

MODELISATION DE LA MORTALITE BOVINE EN VUE D'ESTIMER L'IMPACT DE L'EPIZOOTIE DE FIEVRE CATARRHALE OVINE EN FRANCE (2007-2009)*

Jean-Baptiste Perrin^{1,2}, Christian Ducrot¹, Jean-Luc Vinard¹, Eric Morignat¹,
Didier Calavas¹ et Pascal Hendrikx³

RESUME

L'impact sur la mortalité des bovins de l'épizootie de fièvre catarrhale ovine (BTV8) qu'a vécu l'Europe depuis 2006 est mal documenté. Afin d'estimer cet impact, nous avons utilisé une approche populationnelle à partir de la base de données nationale d'identification bovine (BDNI). La démarche en trois étapes a consisté à i) modéliser les fluctuations hebdomadaires des taux d'incidence de la mortalité bovine dans chaque département français de 2003 à 2006, à partir des données collectées dans la BDNI, ii) utiliser ces modèles pour estimer la mortalité attendue de 2007 à 2009, par semaine, département, catégorie d'âge et type de production, iii) comparer le nombre de morts réellement observées avec les prédictions émises. Cette méthode nous a permis d'identifier plus de 125 000 morts excédentaires en 2008 en France, dont la distribution spatio-temporelle suggère fortement qu'elles pourraient être liées à l'épizootie de fièvre catarrhale ovine.

Mots-clés : mortalité, bovins, fièvre catarrhale ovine, France, BDNI.

SUMMARY

The impact on cattle mortality of the Bluetongue epizootic in Northern Europe (BTV8) since 2006 has not been precisely estimated. We analyzed this impact at the population level, based on data gathered in the French National Cattle Register. We modeled the weekly fluctuations of mortality incidence rate in cattle from each French department from 2003 through 2006. Thanks to the fitted models, we computed the expected mortality from 2007 through 2009 by week, department, age group and production type. We compared the expected to the observed mortality and identified about 125 000 extra cattle deaths in France in 2008. Their spatio-temporal distribution suggests that most of them may be related to the Bluetongue epizootic.

Keywords: Mortality, Cattle, Bluetongue, France, National Cattle Register.



* Texte de la communication orale présentée au cours des Journées scientifiques AEEMA, 21 mai 2010

¹ Agence nationale de sécurité sanitaire (Anses), Laboratoire de Lyon, Unité Epidémiologie, 31, avenue Tony Garnier, F69364 Lyon Cedex 07, France

² Unité d'épidémiologie animale, UR346, Inra, 63122, St Genès Champanelle, France

³ Agence nationale de sécurité sanitaire (Anses), Direction scientifique des laboratoires, 27-31 avenue du Général Leclerc, 94701 Maisons-Alfort Cedex, France

I - INTRODUCTION

L'identification permanente et généralisée des bovins a été mise en place en France dès 1978, mais ce n'est qu'à la suite de la crise de la vache folle qu'un règlement européen (820-1997) a imposé l'instauration d'une base de données nationale dans chaque État membre. La Base de données nationale d'identification bovine (BDNI) a été alors créée pour centraliser l'ensemble des données d'identification bovine, qui étaient jusque là gérées localement par les Établissements départementaux de l'élevage (EDE). A chaque mouvement de bovin, les éleveurs notifient à la BDNI :

- Le numéro national de l'animal ;
- Le numéro de l'exploitation ;
- La date et le sens du mouvement ;
- La cause du mouvement.

La conformité de ces notifications est vérifiée à l'occasion des contrôles IPG (Identification Permanente et Généralisée) qu'effectuent régulièrement les agents des services vétérinaires dans les exploitations. La BDNI regroupe donc en théorie les données relatives à l'ensemble des mouvements de bovins survenant sur le territoire français et permet par conséquent de connaître très précisément la composition et l'évolution de la population bovine, ainsi que la mortalité associée.

Nous avons utilisé ces données pour analyser la mortalité dans le cheptel bovin français de 2007 à 2009, années marquées par la propagation de l'épizootie de fièvre catarrhale ovine (FCO). Le sérotype 8 du virus a été détecté pour la première fois aux Pays-Bas en août 2006 puis s'est rapidement propagé aux pays voisins [Toussaint *et al.*, 2007]. Il a infecté en France plus de 20 000 élevages de ruminants en 2007 et plus de 30 000 en 2008. Alors qu'au cours des épizooties précédentes impliquant le sérotype 8, la maladie s'exprimait surtout chez les ovins, cet épisode a été caractérisé par une atteinte également des bovins [Toussaint *et al.*, 2007], qui ont présenté des signes cliniques non spécifiques ainsi que des lésions des muqueuses, des troubles locomoteurs et des troubles de la reproduction [Thiry *et al.*, 2006 ; Elbers *et al.*, 2008a ; Le Gal *et al.*, 2008 ; Dal Pozzo *et al.*, 2009]. L'ampleur de la mortalité associée à

l'épizootie chez les bovins est mal connue. Les estimations réalisées ont rapporté des taux de mortalité extrêmement variables d'un élevage à l'autre et d'une étude à l'autre [Smaragd *et al.*, 2007 ; Elbers *et al.*, 2008b ; Pouilly *et al.*, 2008 ; Mounaix, 2009]. En raison de la propagation rapide de la maladie, de son expression clinique peu spécifique et des conséquences socio-économiques de la déclaration d'un foyer, l'identification des élevages infectés s'est révélée difficile. La méconnaissance du statut réel des élevages, qui pourrait être à l'origine de biais de classement, limite l'intérêt des estimations fondées sur des approches classiques de type cas/témoins.

