

Analyse descriptive de la mortalité bovine – Intérêt pour la surveillance épidémiologique du cheptel français

PERRIN J.-B. (1)(3), CALAVAS D. (1), VINARD J.-L. (1), HENDRIKX P. (2), DUCROT C. (3)
(1) Anses, Laboratoire de Lyon, Unité Epidémiologie, 31, avenue Tony Garnier, F69364 Lyon Cedex 07, France
(2) Anses, Direction scientifique des laboratoires, 27-31 avenue du général Leclerc 94701 Maisons-Alfort Cedex
(3) Unité d'épidémiologie animale, UR346, Inra, 63122, St Genès Champanelle, France

RESUME

Le projet OMAR (Observatoire de la mortalité des animaux de rente) a été lancé en 2009 avec l'objectif de modéliser la mortalité des animaux de rente et de concevoir un système de surveillance capable de détecter des anomalies (pics de mortalité inhabituels), potentiellement associées à des problèmes sanitaires. Les premières études ont été consacrées à l'analyse de la mortalité bovine à partir des données collectées depuis 2003 dans la Base de données nationale d'identification bovine (BDNI), qui permettent de connaître précisément et à tout instant la composition de la population bovine française (soit 20 millions d'animaux en moyenne) et la mortalité qui y est associée (environ 1,2 millions de notifications par an). Les taux d'incidence de la mortalité et leur évolution de 2003 à 2009 ont été décrits à l'échelle nationale et départementale, selon l'âge et le type de production des animaux. Des modèles statistiques ont été ajustés sur les séries hebdomadaires de mortalité afin de mettre en évidence des pics de mortalité inhabituels dans l'historique de données disponible. Des rapports synthétisant les valeurs et résultats spécifiques à chaque département ont été envoyés aux acteurs locaux de la santé animale. Ces rapports étaient accompagnés d'un questionnaire destiné à valider les données de la BDNI par les acteurs de terrain et à récolter des éléments de contexte sur les pics de mortalité identifiés par les modèles. Les réponses fournies confortent la validité des données collectées par la BDNI et les valeurs de mortalité proposées. Les pics de mortalité identifiés étaient principalement attribués aux canicules de 2003 et 2006, et à l'épizootie de fièvre catarrhale ovine (2007-2008). Ces analyses rétrospectives montrent l'intérêt potentiel de la mortalité comme indicateur de surveillance épidémiologique de l'état sanitaire du cheptel. Ces travaux vont être poursuivis par l'analyse des données en provenance des équarissements, et plus particulièrement des demandes d'enlèvements de cadavres faites par les éleveurs. En effet ces données sont disponibles en temps quasi-réel et pourraient permettre l'amélioration du système actuel de surveillance épidémiologique.

Descriptive analysis of cattle mortality – Interest of this indicator for the epidemiological surveillance of the French cattle population

PERRIN J.-B. (1)(3), CALAVAS D. (1), VINARD J.-L. (1), HENDRIKX P. (2), DUCROT C. (3)
(1) Anses, Laboratoire de Lyon, Unité Epidémiologie, 31, avenue Tony Garnier, F69364 Lyon Cedex 07, France

SUMMARY

The OMAR project (Observatoire de la mortalité des animaux de rente) was launched in 2009 with the aim of modeling livestock mortality, and designing a monitoring system able to detect anomalies (unusual peaks of mortality), potentially associated to health problems. The first studies were devoted to the analysis of bovine mortality using the data collected since 2003 in the National Cattle Register (NCR), which gives precise information at any moment on the composition of the French cattle population (20 million animals on average) and associated mortality (about 1.2 million notifications per year). Incidence rates of mortality and their evolution from 2003 to 2009 were described at the national and county scale, by age and production type. Mathematical models were adjusted on the weekly series of mortalities in order to highlight the peaks of unusual mortality in the historical data available. Reports summarizing the results and the values specific to each department were sent to local animal health stakeholders. A questionnaire was sent together with these reports to validate the data of NCR by field workers and gather some information about the peaks of mortality identified by the mathematical models. The answers confirmed the validity of data collected by the NCR and the proposed values of mortality. The peaks of mortality identified were mainly attributed to the heat waves of 2003 and 2006, and to the outbreak of bluetongue (2007-2008). This analysis showed the potential value of mortality as an indicator for the epidemiological surveillance of the health of a livestock population. This work will be pursued by analyzing data from rendering plants, particularly the pick-up requests made by farmers. Indeed these data are available in almost real time and could be used to implement a timely mortality surveillance system.

