initial.

1. SOURCES DE DONNÉES

1.1. DONNEES ISSUES DU DISPOSITIF DE DECLARATION OBLIGATOIRE DES AVORTEMENTS

Ce dispositif repose sur la déclaration obligatoire de tout avortement survenant dans un élevage bovin. Est considéré réglementairement comme avortement « *l'expulsion du fœtus ou du veau, soit né mort, soit succombant dans les 48 heures après la naissance* » [Anonyme].

Dans ce cas, l'éleveur en informe son vétérinaire qui réalise une visite de l'élevage, recueille les commémoratifs et procède à des prélèvements pour dépistage sérologique (et éventuellement bactériologique) de la brucellose.

Les données collectées concernent l'identification de l'exploitation et de la vache ayant avorté, la date de l'intervention du vétérinaire et la date de l'avortement. Elles sont enregistrées par le laboratoire qui recueille les prélèvements et les commémoratifs, et sont validées par la DDecPP⁹. Ces données sont centralisées depuis 2004 dans SIGAL, Système d'Information de la Direction générale de l'alimentation du Ministère chargé de l'agriculture.

Ce dispositif est totalement pris en charge par l'Etat à hauteur de quatre millions d'euros en moyenne par an [Fediaevsky *et al.*, 2010].

1.2. DONNEES ISSUES DU SYSTEME NATIONAL D'IDENTIFICATION BOVINE

Le système national d'identification des bovins, effectif depuis 1995, repose sur l'obligation pour tout détenteur de notifier à l'Établissement départemental de l'élevage (EDE) les événements concernant les bovins dont il est responsable.

Chaque animal fait ainsi l'objet d'un enregistrement dans la Base de données nationale d'identification bovine (BDNI) concernant son numéro d'identification, sa race, sa date de naissance et le numéro d'identification de sa mère, ainsi que ses périodes et lieux de détention dans les différents élevages dans lesquels il a séjourné.

2. POPULATION D'ÉTUDE

La campagne de reproduction, période sur laquelle ont été recensées les déclarations d'avortements, a été définie du 1^{er} août 2010 au 31 juillet 2011 afin de tenir compte de la saisonnalité des vêlages.

Les facteurs pour lesquels un effet sur le processus de déclaration était fortement suspecté étaient la taille de l'élevage, le type de production (laitier, allaitant, mixte), ainsi que le département de localisation de l'élevage. La taille influe arithmétiquement sur le nombre d'avortements qui surviennent, et pourrait par ailleurs être liée soit à une réduction de la probabilité de détecter un avortement (moindre surveillance de la part de l'éleveur), soit au contraire à une augmentation de cette probabilité (en reflétant indirectement une meilleure technicité de l'élevage).

⁹ Directions départementales en charge de la protection des populations, auxquelles sont rattachés les services vétérinaires départementaux.

Le type de production influe quant à lui fortement sur la conduite de l'élevage et en premier lieu sur la détection des avortements [England *et al.*, 2004]. Enfin, des politiques de sensibilisation et d'incitation ont été menées à l'échelle départementale par les Groupements de défense sanitaire.

La taille des élevages de bovins a été définie et calculée comme le nombre cumulé de femelles reproductrices-jours détenues sur l'ensemble de la campagne de reproduction, ou, rapporté à l'unité journalière, en nombre moyen de femelles reproductrices.

Une femelle bovine a été considérée comme reproductrice dès lors qu'elle était âgée d'au moins 24 mois au 1^{er} août 2010. Cet âge a été défini à partir de la description de l'âge au vêlage des primipares en retenant celui permettant d'inclure 98% des femelles reproductrices. Même si la taille ainsi calculée a été surestimée pour certains élevages,

l'impact a été considéré comme faible : le biais ne concernait que les primipares et cette variable a été utilisée non pas comme un dénominateur du nombre de femelles gestantes mais comme une variable reflétant la taille de l'élevage et pouvant influencer le nombre d'avortements survenus et détectés.

Le type de production a été établi pour chacun des élevages à partir des races des femelles reproductrices y ayant été détenues (les vaches de race croisée ayant été incluses dans les vaches allaitantes car très majoritairement menées comme des vaches allaitantes). Les élevages ont été considérés comme laitiers, allaitants, ou mixtes lorsqu'ils détenaient au moins une femelle de chaque catégorie.

L'effet de ces trois facteurs (taille, type de production et département) sur le nombre d'avortements déclarés a été étudié par analyse univariée puis multivariée.

III - MÉTHODES

1. CONDITIONS D'APPLICATION DES MÉTHODES DE CAPTURE-RECAPTURE

Le recours aux méthodes de capture-recapture implique le respect de deux conditions principales : l'homogénéité et l'indépendance de capture [Hook *et al.*, 1995; Gallay *et al.*, 2002; Vergne *et al.*, 2012].

L'homogénéité de capture implique ici que le nombre d'avortements détectés et « déclarables » est le même dans les élevages concernés par la survenue d'avortements, c'est-à-dire que :

- le même nombre d'avortements est détecté dans ces élevages ;
- chaque avortement détecté a la même probabilité d'être déclaré : la déclaration d'un avortement ne doit pas être liée à certaines caractéristiques individuelles des femelles ayant avorté.

En outre, chaque éleveur ayant détecté des avortements a la même probabilité de participer au dispositif de surveillance.

La prise en compte de covariables permet d'alléger cette condition d'homogénéité de capture en la faisant porter sur les élevages caractérisés par une même combinaison de

covariables (de même taille, de même type de production, par exemple).

L'indépendance de capture sous-entend quant à elle que les probabilités de déclaration d'avortements sont indépendantes les unes des autres pour un même élevage.

