MASTER 2 BIOLOGIE SANTÉ

« OPTION MÉTHODES EN PHARMACOLOGIE CLINIQUE, BIOSTATISTIQUES ET ÉPIDÉMIOLOGIE » Parcours Biostatistiques

Incidence et facteurs de risque de la Seime Longitudinale Interne (SLI) chez la vache laitière dans l'Est de la France

Judicaël S. HOUNCHONOU

2025 – 2026

Structure d'accueil : UMR BIOEPAR – Oniris/INRAE, Équipe PEPS

Directrice du laboratoire : Ségolène CALVEZ – Professeure chez Oniris

Maitres de stage : Anne LEHEBEL – Ingénieur de recherche en analyse de données INRAE,

Anne RELUN – Enseignante Chercheuse en médecine bovine à Oniris,

Anaël CASSARD – Responsable du service pédicure de GEN'IATest

Table des matières

1. Introduction 3
2. Objectifs de l'étude 3
3. Matériels & Méthodes 4
   3.1. Population d'étude et sources de données 4
   3.2. Critères d'inclusion 4
   3.3. Variable d'intérêt et définition de l'Outcome 5
   3.4. Calcul des incidences 5
   3.5. Analyse des facteurs de risque 6
      3.5.1. Variables explicatives 6
      3.5.2. Préparation des variables 7
      3.5.3. Modèle de régression logistique mixte 7
      3.5.4. Modèle de régression logistique mixte avec les index génétiques 9
      3.5.5. Modèle bayésien 9
      3.5.6. Random Forest 9
   3.6. Outils d'analyse 10
4. Résultats 10
   4.1. Description générale de la population d'étude 10
      4.1.1. Caractéristiques des élevages 11
      4.1.2. Caractéristiques des vaches 11
   4.2. Incidence en lactation de la SLI et des alarm lesions 12
      4.2.1. Incidence individuelle et inter-troupeau 12
      4.2.2. Variabilité de l'incidence intra-troupeau 13
      4.2.3. Évolution mensuelle de l'incidence 15
   4.3. Description de la population utilisée pour l'analyse des facteurs de risque 16
   4.4. Modèle de régression logistique mixte 17
   4.5. Apport des index génétiques dans l'analyse des facteurs de risque de la SLI 19
   4.6. Approche bayésienne de l'analyse des facteurs de risque de la SLI 19
   4.7. Résultats de l'analyse par Random Forest 20
   4.8. Comparaison et complémentarité des trois approches statistiques 22
5. Discussion & Conclusion 23

Bibliographie 28

ANNEXES 30

1. Introduction

Les boiteries constituent l'une des principales pathologies affectant les élevages bovins laitiers en Europe et dans le monde. Leur prévalence moyenne est estimée à 22,8% des vaches dans une revue de littérature portant sur 414 950 vaches issues de 3 945 troupeaux de six continents sur une période de trente ans [1], avec une variabilité considérable entre études et entre élevages. Au-delà de leur impact sur le bien-être animal, les boiteries entraînent des pertes économiques substantielles liées à la diminution de la production laitière, à la réduction de la fertilité, à l'augmentation du taux de réforme et aux coûts de traitement [2,3]. La grande majorité des boiteries bovines est d'origine podale, les lésions du pied représentant entre 70 et 90% des cas selon les études [4]. Parmi les plus fréquentes et les plus douloureuses, classiquement désignées comme "alarm lesions", figurent la dermatite digitale, l'ulcère de la sole, la nécrose de la pince, l'ouverture de la ligne blanche. La seime longitudinale interne (SLI) est une lésion distincte, caractérisée par une fissuration verticale de la corne de la paroi axiale du sabot. Bien que sa classification parmi les alarm lesions ne fasse pas consensus au niveau international, elle est reconnue comme une lésion douloureuse et invalidante, pouvant conduire à une boiterie chronique difficile à traiter. Une première étude épidémiologique réalisée dans les élevages de l'Est de la France par Blanc (2025) a établi que la SLI touchait environ 90% des troupeaux et près de 6 à 9% des vaches parées annuellement, avec une forte variabilité intra-troupeau [5]. Cette étude a permis d'identifier, par analyse bivariée, plusieurs pistes de facteurs de risque méritant d'être confirmées par une analyse multivariée contrôlant les effets de confusion. Par ailleurs, peu d'études publiées portent spécifiquement sur les facteurs de risque de la SLI, la plupart des travaux disponibles traitant des lésions de la ligne blanche dans leur ensemble. La présente étude s'inscrit dans la continuité des travaux de Blanc (2025) et vise à combler ces lacunes en analysant les facteurs de risque de la SLI par trois approches statistiques complémentaires : la régression logistique mixte fréquentiste, l'estimation bayésienne et le Random Forest. La combinaison de ces méthodes permet non seulement d'identifier les associations ajustées entre les facteurs étudiés et la SLI, mais aussi d'en évaluer la robustesse selon différentes approches statistiques.

