ÉVALUATION D'UN PROTOCOLE ALTERNATIF DE MESURE DU PLI DE PEAU LORS DE LA TUBERCULINATION CHEZ LES BOVINS *

Lambert Oriane[1] et **Bénet Jean-Jacques**

RÉSUMÉ

Lors du dépistage de la tuberculose bovine par intradermo-tuberculination, certains vétérinaires, au lieu de procéder systématiquement à la mesure réglementaire du pli de peau, n'y recourent que lorsqu'ils constatent, par palpation, une réaction le jour de la lecture ; ils utilisent alors comme valeur de référence une mesure effectuée, soit en avant du site d'injection, sur un site témoin, soit sur un point symétrique au point d'injection, sur l'autre face de l'encolure.

Les épaisseurs de pli de peau ont été mesurées sur 475 bovins de race allaitante et 500 bovins de race laitière, sur les trois sites, injection, témoin et symétrique, le jour de l'injection et le jour de la lecture des résultats. L'utilisation d'un site autre que celui de l'injection introduit une variabilité responsable de différences de résultats, plus importantes avec le site témoin, le plus couramment utilisé dans ce protocole alternatif.

Par ailleurs, la simulation de ce protocole sur les données réelles mesurées en Côte-d'Or a montré des proportions d'erreurs par excès et par défaut incompatibles avec les exigences de la lutte.

Mots-clés : tuberculose bovine, tuberculination, mesure de pli de peau.

ABSTRACT

In the screening of cattle for tuberculosis, some veterinarians, instead of applying systematically the compulsory measurement of skinfold thickness, perform it only if they notice a reaction on the day of the reading. In that case, they use as reference value a measurement made either slightly ahead of the injection site (« control site »), or on a symmetric point, Skinfold thickness

Skinfold thickness was measured on 500 suckling cattle, and 500 dairy cattle in three sites, injection, control and symmetric sites, on the day of injection and on the day the results were read.

The use of a site other than that of injection is a source of variability. Differences were found to be greater with the control site, most commonly used in this alternative protocol.

The simulation of this protocol with real data from the Côte-d'Or area showed errors by excess or default totally incompatible with the requirements of the tuberculosis eradication program.

***Keywords**: Bovine tuberculosis, Intradermal test, Skin fold thickness measurement.*

* Manuscrit reçu le 11 mai 2015, accepté le 28 septembre 2015.

[1] Université Paris Est, École nationale vétérinaire d'Alfort, USC ENVA-Anses EpiMAI, 94704 Maisons-Alfort, France

I - INTRODUCTION

Le dépistage de la tuberculose bovine sur l'animal vivant repose, principalement, sur l'intradermo-tuberculination (IDT). Dans le cas de l'intradermo-tuberculination comparative (IDC), la mesure des plis de peau est indispensable et non contestée. Dans le cas d'une intradermo-tuberculination simple (IDS), la lecture subjective de la réaction, longtemps admise et de loin la plus pratiquée, n'est plus reconnue par la réglementation française [DGAl, 2012], sauf *« lorsque les conditions de contention ne permettent pas l'utilisation d'un cutimètre »* : désormais, seule la technique par mesure objective à l'aide d'un cutimètre est réglementairement valide.

Les vétérinaires praticiens sont réticents à l'utilisation systématique d'un cutimètre avant chaque injection. En effet, d'une part, les conditions de contention, en particulier lorsque les animaux sont pris dans un cornadis, rendent cette mesure fréquemment dangereuse pour l'opérateur. D'autre part, cet effort paraît démesuré par rapport au faible nombre d'animaux pour lesquels il sera effectivement nécessaire de procéder à une mesure le jour de la lecture : en effet, la mesure n'est le plus souvent pas nécessaire, une grande majorité des animaux ne présentant strictement aucune réaction décelable par palpation manuelle et, par conséquent, elle ne serait nécessaire que pour un faible pourcentage d'animaux dans une minorité d'élevages, même si ces chiffres peuvent notablement différer d'un département à un autre. Enfin, consigner les épaisseurs de plis de peau pour tous les animaux représente une somme considérable de données à collecter, conserver et pouvoir restituer de façon fiable.

C'est pourquoi un protocole alternatif est en usage, consistant à ne pas mesurer le pli de peau avant l'injection de tuberculine (ce qui allège considérablement les opérations), mais à mesurer, uniquement pour les seuls animaux le nécessitant, en plus de l'épaisseur du pli de peau de la réaction, celle d'un pli témoin pour pouvoir calculer l'épaississement, en prenant soit un point symétrique du point d'injection de tuberculine, sur l'autre face de l'encolure, soit un point légèrement en avant du point d'injection de tuberculine.