Le respect de ces deux conditions sera discuté plus loin.

2. MODÉLISATION DU NOMBRE D'AVORTEMENTS DÉCLARÉS

Afin de modéliser l'ensemble des données recueillies dans le cadre du dispositif de déclaration des avortements, les modèles multi-réponses que sont le modèle de Poisson enflé en zéro (ZIP) et le modèle hurdle ont été utilisés.

Ces modèles permettent de prendre en compte la présence d'individus non infectés ou, ici, la présence d'élevages n'ayant pas détecté d'avortements. Chacun de ces modèles considère cet excès de « zéros » de manière différente [Cameron *et al.*, 1998 ; Boucher *et al.*, 2006] :

- Le modèle ZIP considère deux types de réponse : la probabilité d'être infecté (ici, la probabilité pour un élevage de détecter au

moins un avortement) et le nombre de captures d'individus infectés (ici, le nombre de déclarations pour les élevages ayant détecté des avortements) (figure 1 et tableau 1). Ce modèle visait ainsi à distinguer parmi les élevages non déclarants les élevages n'ayant pas détecté d'avortements (ayant une probabilité de détection nulle) des élevages en ayant détecté (modélisés par la distribution de Poisson). Ce modèle a été utilisé pour estimer la proportion de sous-déclaration ;

- Le modèle hurdle considère quant à lui les réponses suivantes : la probabilité d'être capturé (ici, la probabilité pour un élevage d'être déclarant) et le nombre de captures parmi les individus infectés (ici, le nombre

de déclarations parmi les élevages déclarants, qui suit une loi de Poisson tronquée en zéro). Les deux réponses ainsi modélisées correspondaient à deux processus de décision : celui de déclarer un premier avortement puis celui d'en déclarer plusieurs une fois que le premier avortement avait été déclaré (figure 1 et tableau 1). Ce modèle a été utilisé pour identifier les facteurs influençant le processus de déclaration et en estimer les effets.

Chacune des réponses modélisée par le modèle ZIP ou le modèle hurdle peut dépendre de covariables [Lambert, 1992 ; Cameron *et al.*, 1998].

Figure 1

Représentation graphique des deux distributions (Bernouilli et Poisson) de chacun des modèles ZIP et hurdle (données issues de l'analyse réalisée sur 20% des élevages)

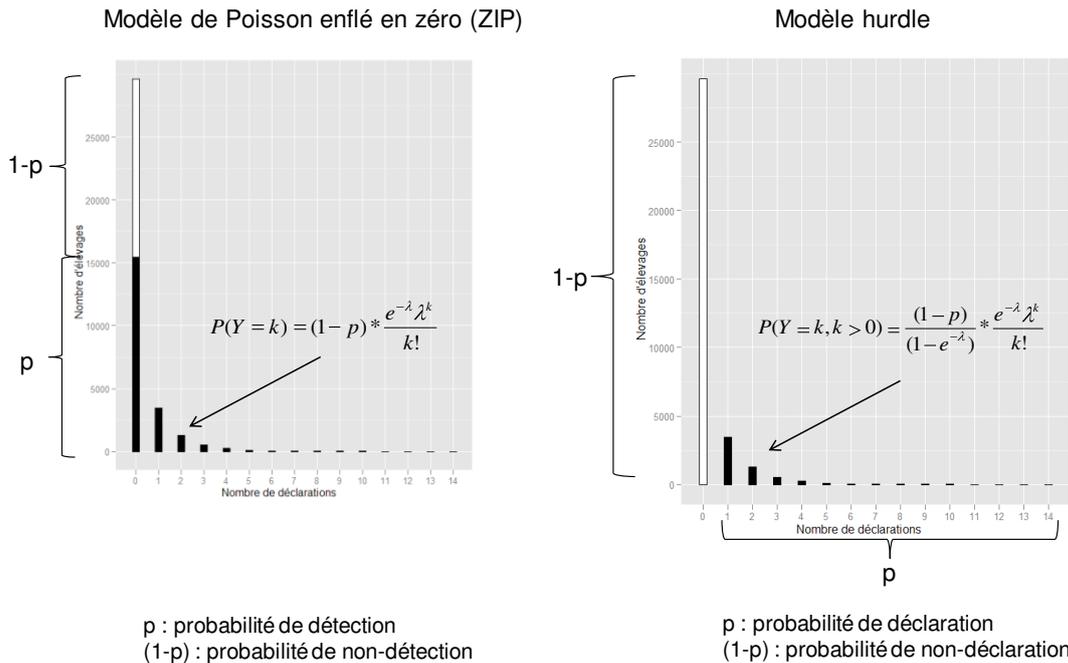


Tableau 1
Réponses modélisées par les modèles ZIP et hurdle dans le cadre de l'analyse
du nombre de déclarations d'avortements

Type de réponse (loi de distribution)	ZIP	Hurdle
Probabilité (loi de Bernouilli)	Probabilité de détecter des avortements	Probabilité de déclarer des avortements
Comptage (loi de Poisson ou de Poisson tronquée)	Nombre d'avortements détectés déclarés par élevage	Nombre d'avortements déclarés par les élevages déclarants

2.1. MISE EN ŒUVRE A PARTIR DE METHODES MCMC

L'effet des paramètres suivants a été étudié :

- le type de production, un élevage pouvant être laitier, allaitant ou mixte ;
- la taille, définie en quatre catégories correspondant aux quartiles de la variable continue :]0-10[, [10-28[, [28 - 50[et ≥ 50 reproductrices détenues en moyenne sur la campagne ;
- le département, considéré comme effet aléatoire compte tenu du nombre important de modalités (78) et du fait que l'inclusion de cet effet avait plus un objectif d'ajustement qu'un objectif d'estimation de l'effet de chaque département sur le processus de déclaration ;
- un paramètre de surdispersion permettant d'intégrer la variabilité inter-élevages résiduelle non prise en compte par les paramètres précédents.