INTRODUCTION

Depuis 1998, la Base de données nationale d'identification bovine (BDNI) centralise l'ensemble des données d'identification collectées par les Établissements départementaux de l'élevage (EDE). Les notifications de mouvements d'animaux transmises par les éleveurs permettent de connaître précisément et à tout instant la composition de la population bovine française (soit 20 millions d'individus en moyenne) et la mortalité associée. Nous avons analysé ces notifications afin de i) décrire le niveau de référence de la mortalité à partir d'un indicateur

standardisé, ii) modéliser la mortalité saisonnière moyenne, et comparer les résultats de la modélisation aux données observées afin de mettre en évidence des écarts, iii) rechercher l'explication de ces écarts auprès des acteurs de la surveillance.

1. MATERIEL ET METHODES

1.1 DONNEES

De 2003 à 2009, la BDNI a enregistré près de 155 millions de notifications de mouvements (indiquant le numéro d'exploitation, la date et le type de mouvement [entrée ou

sortie], la cause d'entrée [naissance ou achat] ou de sortie [vente, abattage, équarrissage]) effectués par 75 millions de bovins (pour lesquels ont été notamment enregistrés le numéro national, la date de naissance, le sexe et la race). Cette base est en principe exhaustive car les détenteurs des animaux sont réglementairement tenus de notifier les mouvements de leurs bovins, et font à ce titre l'objet de contrôles réguliers par les services vétérinaires départementaux.

Le nombre de morts de bovins a directement été déduit du nombre de notifications de sorties pour cause « mortalité » transmises par les éleveurs aux EDE. Les effectifs bruts de mortalité ayant peu d'intérêt s'ils ne sont pas rapportés à la population correspondante, un algorithme a été développé afin de calculer le dénominateur (population bovine vivante) nécessaire à l'estimation des taux et risques de mortalité. Pour une période donnée, l'algorithme calcule le nombre de jours de participation de chaque animal au groupe populationnel étudié (groupes définis selon l'âge, le sexe et le type de production –laitier ou allaitant-), puis somme les résultats pour obtenir le nombre total de bovins-jours correspondant à ce groupe. Chaque mouvement individuel survenant au cours de cette période est pris en compte à sa date de réalisation. D'autre part, les sous-groupes populationnels étant définis en fonction de l'âge des animaux, l'algorithme prend en compte les dates de changement de catégorie d'âge pour chaque individu. 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 (définitions ci-après), quels que soient l'échelle spatio-temporelle et le sous-groupe populationnel considérés.

1.2 TAUX DE MORTALITE

Les taux d'incidence de mortalité, ci-après simplement dénommés taux de mortalité, sont exprimés dans cet article en nombre de morts par 100 000 bovins-jours : leur valeur correspond **au nombre de morts que l'on observerait chaque jour dans une population constante de 100 000 individus**. Sous l'hypothèse d'une distribution de Poisson pour le nombre de morts, le taux de mortalité (h) est estimé de la manière suivante :

$$\hat{h} = \frac{m_{[t, t+\Delta t]}}{N_{[t, t+\Delta t]}}$$

avec $m_{[t, t+\Delta t]}$ le nombre de morts survenant au cours de la période $[t, t+\Delta t]$ dans la population considérée, et $N_{[t, t+\Delta t]}$ le nombre de bovins-jours à risque (c.à.d. vivants) constituant cette population. Dans la réalité, m et N sont des variables aléatoires (v. a.) et le taux de mortalité est aussi une v. a ; les estimations des taux de mortalité sont accompagnées d'intervalles de confiance (Jouglu, 1997) :

$$\hat{h} \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{m}{N}}$$

avec $z_{\alpha/2}$ la valeur de la loi normale centrée et réduite Z telle que $P(Z > z_{\alpha/2}) = \alpha$.