Le but de cette étude était de vérifier si ce protocole alternatif est valide ou non et d'en évaluer les répercussions éventuelles sur le dépistage.

II - MATÉRIEL ET MÉTHODES

1. MESURE DES PLIS DE PEAU DE BOVINS NON TUBERCULEUX

Deux échantillons, respectivement de 475 bovins allaitants (sur 500 prévus ; 25 blondes d'Aquitaine, 450 Charolaises) de Côte-d'Or et 500 bovins laitiers (race Prim'Holstein) des Ardennes ont été sélectionnés, dans le cadre de la campagne de prophylaxie de la tuberculose bovine de 2013-2014, par des correspondants des Groupements techniques vétérinaires (GTV) locaux, sur la base d'un risque considéré comme plus élevé de réactions non négatives. Ces bovins appartenaient à des élevages non tuberculeux, ni présumés tels au moment de la sélection, ni reconnus tuberculeux par la suite. Les nombres nécessaires prévus étaient de 20 élevages (19 réalisés en Côte-d'Or), et, pour chacun d'eux, de 25 bovins (20 bovins adultes - trois ans et plus - et cinq jeunes - 12 à 24 mois), et de quatre élevages (en théorie) pour chacun des cinq vétérinaires volontaires prévus par zone (neuf vétérinaires en Côte-d'Or).

Le protocole prévoyait la mesure du pli de peau sur trois sites :

- Au lieu d'injection habituel de la tuberculine (dit « I » pour injection) considéré comme référence,
- Quinze centimètres en avant du point d'injection (dit « T » pour témoin),
- De l'autre côté de l'encolure (dit « S » pour symétrique du point d'injection).

Ces trois mesures ont été relevées à deux moments :

- À J_0 : juste avant l'injection de la tuberculine,
- À J_3 : trois jours après l'injection.

Les mesures effectuées sur chacun des sites ont été dénommées de façon à indiquer le jour de lecture : I_0, T_0, S_0, juste avant l'injection de tuberculine, I_3, T_3, S_3, trois jours après l'injection.

Ce dispositif permettait d'estimer la variabilité inter-sites (injection, témoin, symétrique), pour des mesures effectuées le même jour ou à 3 jours d'écart et intra-site, par la comparaison des mesures effectuées à J_0 et J_3.

Ces six mesures ont été prises avec un cutimètre à ressort et avec un report des valeurs en millimètres précisées au dixième de millimètre.

Des informations complémentaires (identifiant élevage, animal, âge, race, vétérinaire intervenant, date, type de cutimètre utilisé, type d'IDT : IDS ou IDC) ont été récoltées.

Les résultats ont été interprétés selon la réglementation [DGAl, 2012] : épaississement $\leq$ 2 mm = négatif ; $\geq$ 4 mm = positif ;]2 ; 4[= douteux.

Tous les tests statistiques utilisés pour cette analyse ont été effectués avec un seuil de risque de première espèce fixé à 0,05. La normalité des distributions ayant été rejetée à partir des tests de Shapiro-Wilks pour tous les échantillons et sous-échantillons, le test de Brown-Forsythe [Brown et Forsythe, 1974] a été utilisé pour comparer les variances, avec correction de Welch lorsque les variances étaient inégales. Lorsqu'en plus les tailles des groupes étaient inégales, ce sont des ANOVA de Kruskal-Wallis qui ont été mises en place.

Les conséquences de la prise en compte d'un point de référence ou d'un autre sur les résultats des tests ont été évaluées. Pour cela, le coefficient Kappa de Cohen ainsi que son intervalle de confiance à 95 % (lorsque N > 144) ont été calculés pour analyser la concordance des résultats de l'IDS entre les différentes méthodes présentées. La qualité de la concordance a été interprétée selon la grille de Landis et Koch, avec la borne basse de l'$IC_{95\ \%}$, lorsque celui-ci a pu être calculé, et avec le coefficient Kappa dans le cas contraire.