2. Objectifs de l'étude

Les objectifs de cette étude sont les suivants :

- Estimer l'incidence de la SLI en lactation dans les élevages laitiers de l'Est de la France et sa distribution spatio-temporelle ;
- Identifier les facteurs de risque associés à la SLI ;
- Comparer les résultats obtenus par trois approches statistiques complémentaires afin d'évaluer la robustesse des associations identifiées.

3. Matériels & Méthodes

3.1. Population d'étude et sources de données

La population d'étude était constituée de l'ensemble des élevages des départements du Doubs, de la Haute-Saône et du Territoire de Belfort, suivis par la coopérative GEN'IAtest entre 2022 et 2024. GEN'IAtest est une coopérative agricole opérant principalement dans l'Est de la France, proposant des services de parage, de reproduction et de conseil en élevage. Seuls les élevages comprenant des vaches de races Montbéliarde, Prim'Holstein et croisées ont été inclus dans l'étude. Les données utilisées sont issues de quatre sources complémentaires. Les données de parage proviennent des logiciels Activ'Parage et PédiBov, utilisés par les pareurs de GEN'IAtest pour enregistrer les résultats de leurs chantiers. Activ'Parage était utilisé jusqu'en juillet 2024, date à laquelle il a été remplacé par PédiBov. Pour chaque animal paré, ces bases contiennent l'identifiant de l'élevage, l'identifiant de l'animal, la date du chantier, les lésions observées par pied avec leur grade, ainsi que des informations zootechniques individuelles (race, numéro de lactation, date de vêlage). Les données génétiques individuelles proviennent de la base Umotest, Union de Coopératives Agricoles et Organisme de Sélection officiel de la race Montbéliarde, regroupant les index génétiques des animaux inscrits au contrôle laitier dans la zone d'étude. Les données de troupeau ont été extraites par les organismes de Contrôle Laitier (CEL25-90 et GEN'IAtest), fournissant des indicateurs annuels par élevage tels que le système fourrager, le type de logement, la production laitière moyenne et les indicateurs métaboliques. Enfin, les effectifs annuels par élevage ont été fournis par l'Association Montbéliarde.