Les paramètres de ces modèles ont été estimés et testés en ayant recours aux méthodes bayésiennes MCMC (Markov chain Monte Carlo) car ces méthodes permettaient d'intégrer un effet aléatoire (ici le département).

Compte tenu de la lourdeur de mise en œuvre de ces méthodes, les modèles ont été utilisés sur un échantillon aléatoire de 20% des élevages obtenu par tirage au sort stratifié sur le département (n=35 343). En l'absence de connaissance *a priori* des effets des paramètres, les priors étaient non informatifs¹⁰ [Gelman, 2006].

Après 500 000 itérations qui ont été considérées comme la phase de « burn-in », une valeur sur 100 a été retenue sur les 300 000 itérations suivantes. Deux chaînes ont été simulées pour chacun des modèles testés pour s'assurer de leur convergence.

Afin de sélectionner les modèles ZIP et hurdle finaux, les différents paramètres étudiés ont été intégrés initialement sur la partie modélisant le processus de comptage de chacun de ces modèles, auxquels ont été progressivement intégrés ces mêmes paramètres sur la partie modélisant la probabilité de déclaration ou de détection. Les modèles retenus étaient ceux pour lesquels la convergence était atteinte (critère de Gelman-Rubin proche de 1) et la valeur du DIC (Deviance information criterion) était la plus faible [Hadfield, 2011; 2012].

IV - RÉSULTATS

1. DESCRIPTION DE LA POPULATION D'ÉTUDE

L'analyse a été conduite sur la période d'août 2010 à juillet 2011. Soixante-dix-huit

départements ont été inclus car ayant participé au dispositif de surveillance (c'est-à-dire ayant fait l'objet d'au moins une déclaration d'avortement sur la période).

¹⁰ Ont été retenus : une loi normale de moyenne 0 et de variance 10^{16} pour les effets fixes, une loi demi-Cauchy de paramètre 5 pour la variance de l'effet aléatoire lié au département, une loi inverse-gamma de paramètres (0,001,0,001) pour la variance du paramètre de surdispersion.

Le département de la Somme, au départ inclus dans l'étude (quoique participant très faiblement au dispositif), a été ensuite exclu car il représentait un point extrême et fortement influent dans l'analyse multivariée : pour le modèle ZIP, la proportion moyenne d'éleveurs ayant détecté des avortements et le nombre moyen d'avortements détectés déclarés estimés pour ce département étaient de loin les plus faibles par rapport aux autres départements ; les effets estimés de certains des paramètres du modèle en étaient notablement modifiés.

Parmi les 176 718 élevages recensés ayant détenu au moins une femelle reproductrice sur la période, 83,7% étaient non déclarants. Parmi les élevages déclarants, plus de la moitié (61%) ont fait l'objet d'une seule déclaration, 22%, l'objet de deux déclarations et 17%, l'objet de plus de deux déclarations (tableau 2). Un élevage ayant fait l'objet de 96 déclarations sur la campagne a été supprimé de l'analyse car ayant une valeur extrême à explorer séparément.

Tableau 2

Répartition du nombre et de la proportion d'élevages en fonction du nombre de déclarations sur l'ensemble des élevages et sur l'échantillon de 20% tiré au sort

Nombre de déclarations	Population totale		Echantillon de 20%	
	Nombre d'élevages	Proportion d'élevages (%)	Nombre d'élevages	Proportion d'élevages (%)
0	147 918	83,70	29 639	83,86
1	17 693	10,01	3 438	9,73
2	6 217	3,52	1 295	3,66
3	2 605	1,47	512	1,45
4	1 161	0,66	226	0,64
5	566	0,32	109	0,31
6	269	0,15	56	0,16
7	126	0,07	27	0,08
8	65	0,04	17	0,05
9	45	0,03	13	0,04
10	25	0,01	5	0,01
11	14	0,01	2	0,01
12	5	<0,01	2	0,01
13	2	<0,01	1	<0,01
14	1	<0,01	1	<0,01
15	2	<0,01		
16	1	<0,01		
17	1	<0,01		
25	1	<0,01		
26	1	<0,01		

Presque la moitié (45%) des élevages (82 154) étaient allaitants, 31,3% étaient (55 275) mixtes, et 22,2% (39 289) laitiers. La taille moyenne des élevages était de 13 203 reproductrices-jours sur la campagne, soit une

moyenne de 36 reproductrices détenues. Cette taille variait entre 520 et 36 030 reproductrices-jours sur la campagne pour 95% des élevages : 25% des élevages détenaient moins de 3 722 reproductrices-jours (soit une

moyenne de moins de 10 reproductrices), 50% moins de 10 165 (soit une moyenne de moins de 28 reproductrices) et 75% moins de 18 301 (soit une moyenne de moins de 50 reproductrices). La taille des élevages mixtes

était significativement supérieure à celle des élevages laitiers, eux-mêmes de taille supérieure à celle des élevages allaitants (tableau 3) ($p < 1.10^{-6}$).

Tableau 3
Taille moyenne des élevages en fonction de leur type de production
(en nombre de reproductrices-jours sur la campagne et nombre moyen de reproductrices)

Type de production	Moyenne du nombre de reproductrices-jours sur la campagne (2,5 ^{ème} et 97,5 ^{ème} percentiles)	Moyenne du nombre moyen de reproductrices sur la campagne
Allaitant	10 189 (348 - 32 150)	28
Laitier	12 402 (456 - 29 377)	34
Mixte	18 250 (1 952 - 43 496)	50

La comparaison entre le jeu de données exhaustif et l'échantillon de 20% utilisé à des fins de modélisation n'a pas révélé de différences significatives dans la répartition des élevages en fonction du nombre de déclarations (tableau 2), du type de production et de la taille.