2. SIMULATION DE L'APPLICATION DE LA MESURE ALTERNATIVE À UNE POPULATION RÉELLE

Par ailleurs, les répercussions d'un changement de méthode sur l'efficacité du dépistage de 2011, pour les élevages allaitants du département de la Côte-d'Or, ont été simulées par la méthode de Monte-Carlo. Nous avons, pour ce faire, utilisé la base de données du Bureau de la santé animale de la Direction départementale de la cohésion sociale et de la protection des populations (DDCSPP) qui rassemble des informations relatives à la prophylaxie de la tuberculose bovine de décembre 2008 à décembre 2013. Elle comporte, en particulier, le relevé des mesures de l'épaisseur des plis de peau effectuées pour 22 225 bovins : dans le cas d'une IDC, nous n'avons retenu que les mesures relatives à la tuberculine bovine. Les diverses informations sur les élevages ont permis de sélectionner les résultats correspondant à des élevages reconnus tuberculeux au moment de l'IDT, réalisée entre 30 jours avant et 30 jours après la date de la prise de l'arrêté préfectoral de déclaration d'infection.

Les répercussions pratiques des écarts de classement des animaux par la méthode alternative par rapport à la méthode de référence ont été étudiées en les appliquant aux animaux des 1 260 élevages de la campagne de prophylaxie réalisée en Côte-d'Or en 2011. Pour cela, les nombres, déclarés par les vétérinaires sanitaires, de bovins ayant fourni un résultat négatif, douteux ou positif à l'IDS (considérée à partir des résultats de l'IDC pratiquée de façon systématique dans ce département) ont été utilisés. Pour chaque élevage, chaque type de résultat à la méthode de référence figurant dans la base permettait de calculer un jeu de résultats tirés au sort selon les probabilités obtenues pour chacune des méthodes alternatives.

Cette simulation a été réalisée pour tous les élevages de la base, et il a été procédé à 5 000 répétitions de cette simulation, ce qui a permis de calculer les statistiques correspondantes.

L'étude a été réalisée avec le logiciel SAS® 9.4, excepté la simulation Monte-Carlo [Robert et Casella, 2010] qui a été réalisée avec le logiciel @RISK 6.0 (Palisade®) sous l'interface Microsoft® Excel, et les graphiques, avec R 3.0.2.

III - RÉSULTATS ET DISCUSSION

1. MESURE DES PLIS DE PEAU DE BOVINS NON TUBERCULEUX

1.1. VARIABILITÉ INTER-SITES

L'épaisseur de la peau d'un bovin n'est pas la même selon le site mesuré (tableau 1) : si le site symétrique ne montre pas de différence moyenne notable par rapport au site de référence, le site témoin (en avant) est plus épais, ce qui occasionne une moyenne de différence négative. La variabilité de la mesure est également légèrement plus élevée pour ce site témoin que pour les autres sites et également plus élevée pour les races allaitantes ; bien que moindre lorsque les animaux sont stratifiés par classe d'âge, elle est néanmoins plus importante avec le site T qu'avec le site S.

Tableau 1

Moyennes et intervalles de confiance des différences de mesures inter-sites (I site d'injection, T site témoin, S site symétrique) à J_0 selon la race et selon la classe d'âge (en mm)

	Race		Classe d'âge	
	Allaitante (N=475)	***Laitière (N=500)***	***12 - 24 mois (N=195)***	***3 ans ou plus (N=780)***
$I_0 - S_0$	$0,05^{a} \pm \mathbf{0,8}^{e}$	$-0,1^{a} \pm \mathbf{0,6}^{e}$	$-0,06^{c} \pm 0,7^{f}$	$-0,05^{c} \pm 0,7^{f}$
$I_0 - T_0$	$\mathbf{-0,7}^{b} \pm \mathbf{1,0}^{e}$	$\mathbf{-0,3}^{b} \pm \mathbf{0,6}^{e}$	$\mathbf{-0,7}^{d} \pm \mathbf{0,9}^{g}$	$\mathbf{-0,5}^{d} \pm \mathbf{0,8}^{g}$

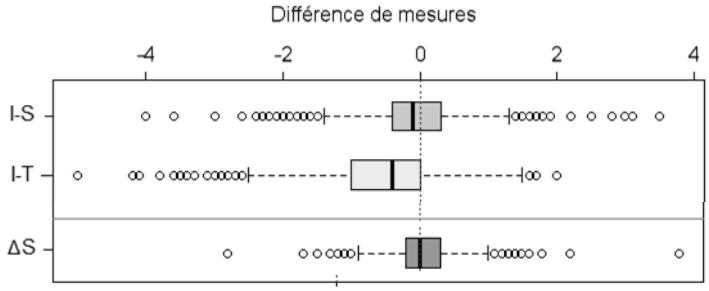
Ecarts moyens selon la race : [a] = non significatif ; [b] = significatif ($p_{Student} < 0,0001$).
Ecarts moyens selon la classe d'âge : [c] = non significatif ; [d] = significatif ($p < 0,01$).
Ecarts-types selon la race : [e] = significatif ($p_{BF} < 0,0001$).
Ecarts-types selon la classe d'âge : [f] = non significatif ; [g] = significatif ($p < 0,01$).