3.2. Critères d'inclusion

Les données ont été filtrées selon plusieurs critères successifs afin de constituer une population d'étude homogène et représentative. Seuls les chantiers de parage réalisés entre 2022 et 2024 dans les départements du Doubs (25), de la Haute-Saône (70) et du Territoire de Belfort (90) ont été inclus. L'analyse a été restreinte aux vaches des races Montbéliarde, Croisée et Prim'Holstein, qui représentent les races laitières majoritairement présentes dans la zone d'étude. Afin de garantir une représentativité suffisante du troupeau lors de chaque chantier, un critère minimal de pourcentage de vaches parées (%VP) a été appliqué au niveau du chantier, défini comme le rapport entre le nombre de vaches parées lors de ce chantier et le nombre total de vaches présentes dans l'élevage à cette même date. Seuls les chantiers présentant un %VP supérieur ou égal au seuil retenu ont été inclus dans l'analyse. Deux seuils ont été retenus en parallèle : ≥50% et ≥80% de vaches parées, dont le choix a été guidé par une analyse préliminaire de l'incidence en lactation de la SLI en fonction du %VP (Annexe 1). Pour l'analyse de la saisonnalité de l'incidence, un critère supplémentaire a été appliqué : seuls les élevages réalisant au moins 4 chantiers de parage par an ont été inclus.

3.3. Variable d'intérêt et définition de l'Outcome

La seime longitudinale interne (SLI) constitue la lésion d'intérêt principal de cette étude. Quatre lésions podales supplémentaires ont également été étudiées à titre descriptif : la dermatite digitale (DD), l'ulcère de la sole et la cerise (US+CE), la nécrose de la pince (NP) et l'ouverture de la ligne blanche (OLB). Ces lésions ont été retenues car elles font partie des "alarm lesions", c'est-à-dire des lésions habituellement considérées comme potentiellement douloureuses et ayant un impact sur le bien-être animal. Chacune de ces lésions est notée selon un système de grades lors du chantier de parage. Les grades retenus pour la définition des cas incidents varient selon la lésion, en fonction du niveau de sévérité habituellement associé à la douleur pour chaque type lésionnel. Ces grades sont présentés dans le Tableau I.

Tableau I : Récapitulatif des lésions et grades retenus pour la définition des cas incidents

Alarm lesions	Notes de gravité considérées
Seime Longitudinale Interne (SLI)	2 et 3
Ulcère de la Sole (US) + Cerise (CE)	1, 2 et 3
Dermatite Digitale (DER)	2
Nécrose de la Pince (NP)	1, 2 et 3
Ouverture de la Ligne Blanche (OLB)	3

L'Outcome a été défini différemment selon l'échelle d'analyse retenue. Pour le calcul des incidences, l'unité statistique est la lactation. Une lactation contribue à la population à risque de chaque pas de temps (ensemble de la période d'étude de 3 ans, année ou mois) au cours duquel au moins un parage est réalisé. Pour chacune des cinq lésions, seule la première observation de la lésion au grade retenu au cours de la lactation est comptabilisée comme un cas incident. Après cette première observation, la lactation ne contribue plus à la population à risque pour cette lésion et les observations ultérieures ne sont pas prises en compte afin d'éviter tout double comptage. Pour l'analyse des facteurs de risque, seule la SLI est retenue comme variable d'intérêt. L'individu statistique est le parage. Un parage est défini comme cas s'il correspond à la première détection d'une SLI (grades 2-3) sur la lactation en cours, et comme témoin s'il appartient à une lactation n'ayant présenté aucune SLI sur toute sa durée. Les parages réalisés après un premier cas sont exclus car ils ne correspondent plus à une période à risque.

3.4. Calcul des incidences

Trois échelles d'incidence ont été calculées pour chacune des cinq lésions étudiées, sur la période 2022-2024 globalement et par année.

- Incidence individuelle

L'incidence individuelle correspond au pourcentage de lactations présentant pour la première fois la lésion au grade retenu, parmi l'ensemble des lactations ayant eu au moins un parage sur la période considérée. Elle est calculée selon la formule suivante :

$$I_{ind} = \frac{\text{Nombre de lactations avec une 1ère observation de la lésion au grade retenu pendant la période d'analyse}}{\text{Nombre de lactations à risque ayant fait l'objet d'au moins un parage pendant cette période}} \times 100$$

Les intervalles de confiance à 95% ont été calculés selon la méthode de Wilson :

$$IC_{95\%} = \frac{\hat{p} + \frac{z^2}{2n} \pm z\sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n} + \frac{z^2}{4n^2}}}{1 + \frac{z^2}{n}}$$

où $\hat{p}$ est la proportion observée (incidence), n le nombre de lactations à risque et $z = 1{,}96$ la valeur critique de la loi normale standard pour un niveau de confiance de 95% (risque α = 5%).