Nous avons donc étudié la mortalité bovine au cours de l'épizootie en adoptant une approche alternative déjà employée en santé humaine. En effet, certaines agences européennes de santé publique ont mis au point des méthodes estimant la surmortalité associée à des événements sanitaires de grande ampleur (vague de chaleur, épidémie de grippe) à partir d'un historique de données [Fouillet *et al.*, 2006 ; Rey *et al.*, 2007 ; Nogueira *et al.*, 2009 ; Nogueira *et al.*, 2010]. Le principe de ces méthodes est, au lieu de comparer la mortalité dans deux populations distinctes (cas et contrôles), de comparer la mortalité dans la même population à deux périodes différentes. Ainsi, les problématiques d'appariement (délicates dans le cas de la population bovine, en raison de la variabilité locale des productions, des conduites d'élevages, des races, des conditions climatiques...) peuvent être contournées. En revanche, contrairement à une étude cas/témoins, ce type d'approche ne permet pas d'attribuer formellement la surmortalité observée à un événement spécifique, puisqu'aucun lien de cause à effet ne peut être mis en évidence.

Nous avons appliqué cette méthode alternative afin d'estimer la surmortalité observée dans le cheptel bovin français de 2007 à 2009 par rapport à la mortalité observée au cours des années précédentes. Nous discutons ensuite du possible lien entre la surmortalité mise en évidence et l'épizootie de FCO à partir de la description de la distribution spatio-temporelle des excès de mortalité identifiés.

II - DONNEES ET METHODE

1. NOMBRE DE MORTS (NUMERATEUR)

Le nombre de bovins morts a été directement calculé à partir du nombre de notifications de sortie associées à la cause « Mortalité » (par opposition à Abattage ou Vente). Depuis 2001, plus de 11 millions de morts de bovins ont ainsi été notifiées à la BDNI. Le numéro national associé à chaque notification a permis d'accéder à diverses informations dont la date de naissance, le sexe et la race de chaque bovin. La mortalité a été étudiée selon l'âge et le type de production des animaux. Le sexe n'a pas été pris en compte étant donné la proportion infime que les mâles représentent dans la population bovine adulte en France.

1.1. DEFINITION DES CATEGORIES D'AGE

Les catégories d'âge n'ont pas été définies selon des intervalles de temps réguliers, mais de façon à représenter les principales étapes de la carrière d'un bovin. Nous avons adopté les mêmes catégories d'âge que le système de surveillance vétérinaire britannique, RADAR (Rapid Analysis and Detection of Animal-related Risks) qui fonctionne avec huit catégories, définies à partir de critères zootechniques. Nous avons toutefois fractionné la dernière catégorie (plus de 2 ans) afin de pouvoir décrire de façon distincte la mortalité des jeunes adultes de celle des animaux plus âgés. La définition (en jours) des 10 catégories d'âge utilisées par la suite est indiquée dans le tableau 1.

1.2. VEAUX MORT-NES

L'obligation d'identifier les veaux mort-nés (veaux qui naissent morts ou qui meurent dans les 48 heures suivant la naissance) n'est pas généralisée, mais varie d'un département à l'autre. La notification de ces animaux est en revanche obligatoire. Tandis que les veaux mort-nés identifiés sont enregistrés dans la même base que les autres bovins (avec une notification d'entrée pour cause de naissance et une sortie pour cause de mortalité datées du même jour), les veaux mort-nés non identifiés sont enregistrés dans une base distincte (avec un numéro à 10 chiffres non associé à une boucle). L'estimation du nombre de bovins morts à moins de 7 jours prend en compte les notifications enregistrées dans les deux bases.

1.3. ATTRIBUTION D'UN TYPE DE PRODUCTION

Au-delà des aspects génétiques, le facteur race influence la mortalité des bovins parce qu'il détermine leur type de production. Un type de production (laitier ou allaitant) a donc été attribué à chaque animal selon sa race. Le type allaitant a été attribué aux animaux croisés (qui sont très majoritairement destinés à la boucherie) et le type laitier aux races mixtes. En cas de doute, le type de production a été déterminé à partir de la saison de vêlages associée à la race en question. Les animaux de race Charolaise, Limousine, Blonde d'Aquitaine et les croisés constituent la majorité du groupe des allaitants tandis que le type laitier regroupe principalement les bovins de race Prim'Holstein, Normande et Montbéliarde.

Tableau 1
Définition (en jours) des dix catégories d'âge

Catégories	<7j	7j-1m	1-2m	2m-6m	6m-1a	1-2a	2-3,5a	3,5-5a	5-10a	>10a
Âge (en j)	0-7	8-30	31-60	61-180	181-365	366-730	731-1280	1281-1825	1866-3650	>3650

1.4. AGREGATION PAR SEMAINE ET DEPARTEMENT

Pour chaque notification, l'information géographique a été extraite du numéro d'exploitation, dont les 5 premiers chiffres correspondent au code Insee de la commune de l'exploitation.

Les données ont ensuite été agrégées afin d'obtenir, par département, des séries chronologiques hebdomadaires du nombre de morts du 01/01/2003 au 31/12/2009. Les données antérieures à 2003 ont été exclues de l'analyse car leur fiabilité n'était pas garantie. L'analyse a été réalisée à l'échelle hebdomadaire afin de contourner le très fort effet « jour de la semaine » observé sur les séries journalières de mortalité. En effet, il semble que souvent les dates de mort notifiées à la BDNI ne correspondent pas à la date de mort réelle de l'animal mais à la date de ramassage du cadavre par l'équarrissage (qui ne fonctionne que les jours ouvrables). Les données ont finalement été lissées par moyenne mobile sur cinq semaines afin de faciliter l'ajustement.