1.2. COMPARAISON DES VARIABILITÉS INTER-SITES ET INTRA-SITE

Compte tenu du recours à l'IDC, il n'a été possible de mesurer la variabilité intra-site que pour le site symétrique, du fait de la réaction à la tuberculine bovine et à la tuberculine aviaire qui rend impossible la comparaison des mesures à J0 et à J3 sur le même site sans l'effet d'une tuberculination : la variabilité est plus importante lors de mesures sur deux sites différents que sur le même site (figure 1).

Figure 1

Boîtes à moustaches modifiées des écarts intra-site (ΔS) et inter-sites (en mm)(n = 975)



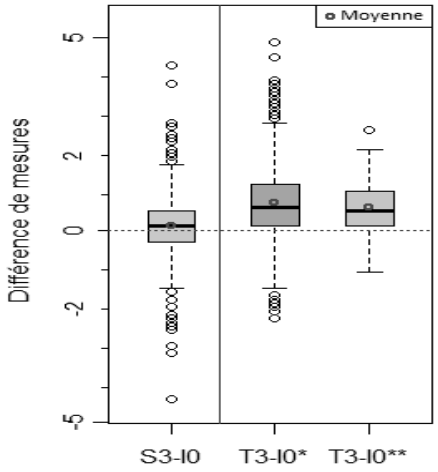
I = Site de référence pour l'injection ; T = Site témoin (en avant) ; S = Site symétrique (autre face de l'encolure).
Mesures intersites effectuées le même jour ; mesures intra-site (**Δ**S) effectuées à 3 jours d'intervalle.
Boîtes : 2ème et 3ème quartiles, séparés par la médiane. Traits pointillés : 1,5 fois l'étendue des 2ème et 3ème quartiles ;
o : valeurs en dehors de ces intervalles.

1.3. CONCORDANCE DES MESURES ALTERNATIVES (S_3 ou T_3) AVEC LA MESURE DE RÉFÉRENCE (I_0)

La mesure effectuée sur le point symétrique trois jours après l'injection (S_3) est la moins éloignée de la mesure effectuée sur le point de référence (I_0), tandis que celle effectuée sur le site témoin, du fait de la plus grande épaisseur du pli de peau, donne une valeur significativement plus élevée (figure 2).

Figure 2

Boîtes à moustaches des écarts entre la mesure de référence (I_0) et les mesures alternatives envisagées relevées trois jours après injection (S_3, T_3) en mm (n = 975)



I = site d'injection ; S = site symétrique (autre face de l'encolure) ; T = site témoin (en avant) ;
0 et 3 = mesures à J_0 et J_3.
*: mesures effectuées sur les animaux ayant subi une IDC et non réagissants à la tuberculine aviaire.
** : mesures effectuées sur les animaux ayant subi une IDS.
Tous les écarts (S_3-I_0, T_3-I_0*, T_3-T_0**) sont significatifs ($p_{Student} < 0,001$).

Les vaches allaitantes avaient des dispersions plus importantes que les laitières : les écart-types étaient de 1,13mm (T3-I0*) et 0,82mm (S3-I0) contre 0,76mm et 0,68mm ($p_{BF\text{-}T}<0,0001$, $p_{BF\text{-}S}=0,014$). A l'inverse, les allaitantes avaient des différences moyennes moins importantes que les laitières : 0,93mm (T3-I0*) et -0,0004mm (S3-I0) contre 0,54 et 0,19mm ($p_{student\text{-}T}<0,0001$, $p_{student\text{-}S}<0,0001$).

En revanche, selon la classe d'âge, il n'y avait pas de différence significative de variabilité de mesure en moyenne comme en dispersion ($p_{BF\text{-}T}=0,552$, $p_{BF\text{-}S}=0,939$, $p_{student\text{-}T}=0,929$, $p_{student\text{-}S}=0,954$).

1.4. DISCUSSION

Le protocole de recrutement a permis de s'approcher des objectifs de l'étude en matière de nombre d'animaux et de nombre d'élevages suivis par vétérinaire de façon tout a fait satisfaisante. Notre protocole a été mis en place sur un grand nombre de bovins d'âges et races différentes. La mesure sur deux sites différents introduit une variabilité de mesure plus importante que si la mesure est réalisée sur un seul site (figure 1).