Des taux de mortalité spécifiques ont été calculés pour différents sous-groupes populationnels. Un type de production a été attribué à chaque animal selon sa race. Les dix catégories d'âge ont été définies sur des critères zootechniques afin d'être représentatives des étapes successives de la carrière d'un bovin.

1.3 RISQUE DE MORTALITE

Connaissant le taux de mortalité (considéré constant dans chaque catégorie d'âge) qui s'exerce sur une population, on peut calculer la probabilité qu'un animal de mourir dans un intervalle de temps déterminé Δt . Cette probabilité correspond au risque de mortalité à t , noté $R(t)$. Pour de faibles valeurs du taux de mortalité h ($h < 0.15$), $R(t)$ est lié à h par la formule (Bouyer, 2004) :

$$R(t) = 1 - \exp(-h \times \Delta t)$$

Ainsi, dans une population soumise à un taux de mortalité h de 10 pour 100 000 bovins-jours ($\Delta t = 1$), la probabilité pour un bovin de mourir au bout de 10 j (R_{10}) sera de 0,1%, celle de mourir au bout de 100 j (R_{100}) sera de 1%, et celle de mourir au bout de 365 j (R_{365}) sera de 3,6%, etc.

Nous avons estimé des taux de mortalité par catégorie d'âge, puis les avons convertis en risques de mortalité, dont la signification est différente pour les catégories de durée $>$ et $<$ 1 an. **Pour les catégories d'âge de durée $<$ 1 an, le risque de mortalité est la probabilité de mourir pour un animal dans cette catégorie d'âge sachant qu'il l'a atteinte ; $\Delta t =$ la durée de la catégorie d'âge (7 j pour les veaux $<$ 7 j, 24 pour les animaux de 7 j à 1 mois, 31 pour les animaux de 1 à 2 mois, etc.). Pour les catégories d'âge de durée \geq 1 an, il s'agit de la probabilité de mourir dans l'année pour un animal dans cette catégorie d'âge sachant qu'il l'a atteinte : $\Delta t = 365$ j.**

1.4 INDICE COMPARATIF DE MORTALITE

La mortalité observée dans chaque département a été comparée à celle des autres grâce à l'indice comparatif de mortalité (en anglais SMR ou *standardized mortality ratio*). Le SMR est un indicateur synthétique permettant de comparer la mortalité dans des populations de composition différente (pyramide des âges et proportion de chaque type de production). Le SMR est obtenu en faisant, pour une population étudiée, le rapport entre les nombres observés et attendu de morts. On obtient le nombre attendu de morts en appliquant à l'effectif de chaque classe de la population étudiée, les taux de mortalité types d'une population de référence, en l'occurrence la population française globale :

$$SMR_j = \frac{m_j}{\sum_{i=1}^n (T_i N_{ji})} \times 100$$

avec SMR_j (en %) l'indice comparatif de mortalité dans la population j , m_j le nombre de morts observés dans cette population, i l'indice du sous-groupe, k le nombre de sous-groupes, h_i le taux de mortalité pour le sous-groupe i dans la population de référence et $N_{i,j}$ l'effectif du sous-groupe i dans la population j . Un SMR supérieur à 100 indique que la mortalité est plus importante dans la population étudiée que dans une population de référence. Compte tenu de leur importance, l'âge et le type de production sont les deux variables retenues pour le calcul des SMR.