2. POPULATION A RISQUE (DENOMINATEUR)

Les données de la BDNI permettent de connaître précisément et à tout instant la composition de la population bovine. Un algorithme a donc été développé afin de

calculer le dénominateur correspondant aux nombres de morts enregistrés hebdomadairement. Le nombre cumulé de bovin-jours par catégorie d'âge et type de production a donc été calculé pour chaque département et chaque semaine du 01/01/03 au 31/12/09. L'algorithme calcule d'abord, pour chaque semaine, le nombre de jours de participation de chaque individu à un groupe (type de production et catégorie d'âge), puis somme les résultats pour obtenir le nombre total de bovin-jours correspondant à ce groupe (figure 1). Chaque mouvement individuel survenant au cours de la semaine, qu'il s'agisse d'une entrée (naissance, achat) ou d'une sortie (vente, abattage, équarrissage), est pris en compte à sa date de réalisation. De même, pour chaque individu, l'algorithme prend en compte les dates de changement de catégorie d'âge (déterminées à partir de la date de naissance de l'animal) au cours de la semaine et attribue les jours de participation en fonction. L'algorithme considère que les entrées et les sorties du département ou d'une catégorie d'âge se font en début de journée ; le jour d'entrée comptent donc pour un jour de participation tandis que le jour de sortie n'est pas intégré. Les animaux nés et morts le même jour sont comptabilisés dans le dénominateur comme un animal-jour. Le calcul de ces temps de présence cumulés donne accès à un dénominateur précis permettant de calculer sans approximation des taux d'incidence de mortalité hebdomadaires.

Figure 1

Exemple de calcul du nombre hebdomadaire d'animal-jours pour un groupe d'âge n, avec 5 individus types (A à E)

	lun	mar	mer	jeu	ven	sam	dim	Nombre de jours à risque
Individus	A					vente		5
	B			Cat. âge n-1 → n				4
	C					abattage		4
	D			mort				2
	E		achat				Cat. âge n → n+1	4
	Total :							19

3. MODELISATION DES TAUX D'INCIDENCE DE MORTALITE HEBDOMADAIRES

Le taux d'incidence de la mortalité (λ) est défini par le rapport du nombre de morts observées (m) durant la période Δt , à la population à risque (AJ) durant cette période [Bouyer *et al.*, 2004]. La population à risque (c'est-à-dire ici la population vivante) est mesurée en bovin-jours et correspond au cumul des durées de vie vécues durant la période par chaque bovin. Le taux de mortalité s'écrit :

$$\lambda = \frac{m[t, t + \Delta t]}{AJ[t, t + \Delta t]}$$

avec m l'effectif de mortalité et AJ le cumul des durées de vie vécues durant la période par chaque bovin.

Des modèles de Poisson avec surdispersion ont été ajustés dans chaque département, ainsi qu'à l'échelle nationale, pour prédire le nombre hebdomadaire de morts dans chaque groupe en fonction de la population présente (offset) et du temps. Dans chaque groupe, l'évolution temporelle des taux a été modélisée par une tendance linéaire et des fonctions sinusoïdales (permettant de prendre en compte les variations saisonnières) :

$$m \sim \text{Poisson}(\mu) \quad V(m) = \phi\mu$$

$$\log(\mu_t) = \log(AJ_t) + \beta_0 + \beta_1 \times t$$

$$+ \sum_{s=1}^2 [\beta_{2,s} \sin(2\pi \times s \times t / P) + \beta_{3,s} \cos(2\pi \times s \times t / P)]$$

avec m le nombre de morts, μ et $V(m)$ respectivement l'espérance et la variance de m , ϕ le paramètre de surdispersion, t le temps (de 1 à 209, soit le nombre de semaines de 2003 à 2006), P la période (c'est-à-dire 52, car les comptages sont hebdomadaires) et β les paramètres du modèle.

4. CALCUL DES PREDICTIONS

Les modèles départementaux ajustés sur la période 2003-2006 ont ensuite été utilisés pour prédire les taux de mortalité hebdomadaires

attendus, par catégorie d'âge et type de production de 2007 à 2009.

Les taux de mortalité prédits ont été appliqués à la population effectivement présente pour obtenir le nombre de morts attendus dans chaque groupe.

L'intervalle de prédiction associé aux prédictions émises par le modèle a été calculé selon la méthode proposée par Farrington, [Farrington *et al.*, 1996], qui prend en compte la variabilité poissonnienne du nombre de morts ainsi que le paramètre de surdispersion associé :

$$\hat{\mu} \pm \left\{ \frac{2}{3} z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\phi \hat{\mu} + \text{var}(\hat{\mu})}{\hat{\mu}^2}} \right\}^{3/2}$$

5. COMPARAISON DE LA MORTALITE OBSERVEE ET ATTENDUE

Le nombre de morts prédit par les modèles (E), c'est-à-dire le nombre de morts attendu si les fluctuations de la mortalité modélisées pendant la période de référence (2003-2006) s'étaient poursuivies de manière inchangée pendant la période d'étude (2007-2009), a été comparé au nombre de morts effectivement observé (O). L'écart entre les deux valeurs a été quantifié par deux indicateurs : l'excès de mortalité ($O-E$) qui indique le nombre de morts en excès par rapport à la valeur attendue, et le ratio de mortalité (O/E) qui donne une information sur l'augmentation relative de la mortalité par rapport à la valeur attendue. Les excès de mortalité négatifs et les ratios de mortalité inférieurs à un indiquent un déficit de mortalité par rapport à la valeur attendue.

Les ratios de mortalité ont été calculés par semaine et sous-groupe populationnel. Le ratio de mortalité « global », correspond pour un département à la somme des nombres de morts observés dans chacun des 20 sous-groupes populationnels sur la somme des nombres de morts attendus dans chacun de ces sous-groupes.