- Incidence intra-troupeau

L'incidence intra-troupeau correspond à l'incidence en lactation calculée séparément pour chaque élevage k:

$$I_{intra,k} = \frac{\text{Nombre de lactations avec une 1ère observation de la lésion au grade retenu dans l'élevage } k \text{ pendant la période d'analyse}}{\text{Nombre de lactations à risque ayant fait l'objet d'au moins un parage dans l'élevage } k \text{ pendant cette période}} \times 100$$

La distribution de ces incidences entre élevages a ensuite été décrite par la moyenne, l'écart-type, la médiane, les premier et troisième qu artiles, ainsi que le minimum et le maximum.

- Incidence inter-troupeau

L'incidence inter-troupeau correspond au pourcentage d'élevages ayant présenté au moins une lactation cas (définie comme une lactation avec la lésion concernée au grade retenu) parmi l'ensemble des élevages étudiés :

$$I_{inter} = \frac{\text{Nombre d'élevages avec au moins une lactation cas pendant la période d'analyse}}{\text{Nombre total d'élevages étudiés pendant cette période}} \times 100$$

Un intervalle de confiance à 95% a été calculé selon la méthode de Wilson, appliquée ici au niveau de l'élevage.

- Incidence mensuelle

L'incidence mensuelle de la SLI a été calculée à l'échelle individuelle sur les élevages présentant un %VP ≥ 50% et réalisant au moins 4 chantiers de parage par an, selon la même formule que l'incidence individuelle mais avec un découpage temporel mensuel au lieu d'annuel.

3.5. Analyse des facteurs de risque

3.5.1. Variables explicatives

Les variables candidates au modèle ont été sélectionnées sur la base de leur pertinence biologique et de leur disponibilité dans les bases de données. Elles comprenaient des facteurs individuels (âge au parage, race, stade de lactation, acétonémie, saison de parage) et des facteurs d'élevage (type de logement, système fourrager, département, taille du troupeau (nombre d'animaux présents), âge au premier vêlage moyen, production laitière moyenne, matière sèche utile (MSU), pourcentage de vaches à taux protéique

(TP) <28 si Prim'Holstein ou <29,5 si Montbéliarde, pourcentage de vaches à taux butyreux (TB) <30 et >45, pourcentage de vaches avec TB/TP < 1,1, pourcentage de vaches avec rapport TB/TP > 1,4, urée 0-100 jours des périodes avril-septembre et octobre-mars).

3.5.2. Préparation des variables

Avant la construction du modèle final, la linéarité de la relation entre chaque variable continue et le logit de l'Outcome a été vérifiée en comparant un modèle logistique avec la variable sous forme continue à un modèle incluant la variable sous forme de splines, les deux modèles étant ajustés sur l'ensemble des autres variables candidates. Un test du rapport de vraisemblance (ANOVA) a été utilisé pour tester la significativité de l'écart à la linéarité. En cas de relation non linéaire ($p < 0,05$), la variable a été catégorisée en quatre classes définies par les quartiles. Ce choix de catégorisation a été retenu plutôt que le maintien de la variable en spline afin de faciliter l'interprétation des OR et la comparaison avec la littérature. La colinéarité entre les variables candidates a été évaluée à l'aide du facteur d'inflation de la variance (VIF, Variance Inflation Factor), calculé via la fonction check_collinearity() du package performance. Lorsqu'une variable présentait un VIF supérieur à 5, elle était retirée du modèle et les VIF étaient recalculés sur le modèle mis à jour. Cette procédure itérative était répétée jusqu'à ce que tous les VIF soient inférieurs à 5. Les analyses ont été conduites sur les observations complètes ; les observations présentant au moins une valeur manquante sur l'une des variables candidates ont été exclues.