Le site « témoin » (en avant) est, en moyenne, plus épais que le site d'injection (tableau 1) : l'utilisation de cette valeur en remplacement de l'épaisseur du site d'injection serait susceptible d'induire des erreurs par défaut, en diminuant la valeur calculée de l'épaississement.

Le site symétrique est celui qui induit le moins d'écart, bien que cet écart soit indiscutable (figure 2), du fait de la variabilité inter-sites plus importante (figure 1).

On constate des différences de variabilité de ces écarts selon la race et l'âge des animaux.

2. RÉPERCUSSIONS SUR LE CLASSEMENT DES BOVINS NON TUBERCULEUX

2.1. DISTRIBUTION DES RÉSULTATS DE CLASSEMENT SELON LA MÉTHODE DE LECTURE UTILISÉE

Sur les 975 bovins tuberculinés, 10 ont fourni un résultat positif à la méthode de référence, 37 un résultat douteux. La distribution des résultats du classement selon la méthode alternative utilisée est donnée dans les tableaux 2 et 3.

Globalement, sur 10 bovins à résultat positif au test de référence, deux ou trois sont classés à résultat douteux selon la méthode alternative ; sur 37 bovins à résultat douteux, certains peuvent être classés positifs (méthode S), mais un bien plus grand nombre sont classés négatifs par chacune des deux méthodes.

Le coefficient Kappa, qui caractérise l'accord global entre les méthodes n'est pas bon (0,61 à 0,67).

Tableau 2

Distribution des résultats en utilisant la mesure alternative du site symétrique (S) par rapport au test de référence (N=975)

	Référence % (n)			
Méthode S	**Positif**	**Douteux**	**Négatif**	**Total**
Positif	80 (8)	8,1 (3)	0,1 (1)	12
Douteux	20 (2)	56,8 (21)	2 (19)	42
Négatif	0	35,1 (13)	97,8 (908)	921
Total	10	37	928	975

Coefficient Kappa [IC95 %] : 0,61 [0,50 ; 0,72]

Tableau 3

Distribution des résultats en utilisant la mesure alternative du site témoin (T) par rapport au test de référence (N=975)

	Référence % (n)			
Méthode T	**Positif**	**Douteux**	**Négatif**	**Total**
Positif	70 (7)	0	0	7
Douteux	30 (3)	45,1 (20)	0,8 (7)	30
Négatif	0	45,9 (17)	99,2 (921)	938
Total	10	37	928	975

Coefficient Kappa [IC95 %] : 0,67 [0,55 ; 0,78]

2.2. RÉPARTITION DES ÉPAISSISSEMENTS DE L'ÉCHANTILLON À RÉSULTAT IDS NON NÉGATIF COMPARÉE À CELLE D'UNE POPULATION TUBERCULEUSE

La distribution des bovins à résultat d'IDS non négatif selon l'épaississement de la réaction provenant de notre échantillon a été comparée à celle d'une population de bovins tuberculeux : 561 bovins des 104 élevages déclarés tuberculeux en Côte-d'Or entre le 31/12/2009 et le 18/04/2013 figurant dans la base de la DDCSPP de Côte-d'Or (figure 3).

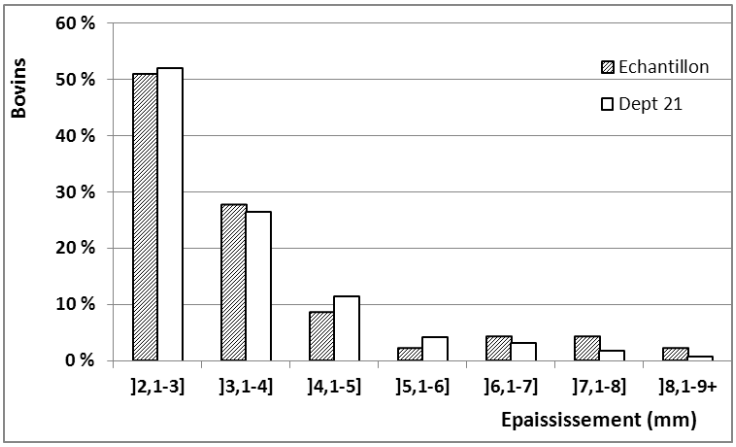
Aucune différence notable n'a pu être mise en évidence : les distributions des effectifs par rapport au seuil de positivité (> 4 mm) ne montrent pas d'écart (p = 0,31).