III - RESULTATS

1. AJUSTEMENT ET PREDICTION

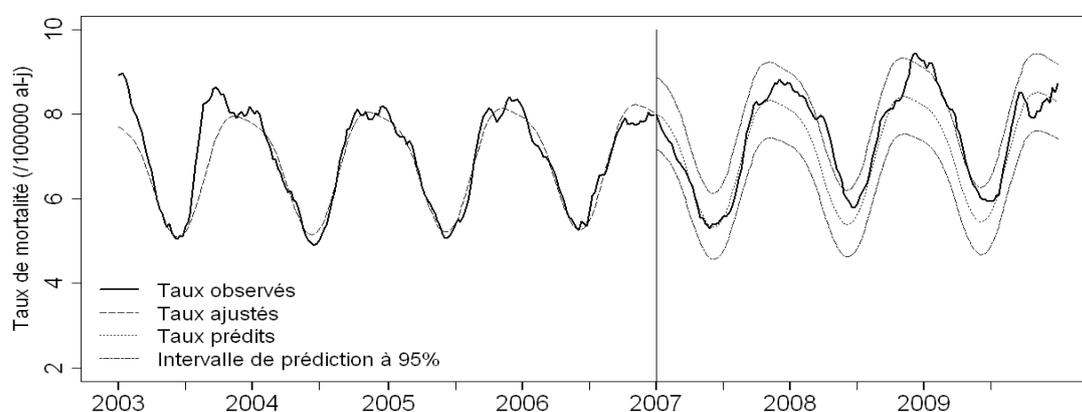
La qualité de l'ajustement des modèles a été vérifiée par inspection graphique et analyse des séries résiduelles. Le taux de mortalité hebdomadaire observé de 2003 à 2009 chez les vaches laitières âgées de 2 à 3,5 ans a été représenté à la figure 2 pour exemple. Aux valeurs observées ont été superposées les

valeurs ajustées par le modèle (de 2003 à 2006) ainsi que les valeurs prédites (de 2007 à 2009) et leur intervalle de prédiction à 95%.

On peut constater qu'en 2007, les taux hebdomadaires observés dans ce groupe sont toujours restés proches de la valeur prédite et dans les bornes des intervalles de prédiction.

Figure 2

Taux hebdomadaires de mortalité observés (2003-2009), ajustés (2003-2006) et prédits (2007-2009) chez les vaches laitières de 2 à 3,5 ans en France



En 2008 au contraire, des excès de mortalité ont été observés et la limite supérieure de l'intervalle de confiance a été dépassée pendant plusieurs semaines successives. Au second semestre 2009, le taux de mortalité observé rejoint de nouveau le taux de mortalité prédit.

2. NOMBRES DE MORTS ATTENDUS ET OBSERVES A L'ECHELLE NATIONALE

Les nombres de morts observés et attendus dans chaque sous-groupe populationnel et par semaine de 2007 à 2009 ont été agrégés pour l'ensemble de la population et par semestre (tableau 2). Alors qu'au premier semestre 2007 et au second semestre 2009, on observe un léger déficit global de mortalité par rapport à la mortalité attendue, des excès de mortalité sont observés du second semestre 2007 au premier

semestre 2009. L'année 2008 est marquée par un excès relatif de mortalité global de l'ordre de 10%.

Les valeurs des excès de mortalité en 2008 par catégorie d'âge sont indiquées avec leur intervalle de confiance à 95% dans les tableaux 3 et 4, pour les bovins allaitants et laitiers respectivement.

En 2008, tous âges et type de production confondus, 1 365 259 morts de bovin ont été notifiées, tandis que 1 239 391 étaient attendues. Soixante et un pour cent des 125 868 morts excédentaires ont été observées dans le cheptel allaitant. Des excès ont été constatés dans toutes les catégories d'âge. Le groupe comptant le plus de morts excédentaires est celui des veaux allaitants de moins de 7 jours, qui représentent 18% de l'excès total de morts.

L'augmentation relative la plus importante, dans le cheptel allaitant comme dans le cheptel laitier, a toutefois été observée dans le groupe des animaux les plus âgés. En effet les ratios de mortalité observés dans la catégorie

des bovins de plus de 10 ans ont été respectivement de 1,37 [1,34 : 1,40] dans le cheptel allaitant et de 1,23 [1,20 : 1,26] dans le cheptel laitier.

Tableau 2
Nombres de bovins morts (tous âges et types de production confondus)
attendus et observés par semestre de 2007 à 2009

	2007		2008		2009	
	Semestre 1	Semestre 2	Semestre. 1	Semestre 2	Semestre 1	Semestre. 2
Mortalité observée (O)	589 347	637 514	695 029	670 231	679 791	604 247
Mortalité attendue (E)	617 539	599 248	629 915	609 477	614 901	610 433
Excès relatif (O-E)/E	- 4.6%	+6.4%	+10.3%	+10.0%	+10.6%	-1.0%

Tableau 3
Nombres de morts observés (O) et attendus (E), excès (O-E) et ratios de mortalité (O/E)
par catégorie d'âge chez les bovins allaitants en France en 2008