3.5.3. Modèle de régression logistique mixte

Les facteurs de risque de la SLI en lactation ont été étudiés à l'aide d'un modèle de régression logistique mixte. Soit Y_{ijk} la variable d'intérêt pour le parage i de la vache j dans l'élevage k paré par le pareur l, définie comme :

$$Y_{ijkl} = \begin{cases} 1 & \text{si le parage } i \text{ correspond à la 1ère détection d'une SLI sur la lactation en cours} \\ 0 & \text{si le parage } i \text{ correspond à une lactation n'ayant présenté aucune SLI sur toute sa durée,} \\ & \text{ou si le parage précède la première détection de SLI sur cette lactation} \end{cases}$$

On suppose que $Y_{ijkl} \sim \mathcal{B}(1, p_{ijkl})$ où $p_{ijkl} = P(Y_{ijkl} = 1)$ est la probabilité que le parage i soit associé à une première détection de SLI pour la lactation en cours. Le modèle s'écrit :

$$\text{logit}(p_{ijkl}) = \log\left(\frac{p_{ijkl}}{1 - p_{ijkl}}\right) = \beta_0 + X_{ijkl}\beta + b_k + b_{jk} + b_l$$

où :

- β_0 est l'intercept
- X_{ijkl} est le vecteur des variables explicatives pour l'observation i de la vache j dans l'élevage k paré par le pareur l, et βest le vecteur des coefficients associés aux effets fixes
- $b_k \sim \mathcal{N}(0, \sigma_k^2)$ est l'effet aléatoire de l'élevage k

- $b_{jk} \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2_{jk})$ est l'effet aléatoire de la vache j nichée dans l'élevage k, tenant compte du fait qu'une même vache peut être parée plusieurs fois au cours d'une lactation
- $b_l \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2_l)$ est l'effet aléatoire du pareur l, inclus pour contrôler la variabilité inter-pareurs susceptible d'influencer la détection des lésions

Procédure de sélection des variables

Une procédure de sélection descendante (backward) a été appliquée à partir du modèle saturé, c'est-à-dire un modèle avec toutes les variables explicatives candidates. À chaque étape, la significativité globale de chaque variable a été évaluée par un test de Wald fournissant une p-value globale par variable. La variable présentant la p-value la plus élevée était candidate au retrait si celle-ci dépassait le seuil de significativité retenu (α = 0,05). Avant de confirmer le retrait d'une variable, deux vérifications successives ont été effectuées. D'une part, l'impact sur l'AIC (Akaike Information Criterion) a été évalué : si le retrait de la variable entraînait une augmentation de l'AIC supérieure à 2 points, la variable était conservée dans le modèle malgré sa non-significativité, car elle contribuait à la qualité globale du modèle (Burnham & Anderson, 2002). D'autre part, la présence d'un éventuel facteur de confusion a été recherchée par la méthode du *change-in-estimate* (Hosmer & Lemeshow, 2000) : si le retrait de la variable entraînait une variation supérieure à 20% (seuil choisi dans notre étude) du coefficient $\hat{\beta}$ d'au moins une autre variable du modèle, la variable était conservée comme facteur de confusion potentiel. Formellement, pour une variable X_m candidate au retrait, on calcule pour chaque variable restante X_j:

$$\Delta_j = \frac{| \hat{\beta}_j^{(-m)} - \hat{\beta}_j |}{| \hat{\beta}_j |} \times 100$$

où $\hat{\beta}_j$ est le coefficient estimé en présence de $X_m$et $\hat{\beta}_j^{(-m)}$est le coefficient estimé après retrait de X_m. Si $\Delta_j > 20\%$ pour au moins une variable X_j, la variable X_m est conservée. Le retrait était confirmé uniquement lorsque les deux conditions précédentes étaient satisfaites : p > 0,05, variation d'AIC ≤ 2 points et absence de confusion.