1.5 MODELISATION DES SERIES HEBDOMADAIRES

La saisonnalité et la tendance des taux de mortalité ont été décrites à l'aide de modèles statistiques de Poisson avec surdispersion, c.à.d. avec une variance des observations supérieure à ce qu'elle serait sous l'hypothèse d'une distribution de Poisson. On a utilisé à cet effet un modèle de quasi-vraisemblance permettant d'estimer le paramètre de surdispersion ϕ : $m_s \sim \text{Poisson}(\mu_s)$ et $\text{var}(\mu_s) = \phi \mu_s$ avec m_s le nombre de morts, μ_s et $\text{var}(\mu_s)$ respectivement l'espérance et la variance de m_s , le temps exprimé en semaines de janvier 2003 à décembre 2009. Ce modèle a été ajusté sur les séries hebdomadaires de mortalité. Pour chaque population, l'évolution temporelle des taux a été modélisée par une tendance linéaire et des fonctions sinusoidales :

$$\log(\mu_s) = \log(N_s) + \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 \sin\left(\frac{2\pi s}{52}\right) + \beta_3 \cos\left(\frac{2\pi s}{52}\right) + \beta_4 \sin\left(\frac{2\pi \times 2s}{52}\right) + \beta_5 \cos\left(\frac{2\pi \times 2s}{52}\right)$$

avec β_0 l'intercept, β_1 la tendance linéaire, et β_2 à β_5 les paramètres saisonniers sinusoidaux. Le terme offset $\log(N_s)$ est utilisé pour permettre la comparabilité des risques prédits avec des nombres de bovins-jours différents.

1.6 REDACTION ET ENVOI DES RAPPORTS

Les résultats et analyses de la mortalité ont été compilés dans un rapport spécifique pour chaque département. Ces rapports ont été diffusés aux acteurs locaux de la santé animale (DDPP, GDS, GTV, LVD) via les services vétérinaires départementaux, accompagnés d'un questionnaire ayant deux objectifs :

- valider les données en confrontant les résultats de l'analyse descriptive avec l'expertise et la connaissance du terrain des professionnels locaux ;
- obtenir des informations sur le contexte associé aux pics de surmortalité identifiés par les modèles dans l'historique du département.

2. RESULTATS

2.1 MORTALITE A L'ECHELLE NATIONALE

Les résultats sont présentés dans cette communication à l'échelle nationale. Les rapports départementaux sont disponibles sur demande.

De 2003 à 2009, 1 258 152 morts de bovins ont été notifiées annuellement en moyenne en France, soit six notifications en moyenne par an et par exploitation. Les veaux de moins de un mois ont représenté 52% de ces notifications, alors que les animaux > 2 ans n'en représentaient que 22,5%.

En 2009, le taux brut de mortalité en France était de 18,3 pour 100 000 bovins-jours. Il était plus élevé chez les bovins laitiers (22,7 morts pour 100 000 bovins-jours) que chez les bovins allaitants (15,1), avec un écart variable selon la catégorie d'âge considérée (Tableaux 1 et 2).

Dans les deux types de production, l'évolution des indicateurs de mortalité (taux et risque de mortalité) en fonction de l'âge est globalement similaire : ils sont au plus haut pour la catégorie des veaux < 7 j (qui prend en compte les veaux mort-nés) et décroissent fortement jusqu'à atteindre un minimum entre 1 et 2 ans, puis croissent à nouveau.

Les indicateurs de mortalité observés chez les bovins laitiers sont significativement plus élevés que chez les allaitants pour toutes les catégories d'âge sauf celle de un à deux ans, où le taux est supérieur chez les bovins allaitants. L'écart relatif de mortalité entre laitiers et allaitants est faible (rapport inférieur à 1,5) pour les catégories d'âge de 1 mois à 2 ans et maximum entre 5 et 10 ans (taux laitier 2,4 fois plus élevé que le taux allaitant).