Cat. âge	Nombre de bovin-jours	O	E	O-E	O/E
<7j	35 939 243	253 891	230 703	23 188	1,10 [1,08 : 1,12]
7j-1m	100 307 920	88 158	76 969	11 189	1,15 [1,13 : 1,17]
1-2m	130 133 827	42 942	37 228	5 714	1,15 [1,13 : 1,17]
2-6m	510 053 905	77 207	73 192	4 015	1,05 [1,03 : 1,07]
6m-1a	595 963 803	47 897	43 597	4 300	1,10 [1,08 : 1,13]
1-2a	730 165 881	35 419	30 786	4 633	1,15 [1,13 : 1,17]
2-3,5a	651 690 705	30 790	26 968	3 822	1,14 [1,12 : 1,16]
3,5-5a	403 541 741	21 511	18 458	3 053	1,17 [1,14 : 1,20]
5-10a	733 437 639	44 079	37 854	6 225	1,16 [1,13 : 1,19]
>10a	233 430 522	38 139	27 871	10 268	1,37 [1,34 : 1,40]

Tableau 4
Nombres de morts observés (O) et attendus (E), excès (O-E) et ratios de mortalité (O/E)
par catégorie d'âge chez les bovins laitiers en France en 2008

Cat. âge	Nombre de bovin-jours	O	E	O-E	O/E
<7j	21 760 768	256 724	255 097	1 627	1,01 [0,99 : 1,03]
7j-1m	59 161 575	92 183	82 266	9 917	1,12 [1,10 : 1,14]
1-2m	77 408 405	35 518	31 912	3 606	1,11 [1,09 : 1,13]
2-6m	294 157 493	58 856	58 301	555	1,01 [0,99 : 1,03]
6m-1a	292 366 463	28 389	23 203	5 186	1,22 [1,19 : 1,25]
1-2a	535 563 910	26 110	21 862	4 248	1,19 [1,16 : 1,22]
2-3,5a	619 377 942	48 088	45 029	3 059	1,07 [1,05 : 1,09]
3,5-5a	446 480 448	41 707	36 971	4 736	1,13 [1,11 : 1,15]
5-10a	575 941 674	85 015	70 852	14 163	1,20 [1,17 : 1,23]
>10a	49 044 865	12 636	10 272	2 364	1,23 [1,20 : 1,26]

3. DISTRIBUTION SPATIO-TEMPORELLE DES EXCES DE MORTALITE

Le ratio de mortalité global a été calculé pour chaque département et semaine de 2007 à 2009. Les cartes correspondant à la première semaine de chaque semestre de 2007 à 2009 ont été représentées sur la figure 3.

L'analyse des cartes hebdomadaires de mortalité a montré que les ratios significativement différents de 1 (supérieurs ou inférieurs) observés au cours du premier semestre 2007 étaient ponctuels et isolés. Au contraire, à partir d'août 2007, des ratios de

mortalité significatifs et systématiquement supérieurs à 1 ont commencé à apparaître et persister dans plusieurs départements du nord-est, proches de la frontière belge.

Les excès de mortalité se sont maintenus pendant l'hiver 2007-2008, puis se sont étendus vers le centre de la France au cours de l'année 2008. Durant l'hiver 2008-2009, des excès significatifs de mortalité ont été identifiés dans la plupart des départements français. Enfin, dans la seconde moitié de l'année 2009, le nombre d'écarts significatifs s'est progressivement réduit.

IV - DISCUSSION

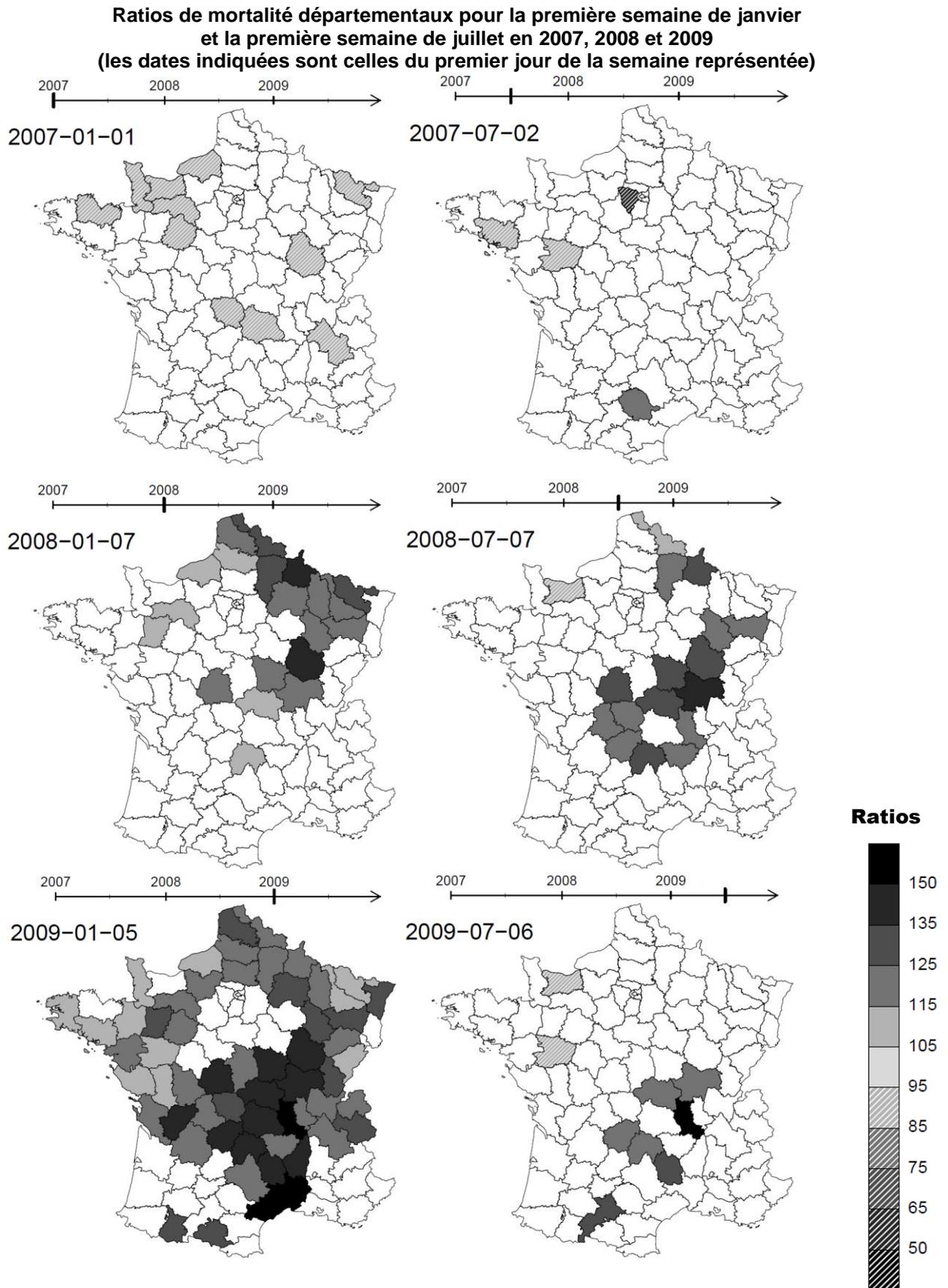
Nous avons modélisé les fluctuations des taux de mortalité hebdomadaires dans la population bovine de chaque département français à partir des notifications envoyées à la BDNI du 01/01/2003 au 31/12/2006. Nous avons ensuite utilisé les modèles ajustés pour prédire la mortalité attendue de 2007 à 2009 et comparer le nombre de morts observé au nombre attendu. Des excès de mortalité ont été identifiés à partir du second semestre 2007 dans les départements du nord-est de la France, puis dans le reste de la France jusqu'au premier semestre 2009.