2.3. DISCUSSION

Elevages et bovins ont été sélectionnés à la convenance des vétérinaires, sur la base d'un risque présumé plus élevé de réaction non spécifique. S'agissant d'élevages réputés indemnes les résultats ne permettent pas d'inférence directe à des élevages tuberculeux, d'autant que l'on pourrait s'attendre à ce que les épaississements mesurés dans les élevages tuberculeux y soient plus importants pour une proportion plus élevée d'animaux. De façon surprenante, au premier abord, les distributions des épaississements du pli de peau des bovins de notre échantillon et des élevages tuberculeux ne peuvent pas être considérées comme différentes (figure 3).

Figure 3

Distributions des pourcentages de bovins à résultat d'IDS non négatif, dans notre échantillon (n = 47) et de bovins (n = 561) des 104 élevages de Côte-d'Or déclarés tuberculeux entre le 31/12/2009 et le 18/04/2013

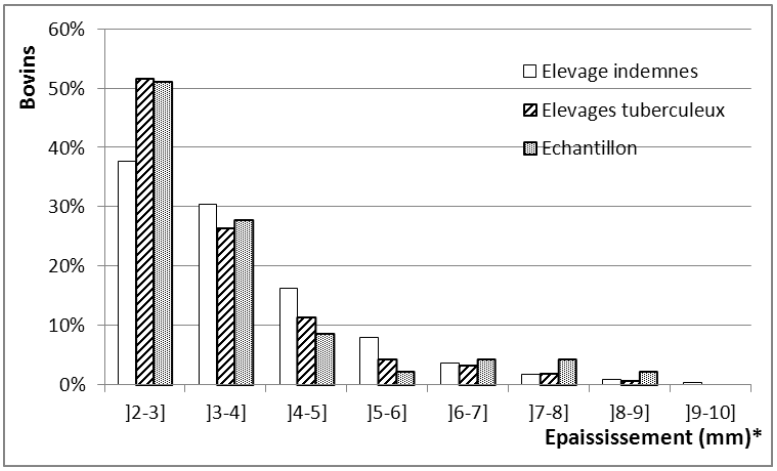


Mais, les distributions des plis de peau relevés dans les élevages indemnes de Côte-d'Or (données de campagnes de prophylaxie d'avril 2010 à décembre 2013, portant sur un total cumulé de 2 281 élevages indemnes, rassemblant 2 371 bovins dont l'épaississement à la tuberculine bovine était supérieur à 2 mm) ne sont pas notablement différentes non plus de celles de l'échantillon (comparaison selon le seuil de positivité de 4 mm : p = 0,24) bien que la représentation graphique (figure 4) puisse suggérer le contraire.

Cette absence d'écart statistique est vraisemblablement liée à la faiblesse de nos effectifs. Par conséquent, en l'absence d'écart manifeste, nous pensons que les résultats obtenus sur notre échantillon peuvent être projetés sur une population de bovins appartenant à des élevages tuberculeux, un éventuel effet de seuil, qui aurait tenu à une proportion plus élevée de bovins tuberculeux et auraient présenté un épaississement du pli de peau plus important n'ayant sans doute qu'une répercussion minime sur le sens général de nos résultats.

Figure 4

Comparaison des épaississements de plis de peau, supérieurs à 2 mm, de bovins provenant d'élevages de Côte-d'Or indemnes (n = 2 281*), infectés de tuberculose (n = 567*) et des bovins de l'échantillon étudié (n = 47)



* Valeurs > 10 mm non représentées (19 pour les élevages indemnes et 6 pour les élevages infectés de tuberculose)

Il faut souligner que les écarts mis en évidence dans l'approche quantitative (figures 1 et 2) sont considérablement amplifiés par les effets du classement des animaux à résultat non négatif.

Globalement, l'effet est surtout d'induire un glissement du classement dans le sens d'une diminution : de positif à douteux, de douteux à négatif, même si on peut constater quelques cas inverses de classement de douteux par la méthode de référence classés positifs par la méthode alternative.

Du fait du faible nombre des animaux réagissants (moins de 50), il n'est pas possible de quantifier avec précision ces écarts.

3. SIMULATION DES RÉPERCUSSIONS À L'ÉCHELLE D'UN DÉPARTEMENT

L'utilisation des méthodes alternatives, S et T, de lecture des tuberculinations a été simulée en comparaison des lectures réelles effectuées en Côte-d'Or (tableaux 4 et 5).