Tableau 1 : Cheptel bovin allaitant. Indicateurs annuels de mortalité par catégorie d'âge en France en 2009

Catégories d'âge	Effectifs vivant moyens *	Taux** de mortalité et IC _{95%}	Risque*** de mortalité et IC _{95%}
<7 j	100 052	652 [649, 654]	4.5 [4.4, 4.5]
7 j - 1 mois	278 609	81.8 [81.2, 82.3]	1.7 [1.7, 1.7]
1 - 2 mois	359 396	31 [30.7, 31.3]	0.9 [0.9, 0.9]
2 - 6 mois	1 368 618	14.7 [14.6, 14.8]	1.8 [1.7, 1.8]
6 mois - 1 an	1 525 414	8.3 [8.3, 8.4]	1.5 [1.5, 1.5]
1 - 2 ans	1 887 983	4.9 [4.8, 4.9]	1.8 [1.8, 1.8]
2 - 3.5 ans	1 735 780	4.5 [4.5, 4.6]	1.6 [1.6, 1.7]
3.5 - 5 ans	1 085 566	4.8 [4.8, 4.9]	1.8 [1.7, 1.8]
5 - 10 ans	2 001 580	5.3 [5.3, 5.4]	1.9 [1.9, 1.9]
> 10 ans	626 823	13.8 [13.7, 14.0]	4.9 [4.9, 5.0]

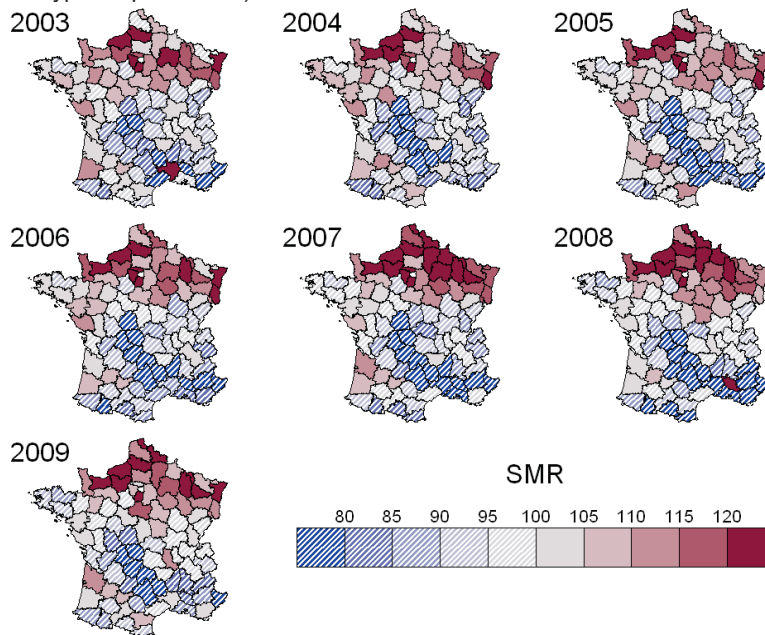
* bovins-jours ** par 100 000 bovins-jours *** %

Tableau 2 Cheptel bovin laitier. Indicateurs annuels de mortalité par catégorie d'âge en France en 2009

Catégories d'âge	Effectifs vivant moyens *	Taux** de mortalité et IC _{95%}	Risque*** de mortalité et IC _{95%}
<7 j	59 819	1149 [1145, 1154]	7.7 [7.7, 7.8]
7 j - 1 mois	163 242	168.1 [167.1, 169.2]	3.5 [3.4, 3.5]
1 - 2 mois	214 883	46.8 [46.3, 47.3]	1.4 [1.4, 1.4]
2 - 6 mois	811 524	20.6 [20.4, 20.7]	2.4 [2.4, 2.5]
6 mois - 1 an	815 770	9.6 [9.5, 9.7]	1.7 [1.7, 1.8]
1 - 2 ans	1 518 310	4.6 [4.6, 4.7]	1.7 [1.7, 1.7]
2 - 3.5 ans	1 782 041	7.7 [7.7, 7.8]	2.8 [2.8, 2.8]
3.5 - 5 ans	1 280 340	9.3 [9.2, 9.4]	3.3 [3.3, 3.4]
5 - 10 ans	1 591 706	14.0 [13.9, 14.1]	5.0 [5.0, 5.0]
> 10 ans	133 383	23.7 [23.3, 24.1]	8.3 [8.1, 8.4]

* Bovins-jours ** par 100 000 bovins-jours *** %

Figure 1 : Cartographie des indices comparatifs de mortalité (SMR) exprimés en pourcentage par département de 2003 à 2009 (standardisation sur l'âge et le type de production).