La qualité prédictive des modèles a été confirmée par la correspondance entre les prédictions et les valeurs observées au cours du premier semestre 2007 et du second semestre 2009. Toutefois, l'ajout d'autres covariables pertinentes pourrait encore améliorer les prédictions. Les indicateurs météorologiques sont par exemple des facteurs centraux dans les modèles de mortalité humaine [Fouillet *et al.*, 2007]. Ils pourraient aussi être pertinents pour les modèles bovins puisque l'effet de la température et de l'hygrométrie sur la mortalité bovine a déjà été montré [Stull *et al.*, 2008 ; Crescio *et al.*, 2010]. La mortalité chez les bovins étant souvent liée au vêlage [Thomsen *et al.*, 2004], il pourrait par ailleurs être judicieux de prendre en compte le nombre de vêlages notifiés au cours des semaines

précédentes pour prédire le nombre de morts attendu. Des améliorations au niveau de la structure même du modèle sont aussi envisageables, comme par exemple la modélisation de l'autocorrélation qui persiste dans les séries résiduelles, et qui a été ici négligée.

L'approche adoptée a permis de quantifier une surmortalité de 2007 à 2009 par rapport à la période 2003-2006 mais ne permet pas d'en identifier formellement la cause. A l'échelle locale, de multiples facteurs ont pu jouer un rôle. Plus rares en revanche sont les phénomènes susceptibles de provoquer une augmentation généralisée de la mortalité. D'une part, la récolte de fourrage a été, de l'avis des experts, d'une qualité particulièrement médiocre en 2007, ce qui a pu augmenter la mortalité dans les élevages français au cours et à la fin de l'hiver. D'autre part, l'élévation des quotas en 2007 a poussé certains éleveurs laitiers à maintenir plus longtemps qu'à l'habitude des vaches dans leur élevage. Ces animaux, qui n'ont pas été réformés, ont par conséquent été exposés plus longtemps au risque de mortalité. La prise en compte du nombre exact de bovin-jours (par catégorie d'âge et type de production) au dénominateur a toutefois permis d'ajuster les prédictions sur les éventuelles modifications de populations dues à des changements dans la conduite des élevages.

Figure 3



Le principal événement sanitaire en 2008 reste cependant l'épizootie de FCO qui a, cette année là, touché plus de 30 000 élevages français (élevages notifiés). L'évolution spatio-temporelle des excès de mortalité, apparus à la frontière franco-belge dans le second semestre 2007, puis ayant progressé vers le centre de la France en 2008, est cohérente avec la progression de l'épizootie de FCO. En effet, en 2007, 75% des foyers de FCO dus au sérotype 8 ont été recensés dans 16 départements du nord-est de la France [Coroller *et al.*, 2008], et en 2008 ce virus s'est propagé au reste du territoire, atteignant 86 départements. Les foyers dus au sérotype 1 sont quant à eux restés majoritairement concentrés dans le sud-ouest de la France (l'Ariège et la Haute-Garonne ont totalisé 50% de ces foyers). Par ailleurs, le retour d'une correspondance des taux de mortalité observés avec les prédictions des modèles au second semestre de 2009 est contemporain de l'arrêt de l'épizootie.