Conformément à notre hypothèse, le modèle simple de Poisson sous-estimait le nombre total d'élevages non déclarants de 2,3% et surestimait le nombre d'élevages déclarant un avortement de 33%. Par ailleurs, la condition de normalité du paramètre de surdispersion n'était pas respectée. Ces résultats nous ont conduits à recourir aux modèles ZIP et hurdle.

2. PROPORTION D'ÉLEVEURS SOUS-DÉCLARANTS

Le modèle ZIP retenu a permis de conditionner la probabilité de détection au département de localisation de l'élevage et de conditionner le nombre d'avortements détectés déclarés à la taille, au type de production et au département (tableau 4). Les prédictions du nombre d'élevages ayant fait l'objet de k déclarations étaient proches des observations, et le nombre de non-déclarants correctement estimé (tableau 5).

Tableau 4
Effets pris en compte sur chacune des parties des modèles ZIP et hurdle retenus

Modèle	Partie modélisant la probabilité de détection (ZIP) ou de déclaration (hurdle)	Partie modélisant le nombre d'avortements détectés déclarés (ZIP) ou le nombre d'avortements déclarés par les déclarants (hurdle)
ZIP	Dept	Taille + Type_prod + Dept + e
Hurdle	Taille + Type_prod + Dept	Taille + Type_prod + Dept + e

Avec : Dept l'effet aléatoire « Département », Taille l'effet fixe « Taille », Type_prod l'effet fixe « type de production », e l'effet aléatoire du paramètre de surdispersion

Tableau 5

Nombre d'élevages observés et prédits par les modèles ZIP et hurdle en fonction du nombre de déclarations (résultats obtenus à partir de l'analyse réalisée sur 20% des données)

Nombre de déclarations	Nombre d'élevages observés	Nombre d'élevages prédits [ICr 95%]	
		ZIP	Hurdle
0	29 639	29 572 [29 474 - 29 668]	29 639 [29 474 - 29 668]
1	3 438	3 655 [3 576 - 3 737]	3 444 [3 357 - 3 529]
2	1 295	1 186 [1 157 - 1 215]	1 294 [1 257 - 1 331]
3	512	470 [455 - 485]	515 [496 - 535]
4	226	213 [205 - 221]	247 [215 - 451]
5	109	106 [101 - 111]	106 [100 - 111]
6	56	57 [53 - 60]	53 [49 - 57]
7	27	32 [29 - 35]	28 [26 - 31]
8	17	19 [17 - 21]	16 [14 - 18]
9	13	11 [10 - 13]	9 [8 - 11]
10	5	7 [6 - 8]	5 [4 - 7]
11	2	5 [4 - 5]	3 [3 - 4]
12	2	3 [2 - 4]	2 [2 - 3]
13	1	2 [2 - 2]	1 [1 - 2]
14	1	1 [1 - 2]	1 [1 - 1]

La probabilité moyenne pour un élevage de détecter (au sens d'occurrence) des avortements a été estimée à 58,6% (ICr [49,9-67,3%]). Parmi les éleveurs ayant détecté des avortements, la probabilité moyenne de sous-déclaration a été quant à elle estimée à 72,7% (ICr [70,9-74,8%]), cette probabilité étant plus

élevée pour les élevages allaitants que pour les élevages laitiers ou mixtes (tableau 6).

Pour la majorité des départements, la proportion d'éleveurs sous-déclarants était comprise entre 60 et 90%. Elle a été estimée inférieure à 60% pour les départements de la Côte-d'Or et des Côtes-d'Armor (figure 2).

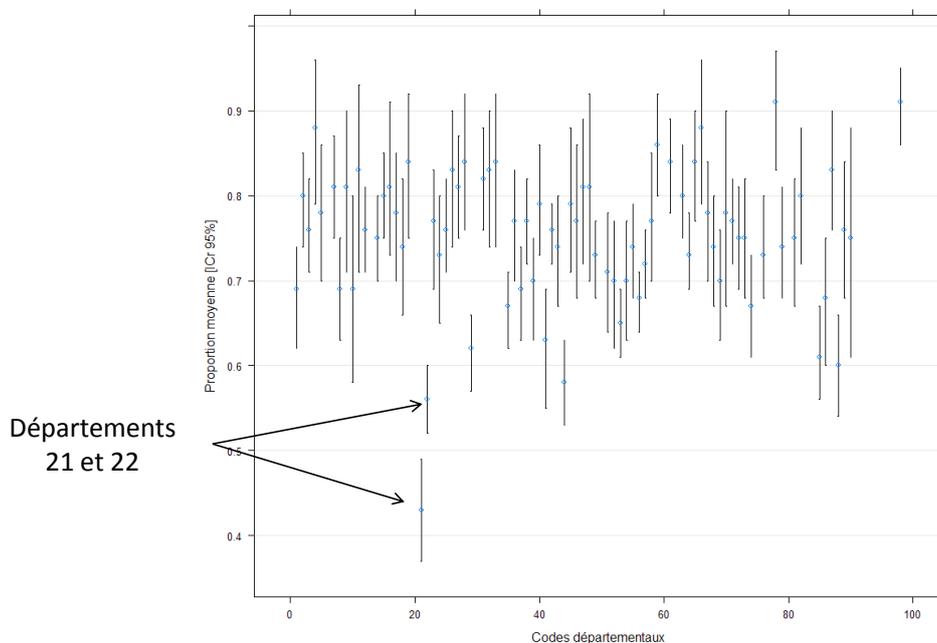
Tableau 6

Répartition du nombre estimé d'élevages en fonction de la détection et de la déclaration d'avortements