Le résultat le plus marquant est le taux très élevé de résultats négatifs avec la méthode de référence qui sont classés douteux avec une méthode alternative, de l'ordre de 60 % (tableaux 4 et 5).

Les résultats douteux à la méthode de référence sont observés avec un résultat négatif pour 4 % d'entre eux environ pour la méthode S (tableau 4) et 10 à 14 % pour la méthode T (tableau 5).

Enfin, environ 25 % des bovins ayant fourni un résultat positif avec la méthode de référence sont classés douteux avec la méthode S (tableau 4), et pratiquement 100 % avec la méthode T (tableau 5).

Tableau 4

Distributions des résultats de la méthode alternative de mesure au site symétrique S par rapport à ceux de la méthode de référence simulées avec 5 000 itérations

		RÉSULTAT DU TEST DE RÉFÉRENCE Moyenne ± écart-type - Médiane [min ; max]		
		Positif	**Douteux**	**Négatif**
RESULTAT DU TEST S	**Positif**	75,6 % ± 2,7 % 75,6 % [66,5 % ; 83,6 %]	-	0 % ± 0 % 0 % [0 % ; 0 %]
	Douteux	**24,4 % ± 2,7 %** **24,5 % [16,4 % ; 33,5 %]**	95,6 % ± 3,6 % 96,85 % [77,6 % ; 100 %]	**61,5 % ± 19,2 %** **68,3 % [0 % ; 84,1 %]**
	Négatif	-	**4,4 % ± 3,6 %** **3,15 % [0 % ; 22,4 %]**	38,5 % ± 19,2 % 31,7 % [15,9 % ; 100 %]

Tableau 5

Distributions des résultats de la méthode alternative de mesure au site témoin T par rapport à ceux de la méthode de référence simulées avec 5 000 itérations

		RÉSULTAT DU TEST DE RÉFÉRENCE Moyenne ± écart-type - Médiane [min ; max]		
		Positif	**Douteux**	**Négatif**
RESULTAT DU TEST T	**Positif**	0,09 % ± 0,16 % 0 % [0 % ; 1,5 %]	-	-
	Douteux	**99,91 % ± 0,16 %** **100 % [98,5 % ; 100 %]**	86,1 % ± 9,6 % 89,8 % [50 % ; 98,4 %]	**55 % ± 18,9 %** **61,1 % [0 % ; 79,2 %]**
	Négatif	-	**13,9 % ± 9,6 %** **10,2 % [1,6 % ; 50 %]**	45 % ± 18,9 % 38,9 % [20,8 % ; 100 %]

IV - DISCUSSION

Ces résultats portent sur les différences de classement des résultats individuels globalisés à l'échelle du département, et non sur ceux des classements des élevages : compte tenu des résultats à l'échelle individuelle, nous n'avons pas jugé bon de poursuivre l'étude à l'échelle de l'élevage, car la variabilité est forte.

Ces simulations montrent les répercussions importantes de ces méthodes alternatives, sous la forme d'erreurs par excès et par défaut.

Les erreurs par excès, de l'ordre de 60 % en moyenne des résultats négatifs avec la méthode de référence, sont totalement incompatibles avec les attentes du terrain, compte tenu du fait que la Côte-d'Or comporte déjà un taux d'erreur par excès très élevé. La méthode alternative ne ferait qu'accroître encore cette difficulté de terrain.

Les erreurs par défaut sont de l'ordre de 25 % avec la méthode S : compte tenu du fait que la majorité des élevages infectés soumis au dépistage comporte un faible nombre d'animaux infectés, cet écart ne ferait que diminuer drastiquement la sensibilité de la détection.

Quant à la méthode T, le fait que la quasi-totalité des résultats positifs soient classés douteux invalide totalement le recours à cette méthode. Pourtant, c'est plutôt cette méthode qui serait choisie par les vétérinaires praticiens, car il est plus facile d'effectuer les deux mesures sur une même face de l'encolure que sur les deux faces.

Ces résultats reposent sur la projection au département de la Côte-d'Or, qui est particulier : prédominance d'élevages allaitants, grande taille des élevages. Cette particularité ne doit pourtant pas altérer la portée des conclusions : même dans des départements ayant des caractéristiques zootechniques différentes, les répercussions seront incompatibles avec les recommandations de la Directive 64/432 pour la technique de tuberculination (article 2.2.5).