Un délai de plusieurs mois a été observé dans certains départements entre la détection des premiers foyers et la mise en évidence d'excès de mortalité chez les bovins. Pourtant chez les ovins, la mortalité a plutôt été décrite dans la phase aiguë de la maladie [Zanella *et al.*, 2009]. On note toutefois qu'une grande part de ces excès de mortalité retardés est survenue pendant la saison des vêlages. Ces surmortalités pourraient donc correspondre à la naissance de veaux non viables résultant d'infections intra-utérines antérieures, comme cela a déjà été décrit [Elbers *et al.*, 2008a], ou d'animaux dont l'état général s'était dégradé et qui sont morts pendant la période peripartum, période particulièrement à risque chez les bovins. Dans certains cas, la surmortalité a pu être indirectement provoquée par la gestion de l'épizootie et non pas par la maladie elle-même. En effet, en raison des restrictions de mouvements adoptées pour limiter la propagation de l'épizootie, ou des interdictions d'importation imposées par certains pays, des animaux ont parfois été maintenus dans les élevages dans des conditions non adaptées. Dans la catégorie des veaux de moins de sept jours, il est par ailleurs possible qu'une partie de l'excès de mortalité que nous avons identifiée résulte en réalité d'une augmentation du nombre de notifications, et non d'une augmentation réelle de la mortalité. En effet, en raison du contexte épizootique qui les a rendus plus vigilants, ou en raison des compensations financières proposées (à partir du 05/10/2007, les notifications de mortalité dans les élevages foyers donnaient lieu à une

indemnisation de l'Etat), il est possible que certains éleveurs aient notifié les veaux morts nés, ce qu'ils n'avaient pas l'habitude de faire jusque là.

Les estimations de la mortalité associée à la FCO chez les bovins tirées de la littérature sont difficilement comparables en raison de la variabilité des méthodes et des indicateurs employés. Les premières estimations conduites ont fait état d'une mortalité relativement faible. Au 31/12/2006, l'EFSA rapportait en effet une mortalité moyenne associée à la FCO (exprimée en nombre de morts associées à la FCO au moment de l'investigation clinique sur le nombre d'animaux à risque dans l'élevage à ce moment) de 0,3% dans les élevages bovins de Belgique, France, Allemagne et Pays-Bas [Elbers *et al.*, 2007]. Une mortalité de 0,2% a été d'autre part estimée sur la base des rapports envoyés à l'OIE entre le 06/07/2007 et le 31/08/2007 [Szmaragd *et al.*, 2007]. Ces estimations faites peu de temps après l'apparition de la maladie n'ont toutefois pas pris en compte ses potentielles conséquences à moyen terme [Elbers *et al.*, 2007], et des estimations ultérieures sont en contradiction avec ces résultats. Par exemple, alors que l'estimation basée sur les notifications transmises à l'OIE au 31/12/2007 rapporte un risque de mortalité nul chez les bovins en France, une étude menée de façon rétrospective dans les Ardennes a conclu à un risque de mortalité de 0,18% pour le second semestre 2007 [Le Gal *et al.*, 2008]. Par ailleurs, dans une étude basée sur la comparaison des risques de mortalité entre les élevages français déclarés foyers de FCO-8 durant le second semestre 2007 et des élevages témoins, des différences significatives ont été observées pour les veaux et les vaches laitières (une différence respectivement de 1,5% et 0,6%) [Mounaix, 2009]. Il semble toutefois que les résultats obtenus par des approches cas-témoins sont à considérer avec précaution, puisque le statut réel des élevages était en réalité difficile à connaître dans les zones infectées. Une récente étude de l'AFSSA a notamment montré que les signes cliniques rapportés chez les animaux suspects cliniques confirmés positifs étaient similaires à ceux décrits chez les animaux non confirmés, posant la question de la fiabilité de la confirmation biologique de la maladie [Calavas *et al.*, 2010].

Dans les Ardennes, des augmentations du nombre mensuel de bovins morts par rapport à l'année précédente ont été décrites d'août 2007 (+12%) à avril 2008 (+34%) [Pouilly *et*

al., 2008]. Dans ce département, un excès de 5 244 morts (2% de la population moyenne) a été estimé pour la période de juillet 2007 à juin 2008. Une synthèse des actions menées dans d'autres départements (Aisne, Nord, Pas de Calais, Moselle, Bourgogne) rapporte pour 2007 des augmentations de la mortalité bovine, attribuées à la FCO, variant entre

+20% et +36% [Mounaix *et al.*, 2008]. Ces résultats, obtenus à l'échelon local, sont cohérents avec ceux issus de notre étude.

Ainsi, malgré ses limites, l'approche que nous avons adoptée complète les informations obtenues par les méthodes classiques, en apportant une estimation de l'impact global de l'épizootie sur le cheptel bovin.

V - CONCLUSION

Nous avons identifié en 2008 plus de 125 000 morts de bovin excédentaires par rapport au nombre attendu, considérant les fluctuations passées de la mortalité. Leur distribution spatio-temporelle suggère qu'une grande partie de ces surmortalités pourrait être liée, directement ou indirectement, à l'épizootie de FCO, qui a touché l'ensemble du cheptel français en 2008.

Nous avons conduit cette étude de la mortalité a posteriori, mais, étant donné la rapidité du système de notification, l'outil présenté ici pourrait être utilisé dans le futur pour évaluer, dans un délai proche du temps réel, l'impact global d'une épizootie ou de tout autre phénomène sanitaire affectant le cheptel bovin.