	Sans avortements détectés [ICr 95%]	Avec avortements détectés [ICr 95%]	Proportion de sous-déclaration [ICr 95%] (en %)
Allaitants	7 193 [6 379-7 841]	9 157 [6 379-7 841]	85 [84 - 86]
Laitiers	2 738 [2 341-3 099]	5 091 [2 341-3 099]	61 [59 - 64]
Mixtes	4 265 [3 713-4 762]	6 896 [3 713-4 762]	65 [63 - 68]
Total	14 196 [12 446-15 674]	21 143 [19 666-22 893]	73 [71 - 75]

Figure 2

Proportion estimée (et ICr 95%) de sous-déclaration des avortements bovins par département
(analyse sur 20% des données)



3. FACTEURS INFLUENÇANT LE PROCESSUS DE DÉCLARATION

Le modèle hurdle retenu a permis quant à lui d'étudier l'effet de la taille et du type de production (ajustés sur le département) sur à la fois la probabilité de déclaration et le nombre d'avortements déclarés par les déclarants (tableau 4). Les prédictions du nombre d'élevages ayant fait l'objet de k déclarations étaient, comme pour le modèle ZIP, proches des observations, et le nombre de non-déclarants correctement estimé (tableau 5).

Les élevages allaitants ayant détenu en moyenne moins de 10 reproductrices (retenus comme catégorie de référence dans l'analyse) avaient une probabilité moyenne de 1,8% (ICr [1,5-2,2%]) de déclarer des avortements. Une fois déclarants, ces élevages ont déclaré en moyenne 1,12 (ICr [1,09 – 1,16]) avortement sur la campagne de reproduction.

La probabilité de déclaration et le nombre moyen de déclarations chez les élevages déclarants étaient supérieurs pour les élevages laitiers et mixtes par rapport aux élevages allaitants de même taille. Ainsi, les élevages laitiers et mixtes avaient une probabilité de déclaration 3,06 fois (ICr [2,79 – 3,33]) supérieure aux élevages allaitants de même taille, et, lorsqu'ils étaient déclarants, ils ont déclaré 1,46 fois (ICr [1,3 – 1,63]) plus d'avortements (tableau 7, figure 3).

La taille de l'élevage était quant à elle fortement liée à la probabilité de déclaration : un élevage ayant détenu en moyenne plus de 50 reproductrices sur la campagne de reproduction a déclaré en moyenne 9,18 fois (ICr 95% [8,07 - 10,38]) plus d'avortements qu'un élevage ayant détenu en moyenne moins de 10 reproductrices. Le nombre moyen de déclarations chez les déclarants était également influencé par la taille, avec une augmentation quasi-linéaire (tableau 7).

Tableau 7

Estimation des effets du type de production et de la taille de l'élevage sur la probabilité de déclaration et sur le nombre de déclarations chez les déclarants

Variable	Modalité	Probabilité de déclaration (odds ratio [ICr 95%])	Nombre de déclarations chez les déclarants (Risque relatif [ICr 95%])
Type de production	Allaitant	1	1
	Laitier	3,1 [2,8 - 3,3]	1,5 [1,3 - 1,6]
	Mixte	1,8 [1,7 - 2]	1,3 [1,2 - 1,5]
Taille ¹]0-10[1	1
	[10-28[3,6 [3,2 - 4,1]	1,6 [1,2 - 2,2]
	[28-50[6,4 [5,7 - 7,3]	2,3 [1,8 - 3,1]
	>=50	9,2 [8,1 - 10,4]	3,1 [2,3 - 4,1]

¹ En nombre moyen de reproductrices

Figure 3

Evolution de l'odds ratio de la probabilité de déclaration estimé en fonction du type de production et de la taille de l'élevage (calculée en nombre moyen de reproductrices)

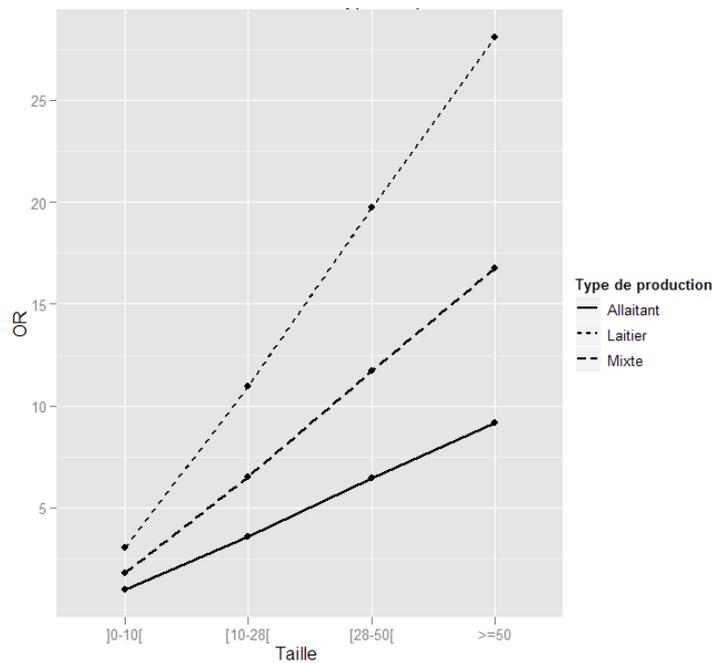
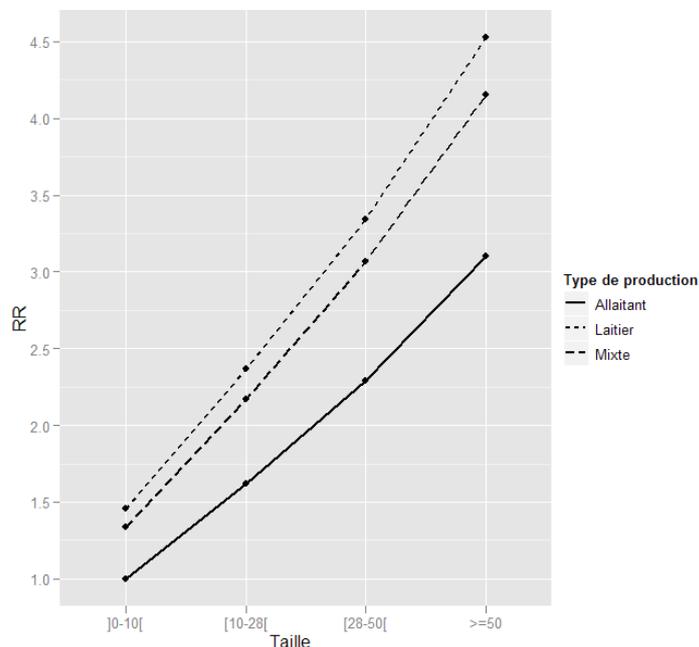