L'estimation des SMR départementaux révèle une hétérogénéité de la mortalité bovine sur le territoire français, caractérisée par l'existence d'un gradient Nord-Sud, avec une ligne Nantes-Colmar au nord de laquelle les SMR sont plus élevés (

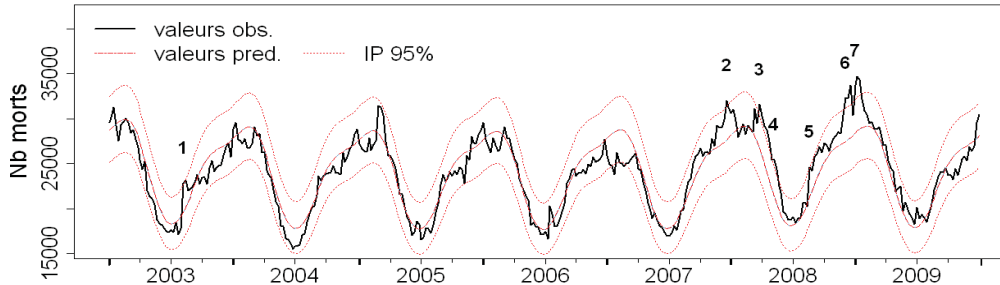
Figure 1). Il faut toutefois noter que certaines valeurs extrêmes ne sont en réalité l'expression que d'une variation

minime des effectifs de bovins morts dans des départements où la population bovine est faible. Ainsi le SMR observé en 2009 dans le Val-d'Oise de 105 n'est pas significativement différent du SMR de 80,3 observé dans le Vaucluse au seuil $\alpha = 0.05$.

2.2 EVOLUTION TEMPORELLE

De 2003 à 2009, 24 063 morts de bovins ont été en moyenne notifiées par semaine en France. Les taux de mortalité présentent des variations saisonnières, principalement dues à la saisonnalité des vêlages (augmentant la mortalité des mères et des veaux). La modélisation du taux de mortalité

Figure 2 : Nombre de notifications de mortalité hebdomadaires observées et prédites par le modèle, en France de 2003 à 2009 (population totale). Les semaines pendant lesquelles le nombre de notifications excède le seuil supérieur de l'intervalle de prédiction à 95% sont numérotées de 1 à 7



2.3. REPONSES AUX QUESTIONNAIRES

Sur les 94 départements interrogés, 49 questionnaires, représentant 43 départements, ont été au total retournés. Trente-huit provenaient de services vétérinaires départementaux (DDCS/PP), six de groupements de défense sanitaire (GDS), trois de groupes techniques vétérinaires (GTV) et deux de laboratoires vétérinaires départementaux (LVD). Soixante-sept pourcent des répondants ont jugé les valeurs de mortalité estimées avec les données de la BDNI conformes aux observations de terrain, et 19% ne se sont pas prononcés. Les répondants ont évalué positivement l'intérêt du document (note moyenne de 3,5 sur 5) et 84% d'entre eux ont souhaité être destinataires d'un document actualisé à un rythme au moins annuel. Les principaux éléments de contexte associés aux pics de mortalité constatés étaient liés aux canicules (2003 et 2006) et à l'épizootie de FCO (2007-2008). De nombreux pics identifiés par les modèles n'ont pu être expliqués par les destinataires des questionnaires soit parce que ceux-ci n'étaient pas déjà présents dans le département à ce moment là, soit parce qu'ils n'ont pas de souvenir d'événements particuliers à cette époque.

3. DISCUSSION ET CONCLUSION

L'analyse descriptive des données collectées par la BDNI a permis de produire des statistiques fiables sur la mortalité bovine en France. Les effectifs, taux et risques de mortalité calculés offrent une base de référence pouvant être utilisée pour évaluer des situations observées en élevage ou dans une région spécifique (voir Perrin *et al.*, 2011 pour une description plus complète de la mortalité bovine de 2003 à 2009).