BIBLIOGRAPHIE

- Bouyer J., Hémon D., Cordier S., Derriennic F., Stücker I., Stengel B., Clavel J. - Epidémiologie : principes et méthodes quantitatives. 498 pages, Ed. Les Editions Inserm, Paris, France, 2004.
- Calavas D., Legrand R., Morignat E. - Typologie des signes cliniques de la FCO de type 8 chez les bovins et chez les ovins. *Nouveau Prat. Vét.*, 2010, **3**(14), 7-14.
- Coroller F., Balenghien T., Zanella G., Durand B., Bouillet C., Zientara S. - Premier Bilan de l'épizootie 2007 de FCO à sérotype 8, en France. *Bull. Group. Tech. Vét.*, 2008, **45**, 101-105.
- Crescio M.I., Forastiere F., Maurella C., Ru G. - Heat-related mortality in dairy cattle: a case-crossover study. *Prev. Vet. Med.*, 2010, Submitted for publication.
- Dal Pozzo F., Saegerman C., Thiry E. - Bovine infection with bluetongue virus with special emphasis on European serotype 8. *Vet. J.*, 2009, **182**(2), 142-151.
- Elbers A.R., Backx A., Meroc E., Gerbier G., Staubach C., Hendrickx G., van der Spek A., Mintiens K. - Field observations during the bluetongue serotype 8 epidemic in 2006. I. Detection of first outbreaks and clinical signs in sheep and cattle in Belgium, France and the Netherlands. *Prev. Vet. Med.*, 2008a, **87**(1-2), 21-30.
- Elbers A.R., Backx A., Mintiens K., Gerbier G., Staubach C., Hendrickx G., van der Spek A. - Field observations during the Bluetongue serotype 8 epidemic in 2006. II. Morbidity and mortality rate, case fatality and clinical recovery in sheep and cattle in the Netherlands. *Prev. Vet. Med.*, 2008b, **87**(1-2), 31-40.
- Elbers A.R., Mintiens K., Staubach C., Gerbier G., Meroc E., Ekker H.M., Conraths F.J., Van der Spek A.N., Backx A. - Nature and severity of disease in sheep and cattle. Appendix II. . *In: Epidemiological analysis of the 2006 bluetongue virus serotype 8 epidemic in north-western Europe*. European Food Safety Authority (Ed.), 2007.
- Farrington C.P., Andrews N.J., Beale A.D., Catchpole M.A. - A statistical Algorithm for the Early Detection of outbreaks of

- infectious disease. *J. Roy. Stat. Soc.*, 1996, **159**, 547-563.
- Fouillet A., Rey G., Jougla E., Frayssinet P., Bessemoulin P., Hémon D. - A predictive model relating daily fluctuations in summer temperatures and mortality rates. *BMC Public Health*, 2007, **7**(114) (revue online).
- Fouillet A., Rey G., Laurent F., Pavillon G., Bellec S., Guihenneuc-Jouyaux C., Clavel J., Jougla E., Hémon D. - Excess mortality related to the August 2003 heat wave in France. *Int. Arch. Occup. Environ. Health*, 2006, **80**(1), 16-24.
- Le Gal M.C., Dufour B., Geoffroy E., Zanella G., Moutou F., Millemann Y., Rieffel J.N., Pouilly F. - Bluetongue virus serotype 8 in the Ardennes in 2007. *Vet. Rec.*, 2008, **163**(22), 668.
- Mounaix B. - F.C.O. : le bilan technico-économique de l'épizootie de 2007 à l'échelle des exploitations. *Nouveau Prat. Vét.*, 2009, **3**(12), 52-56.
- Mounaix B., David V., Lucbert J. - Synthèse des actions régionales d'évaluation de l'impact de la FCO en élevage bovin et ovin. Collection résultats Institut de l'élevage, 2008, 1-72.
- Nogueira P.J., Machado A., Rodrigues E., Nunes B., Sousa L., Jacinto M., Ferreira A., Falcao J.M., Ferrinho P. - The new automated daily mortality surveillance system in Portugal. *Euro. Surveill.*, 2010, **15**(13) (revue online).
- Nogueira P.J., Nunes B., Machado A., Rodrigues E., Gomez V., Sousa L., Falcao J.M. - Early estimates of the excess mortality associated with the 2008-9 influenza season in Portugal. *Euro. Surveill.*, 2009, **14**(18) (revue online).
- Pouilly F., Bosquet G., Cachbach S., Mayer A., Pinard A. - L'impact de l'épizootie de FCO en 2007 dans les Ardennes d'après les données équarrissage et BDNI. *Bull. Group. Tech. Vét.*, 2008, **46**, 69-73.
- Rey G., Jougla E., Fouillet A., Pavillon G., Bessemoulin P., Frayssinet P., Clavel J., Hémon D. - The impact of major heat waves on all-cause and cause-specific mortality in France from 1971 to 2003. *Int. Arch. Occup. Environ. Health*, 2007, **80**(7), 615-626.
- Stull C.L., Mc V.M.L.L., Collar C.A., Peterson N.G., Castillo A.R., Reed B.A., Andersen K.L., VerBoort W.R. - Precipitation and temperature effects on mortality and lactation parameters of dairy cattle in California. *J. Dairy Sci.*, 2008, **91**(12), 4579-4591.
- Szmaragd C., Wilson A., Carpenter S., Mertens P.P., Mellor P.S., Gubbins S. - Mortality and case fatality during the recurrence of BTV-8 in northern Europe in 2007. *Vet. Rec.*, 2007, **161**(16), 571-572.
- Thiry E., Saegerman C., Guyot H., Kirten P., Losson B., Rollin F., Bodmer M., Czaplicki G., Toussaint J.F., De Clercq K., Dochy J.M., Dufey J., Gillemann J.L., Messeman K. - Bluetongue in northern Europe. *Vet. Rec.*, 2006, **159**(10), 327.
- Thomsen P.T., Kjeldsen A.M., Sorensen J.T., Houe H. - Mortality (including euthanasia) among Danish dairy cows (1990-2001). *Prev. Vet. Med.*, 2004, **62**(1), 19-33.
- Toussaint J.F., Sailleau C., Mast J., Houdart P., Czaplicki G., Demeestere L., Vandebussche F., van Dessel W., Goris N., Breard E., Bounaadja L., Etienne T., Zientara S., De Clercq K. - Bluetongue in Belgium, 2006. *Emerg. Infect. Dis.*, 2007, **13**(4), 614-616.
- Zanella G., Gourreau J.-M., Millemann Y. - Etude clinique : chez les ovins. In: FCO. Jean-Marie Gourreau (Ed.), 2009.