Figure 4

Evolution du risque relatif selon le nombre d'avortements déclarés chez les déclarants, estimé en fonction du type de production et de la taille de l'élevage
(calculée en nombre moyen de reproductrices)



La probabilité de déclaration variait fortement en fonction des départements : le nombre observé d'élevages déclarants variait entre 0,01 et 2 fois celui attendu, celui-ci ayant été estimé à partir des effectifs départementaux et de la proportion moyenne d'élevages déclarants calculée au niveau national, avec ajustement sur le type de production et la taille des élevages [Bouyer *et al.*, 1995] (figure 5). Cette variabilité s'est retrouvée dans les résultats issus de la modélisation : avec une variance de l'effet aléatoire estimée à 0,53 (ICr 95% [0,34 - 0,74]), la probabilité de déclaration variait pour les élevages allaitants ayant détenu en moyenne moins de 10 reproductrices par exemple entre 0,5 et 7,3% pour 95% des départements.

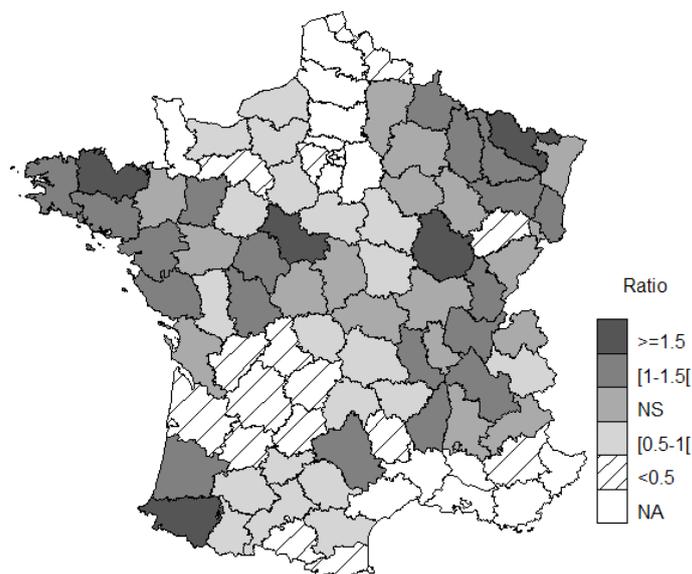
Le département influait de façon moindre sur le nombre moyen de déclarations par les élevages déclarants (variance de l'effet aléatoire estimée à 0,14 (ICr 95% [0,07 - 0,2])).

Ainsi, le nombre moyen de déclarations par élevage variait entre 1,06 et 1,26 pour 95% des départements, en considérant les élevages allaitants ayant détenu en moyenne moins de 10 reproductrices. En comparaison à la variance de l'effet aléatoire lié au département, la variance inter-élevages résiduelle (du paramètre de surdispersion) était élevée, estimée à 0,5 (ICr 95% [0,44 - 0,57]).

La probabilité de non-déclaration et le nombre de déclarations chez les déclarants étaient corrélées négativement à l'échelle départementale : la covariance entre les deux effets aléatoires « département » intégrés dans la partie modélisant la probabilité de déclaration et dans la partie modélisant le nombre de déclarations par les déclarants a été estimée à -0,22 [-0,11 - - 0,33] [Hadfield, 2010].

Figure 5

Distribution géographique du ratio du nombre observé sur le nombre attendu
d'élevages déclarants (sur l'ensemble des données)



V - INTERPRÉTATION ET DISCUSSION

1. VALIDITÉ DES CONDITIONS D'APPLICATIONS DES MÉTHODES DE CAPTURE-RECAPTURE

L'exactitude des résultats obtenus est conditionnée au respect des hypothèses d'homogénéité et d'indépendance de capture, conditions nécessaires à l'utilisation des méthodes de capture-recapture.