Les indicateurs estimés révèlent l'importance de la mortalité bovine, particulièrement chez les jeunes animaux. Les résultats obtenus confirment pour certaines catégories d'âge l'augmentation des taux de mortalité constatée depuis une dizaine d'années dans d'autres pays. Cette évolution défavorable a des conséquences économiques importantes pour les éleveurs et pose par ailleurs la question du bien-être animal. En effet on peut s'étonner que les progrès accomplis en matière de génétique et de zootechnie, ainsi que l'amélioration des pratiques agricoles et des connaissances vétérinaires ne se soient pas accompagnés d'une diminution de la mortalité dans le cheptel bovin. Une étude plus approfondie de cette augmentation et de ses causes semble nécessaire pour pouvoir proposer d'éventuelles mesures correctrices (amélioration du suivi des vêlages, de la prise de

national hebdomadaire a permis d'identifier des pics inhabituels de mortalité, survenus lors de l'été 2003, puis lors de l'année 2008 (Figure 2).

colostrum, des conditions de stabulation hivernale, de la prévention des maladies...).

L'analyse rétrospective des courbes hebdomadaires de mortalité a par ailleurs montré l'intérêt potentiel de cet indicateur pour la surveillance épidémiologique du cheptel bovin (voir Perrin *et al.*, 2010 pour une étude plus précise de la surmortalité associée à l'épizootie de FCO). Ces travaux vont être poursuivis par l'analyse des demandes d'enlèvements de cadavres faites par les éleveurs auprès des équarisseurs. En effet ces données sont disponibles pratiquement en temps réel et pourraient permettre la mise en place d'un système de surveillance de la mortalité très réactif. Un tel système pourrait permettre de détecter plus précocement certaines maladies émergentes ou d'autres menaces pour la santé animale, et/ou d'en évaluer rapidement l'impact en terme de mortalité.

Cette approche consistant à surveiller en temps réel des indicateurs de santé non spécifiques tels que la mortalité, est appelée surveillance syndromique. Ce concept, à l'étude en santé humaine depuis le début des années 2000 (Buehler *et al.*, 2004, Josseran *et al.*, 2006), et plus récemment en médecine vétérinaire (Dorea, 2011), représente un véritable changement de paradigme en matière de surveillance épidémiologique : l'objectif est de détecter via un système de surveillance non spécifique les modifications de l'état de santé global d'une population et de mener ensuite des investigations permettant d'en identifier la cause, plutôt que d'entretenir différents systèmes coûteux pour la surveillance de maladies spécifiques.

Ce concept est séduisant mais n'a jusqu'à présent que partiellement concrétisé les espoirs placés en lui. Dans un contexte où les moyens disponibles sont réduits et où l'étendue des dangers à surveiller est grande, il semble toutefois nécessaire d'explorer toutes les possibilités de cette approche.

Les auteurs remercient le Bureau de la Maîtrise d'ouvrage des systèmes d'information de l'alimentation (BMOSIA) de la Direction générale de l'alimentation (DGAL) pour l'accès aux données ainsi qu'André Gauffier pour son implication et son soutien actif au projet.

Bouyer, J., 2004. Epidémiologie, principes et méthodes quantitatives, p.32-55

Buehler, et al. 2004. MMWR Recommendations and reports, CDC, Atlanta, Etats Unis, 53, 1-11

Dorea, F., 2011. Prev. Vet Med. 101 (1-2), 1-17

Josseran, L., et al. 2006. Euro Surveill. 11 (12), 225-229.

Jougla E., 1997 Rev Epidemiol Sante Publique, 45, 78-84

Perrin, J.B., et al., 2011. Prod. Anim. 3, sous presse

Perrin, J.B., et al., 2010. Epidemics 2(4), 207-214 doi: 10.1016/j.epidem.2010.10.002