Le respect strict de l'obligation réglementaire de mesure des plis de peau pour tous les bovins avant injection de tuberculine constitue une charge supplémentaire de travail (temps de réalisation des mesures et des enregistrements de fiabilité garantie). Il faut toutefois souligner que le contexte de réalisation des prophylaxies a profondément changé, en passant d'une opération « de routine », appliquée systématiquement à tous les élevages au début de la lutte, à des opérations littéralement d'expertise mises en œuvre dans des départements ayant arrêté de plus en plus souvent tout dépistage systématique, et pour un nombre limité d'élevages (suspects de tuberculose ou susceptibles d'être tuberculeux, c'est-à-dire épidémiologiquement reliés à un élevage reconnu tuberculeux). Les conditions d'organisation du travail et de rémunération devraient être adaptées pour tenir compte de ce changement de perspective.

V - CONCLUSION

Cette étude avait pour objectif de vérifier si la pratique de la mesure de l'épaisseur d'un pli de peau le jour de la lecture sur un site différent pour remplacer la mesure non effectuée avant injection de tuberculine sur le site même de l'injection était valide ou non.

La mise en évidence d'une variabilité importante des mesures entre sites différents montre que cette pratique est à risque, d'autant que la variabilité est plus importante avec le site habituellement utilisé par les praticiens (mesure légèrement en avant du site d'injection), que pour le site symétrique.

Cette observation a été confortée, et même amplifiée, par les différences de classement des animaux par rapport à la méthode de référence.

L'utilisation de ces résultats, par simulation, sur les données réelles observées en Côte-d'Or a montré que le recours à une méthode alternative n'est pas compatible avec une prophylaxie efficace de la tuberculose : les erreurs par excès et par défaut sont incompatibles avec les exigences de la lutte.

Au total, aucune méthode alternative ne peut être admise et seule la méthode réglementaire peut être recommandée. Il convient cependant de prendre en

compte la lourdeur des mesures demandées lors de la réalisation de la prophylaxie.

La mesure, mais surtout le temps passé à collecter et consigner les données dans un format accessible pour la vérification de l'augmentation éventuelle de la taille du pli de peau trois jours plus tard, est un véritable frein à la réalisation correcte de l'évaluation de la réaction à l'injection. Les conditions d'organisation du travail et de rémunération devraient prendre en compte ces contraintes.

BIBLIOGRAPHIE

Azais J.M., Bardet J.M. - Le modèle linéaire par l'exemple, édition Dunod, 2012, 344 p.

Brown M.B., Forsythe A.B. - Robust tests for equality of variances, Journal of the American Statistical Association, 1974, Vol. 69, No. 346, pp. 364-367.

Cohen J. - A coefficient of agreement for nominal scales. *Educ. Psychol. Meas.*, 1960, **20**, 27-46.

Cornillon A., Lober E.M. - Régression avec R, édition Springer, 2011.

DGAl - Note de service SPDSA/N2012-8237 du 27 novembre 2012. Tuberculose bovine : Dispositions techniques relatives à l'intradermotuberculination en application de l'arrêté du 15 septembre 2003 modifié, 18 p.

Directive Européenne (modifiée) 64/432/CEE du Conseil du 26 juin 1964, annexe B, 35-38. Version consolidée du 1/01/2015 http://eur-lex.europa.eu/legal-content/FR/TXT/PDF/?uri=CELEX:01964L0432-20150101&from=EN

Lambert O. - Évaluation d'un nouveau protocole de diagnostic de la tuberculose bovine. Mémoire de stage de Licence professionnelle, Statistiques et informatique décisionnelle, IUT Paris Descartes, 2014, 53 p.

Landis J.R., Koch G.G. - The Measurement of Observer Agreement for Categorical Data. *Biometrics*, 1977a, **33**, 159-174.

Rakotomalala R. - Tests de normalité - *Techniques empiriques et tests statistiques*, 2011, http://eric.univ-lyon2.fr/~ricco/cours/supports_data_mining.html

Rakotomalala R. - Comparaison de populations - *Tests paramétriques*, 2013, http://eric.univ-lyon2.fr/~ricco/cours/supports_data_mining.html

Robert C., Casella G. - *Monte Carlo Statistical Methods*, Springer-Verlag Ed., collection « Springer Texts in Statistics », 2010.

Remerciements

GTV Bourgogne (Dr Vet. S. Phillizot) ; GTV Ardennes (Dr Vet. A. Mayer) ; M. Duriez (étudiante ENV Alfort).
Ce travail a fait l'objet d'un financement par la DGAl (convention n° 2013-178).