Concernant la condition d'homogénéité de capture, le nombre d'avortements détectés est lié à la fois au nombre d'avortements survenus et détectés :

- La variabilité du nombre d'avortements survenus entre élevages semble faible pour la majorité d'entre eux, les avortements étant aujourd'hui en France majoritairement sporadiques en élevage bovin. Ce nombre est par ailleurs directement dépendant de la taille de l'élevage, prise en compte dans les paramètres des modèles testés ;
- Le nombre d'avortements détectés (à nombre d'avortements survenus constant) est *a priori* fortement dépendant de la conduite de l'élevage et de la sensibilisation de l'éleveur. Le type de production permet

de capter une partie de cette variabilité entre élevages, tout comme le paramètre de surdispersion intégré dans les modèles.

Par ailleurs, la probabilité de déclaration apparaît dépendante des caractéristiques des avortements. Ainsi, les avortements déclarés surviennent majoritairement dans le dernier tiers de gestation, reflétant *a priori* une meilleure capacité de détection, ainsi qu'une préoccupation plus importante de l'éleveur vis-à-vis de ces avortements, le conduisant davantage à les déclarer. De même, la probabilité de déclaration est certainement moindre lorsqu'ils surviennent à terme (car non considérés alors comme des avortements). L'hétérogénéité de déclaration qui en découle semble toutefois commune à la majorité des éleveurs : il s'agit ici donc plutôt d'une nécessité de préciser l'objet de la surveillance (ciblée sur les avortements tardifs) plutôt que d'un non-respect de l'une des conditions d'application des MCR.

Enfin, il est probable que la propension à déclarer des avortements est fortement dépendante de l'éleveur considéré, cette

variabilité inter-élevages étant prise en compte par le paramètre de surdispersion.

Concernant la condition d'indépendance de capture, celle-ci suppose que :

- Les détections d'avortements successifs dans un même élevage sont indépendantes entre elles. Or, la probabilité de détecter un avortement augmente avec le nombre d'avortements survenus [England *et al.*, 2004] ;
- Les déclarations d'avortements sont indépendantes entre elles et de l'éventuelle cause abortive survenue dans l'élevage. Même s'il est probable qu'un éleveur, lorsqu'il est exposé à plusieurs avortements en série, n'en déclare qu'une partie en vue de leur diagnostic (lié au fait notamment qu'il n'alerte le vétérinaire que lorsqu'un « seuil critique » est dépassé), cette hypothèse n'est pas complètement satisfaite. En effet, l'étiologie des avortements est rarement posée et dans le cas d'avortements épizootiques, il est probable qu'une fois l'éleveur informé par le vétérinaire sanitaire de la prise en charge de la visite par l'Etat, il n'hésite pas à recontacter son vétérinaire en cas de nouvel avortement.

Ainsi, les deux conditions d'homogénéité et d'indépendance de capture ne sont pas totalement respectées pour les éleveurs concernés par des vagues d'avortements épizootiques. Toutefois, ces éleveurs étant peu nombreux, les résultats obtenus peuvent être considérés comme globalement valables pour l'ensemble de la population concernée par des avortements tardifs. Par ailleurs, les résultats observés concernent principalement les avortements survenant dans le dernier tiers de gestation, comme en témoignent les observations recueillies.

2. PROPORTION DE SOUS-DÉCLARATION

Le modèle ZIP ne permet pas, comme cela a été indiqué en introduction, de distinguer au sein des élevages n'ayant pas détecté d'avortements les élevages dans lesquels des avortements sont survenus de ceux où il n'y en a pas eu. Toutefois, les résultats obtenus permettent de mesurer la marge de progrès possible pour l'incitation des éleveurs à déclarer des avortements, objectif principal de l'étude.

L'estimation de la proportion de sous-déclaration repose sur l'hypothèse que la probabilité de détecter un avortement est constante pour l'ensemble des élevages d'un même département. Cette hypothèse, qui n'a pu être vérifiée par la modélisation en raison de difficultés importantes de convergence, apparaît admissible, la variabilité entre élevages étant davantage attendue sur le nombre d'avortements détectés. Par ailleurs, l'estimation de la proportion de sous-déclaration est cohérente avec les dires d'experts, qui estiment que de l'ordre d'un avortement sur trois ferait l'objet d'une déclaration [Fediaevsky *et al.*, 2010].

Le fait que cette proportion soit plus importante pour les élevages allaitants pourrait résider dans le fait que le nombre d'avortements détectés étant moindre en élevage allaitant, le seuil d'alerte du vétérinaire est moins fréquemment atteint que pour les élevages laitiers ou mixtes. Enfin, les deux départements pour lesquels cette proportion de sous-déclaration est particulièrement faible sont également des départements dans lesquels la proportion d'éleveurs déclarants est forte.

3. FACTEURS INFLUENÇANT LE PROCESSUS DE DÉCLARATION

La probabilité de déclaration, ainsi que le nombre d'avortements déclarés chez les déclarants, apparaissent fortement liés au type de production et à la taille de l'élevage. Les effets ainsi mis en évidence peuvent être liés à une propension supérieure pour les élevages laitiers ou mixtes de grande taille à déclarer des avortements, mais également à un nombre supérieur d'avortements détectés (et/ou survenus) dans ces mêmes élevages.

Le département explique une partie importante de la variabilité de la probabilité de déclaration une fois le type de production et la taille pris en compte, ce qui pourrait être lié aux actions de sensibilisation menées à ce niveau. Il n'explique par contre qu'une partie de la variabilité du nombre moyen de déclarations chez les déclarants, l'effet « éleveur » restant très important. Les départements ayant une proportion d'élevages déclarants élevée sont également ceux pour lesquels le nombre moyen de déclarations par élevage déclarant est le plus élevé, ce qui pouvait être attendu.

VI - CONCLUSION

Les résultats obtenus permettent de disposer d'une première estimation du niveau de couverture du dispositif de surveillance évènementielle (clinique) de la brucellose bovine. La sous-déclaration apparaît forte pour l'ensemble des élevages, et de manière plus marquée pour les élevages allaitants. Ces résultats sont cohérents avec le fait que la probabilité de déclarer des avortements tout comme le nombre moyen de déclarations chez les déclarants sont moindres pour ces élevages par rapport aux élevages laitiers et mixtes.

Par la suite, les deux modèles retenus dans cette étude pourront être réutilisés pour étudier

l'effet des campagnes de reproduction sur la proportion d'éleveurs sous-déclarants d'une part, et la probabilité et le nombre de déclarations d'autre part. En particulier, les épizooties dues à la fièvre catarrhale ovine [Zanella *et al.*, 2010] et plus récemment au virus Schmallerberg¹¹ sont suspectées avoir conduit à une augmentation de l'occurrence des avortements dans les élevages bovins, sans que leur effet n'ait toutefois été estimé. Même si le nombre de déclarations d'avortements reflète indirectement le nombre d'avortements survenus, cette analyse permettra d'étayer les hypothèses formulées.

BIBLIOGRAPHIE

Anonyme - Code rural. Article R. 223-79.

Boucher J.-P., Denuit M., Guillen M. - "Risk classification for claim counts : a comparative analysis of various zero-inflated mixed poisson and hurdle models." http://www.actu.ucl.ac.be/staff/boucher/wpa_pers_files/freqclass.pdf, 2006, 24.

Bouyer J., Hémon, Cordier, Derriennic, Stücker, Stengel, Clavel - *Epidémiologie : Principes et méthodes quantitatives*. Paris, 1995, 498 pages.

Cameron A., Trivedi P. - *Regression analysis of count data*. Ed. Cambridge University Press, New York, 1998, 432 pages.

Chao A. - Estimating the Population Size for Capture-Recapture Data with Unequal Catchability. *Biometrics*, 1987, **43**(4), 783-791.

Chao A., Tsay P., Lin S.-H., Shau W.-Y., Chao D.-Y. - The applications of capture-recapture models to epidemiological data. *Statistics in medicine*, 2001, **20**, 3123-3157.

England T., Kelly L., Jones R., MacMillan A., Wooldridge M. - A simulation model of brucellosis spread in British cattle under

several testing regimes. *Preventive veterinary medicine*, 2004, **63**, 63-73.

Fediaevsky A., Garin-Bastuji B., Moutou F. - Bilan de la surveillance de la brucellose en 2009 : des contraintes de surveillance dans une situation assainie. *Bulletin épidémiologique Santé animale-alimentation Anses-Dgal*, 2010, **40**, 9-12.

Gallay A., Nardonei A., Vaillant V., Desenclos J.-C. - La méthode capture-recapture appliquée à l'épidémiologie : principes, limites et applications. *Revue d'épidémiologie et de santé publique*, 2002, **5**, 219-232.

Gelman A. - Prior distributions for variance parameters in hierarchical models. *Bayesian analysis*, 2006, **1**(3), 515-533.

Hadfield J. - MCMC methods for multi-response generalised linear mixed models: The MCMCglmm R Package. *Journal of Statistical Software*, 2010, **33**(2), 1-22.

Hadfield J. - "MCMCglmm Course Notes." <http://cran.r-project.org/web/packages/MCMCglmm/vignettes/CourseNotes.pdf>, 2011, 138.

¹¹ Centre de ressources épidémiosurveillance : <http://www.survepi.org/cerepi/>

- Hadfield J. - "Package "MCMCglmm"."
<http://cran.r-project.org/web/packages/MCMCglmm/MCMCglmm.pdf>, 2012, 39.
- Heijden P.V.d., Cruyff M., Houwelingen H.V. - Estimating the size of a criminal population from police records using the truncated poisson regression model. *Statistica Neerlandica*, 2003, 57(3), 289-304.
- Hook E., Regal D. - Capture-Recapture methods in epidemiology : methods and limitations. *Epidemiologic Reviews*, 1995, 17(2), 243-264.
- Lambert D. - Zero-inflated Poisson regression, with an application to defects in manufacturing. *Technometrics*, 1992, 34(1), 1-14.
- Vergne T., Calavas D., Cazeau G., Durand B., Dufour B., Grosbois V. - A bayesian zero-truncated approach for analysing capture-recapture count data from classical scrapie surveillance in France. *Preventive veterinary medicine*, 2012, 105(1-2), 127-135.
- Vergne T., Grosbois V., Cazeau G., Calavas D., Durand B., Dufour B. - L'utilisation des méthodes unilistes de capture-recapture en surveillance de maladies animales : application aux données françaises de tremblante classique. *Epidémiologie et santé animale*, 2010, 58, 161-173.
- Vilas V.D.R., Böhning D. - Application of one-list capture-recapture models to scrapie surveillance data in Great Britain. *Preventive veterinary medicine*, 2008, 85, 253-266.
- Zanella G., Chartier C., Coroller F.B. - Signes cliniques de la FCO dus au sérotype 8 en France. *Bulletin épidémiologique Santé animale- alimentation Anses-Dgal*, 2010, 35, 10-12.
- Zelterman D. - Robust estimation in truncated discrete distribution with application to capture-recapture experiments. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 1988, 18(2), 225-237.



Remerciements

Les auteurs tiennent à remercier Jean-Luc Vinard et Eric Morignat de l'Anses-Lyon pour leur appui en gestion des bases de données et modélisation, ainsi que Régis Dutot de la Direction générale de l'alimentation au Ministère chargé de l'agriculture pour la transmission des données qui ont été nécessaires à cette étude. Cette étude a été financée par la DGAI dans le cadre d'une formation complémentaire par la recherche (master puis thèse d'université).