Adéquation du modèle

L'adéquation du modèle final a été vérifiée par plusieurs approches complémentaires. Les résidus simulés ont été examinés afin de tester l'uniformité de leur distribution, la dispersion et la présence de valeurs aberrantes. La normalité des effets aléatoires a été vérifiée graphiquement par QQ plots et par test de Shapiro-Wilk. Les pseudo R^2 marginal et conditionnel ont été calculés afin d'estimer la part de variance expliquée respectivement par les effets fixes seuls et par l'ensemble du modèle. Cette procédure a été conduite en parallèle sur les deux populations (≥50% VP et ≥80% VP).

3.5.4. Modèle de régression logistique mixte avec les index génétiques

Un second modèle de régression logistique mixte a été ajusté sur la population retenue à l'issue de l'étape précédente, restreinte aux animaux disposant d'index génétiques, exclusivement de race Montbéliarde. Ce modèle incluait les mêmes variables que le modèle principal, auxquelles s'ajoutaient les index génétiques disponibles pour la race Montbéliarde. La structure des effets aléatoires, la procédure de sélection des variables et l'adéquation du modèle étaient identiques à celles décrites en 3.5.3. Des interactions biologiquement et cliniquement pertinentes ont été testées.

3.5.5. Modèle bayésien

Le modèle de régression logistique mixte décrit en 3.5.3 a été ré-estimé dans un cadre bayésien sur la population retenue. L'approche bayésienne a permis d'obtenir la distribution complète de chaque paramètre a posteriori, offrant une quantification plus directe de l'incertitude sur les estimations. Les distributions a priori ont été définies de manière faiblement informative : une loi normale centrée sur le logit de la proportion observée de cas ($\mathcal{N}$ (-2,75 ; 1)) pour l'intercept, une loi normale centrée sur zéro ($\mathcal{N}$ (0 ; 1)) pour les effets fixes, et une loi exponentielle de paramètre 1 ($Exp(1)$) pour les écarts-types des effets aléatoires. L'inférence bayésienne a été réalisé par simulation de Monte Carlo par chaînes de Markov (MCMC), avec quatre chaînes parallèles de 4 000 itérations chacune. Les 1 000 premières itérations de chaque chaîne, correspondant à la phase d'adaptation de l'algorithme et ont été écartées de l'analyse. La convergence a été vérifiée par le critère de Gelman-Rubin (R-hat<1,01) et par les tailles d'échantillon effectives (ESS>400). L'inspection visuelle des trace plots et des distributions a posteriori des paramètres a été réalisée afin de confirmer que les quatre chaînes avaient convergé vers la même distribution. La qualité d'ajustement a été évaluée par un posterior predictive check, comparant la proportion de cas simulée à la proportion observée dans les données. Les résultats sont exprimés en odds ratios bayésiens, calculés comme l'exponentielle de la médiane de la distribution a posteriori des coefficients Bêta, accompagnés de leurs intervalles de crédibilité à 95% (ICr95%). La robustesse des résultats vis-à-vis du choix des priors a été évaluée par une analyse de sensibilité. Deux nouveaux sets de distributions a priori ont été testés : des priors plus larges ($\mathcal{N}$ (-2,75 ; 2) pour l'intercept, $\mathcal{N}$ (0 ; 2) pour les effets fixes et $Exp(0,5)$ pour les effets aléatoires) laissant davantage de liberté aux données, et des priors plus étroits ($\mathcal{N}$ (-2,75 ; 0,5) pour l'intercept, $\mathcal{N}$ (0 ; 0,5) pour les effets fixes et $Exp(2)$ pour les effets aléatoires) introduisant une contrainte plus forte sur les estimations. Les trois modèles ont été comparés sur la base des odds ratios obtenus et de leurs intervalles de crédibilité, afin d'évaluer dans quelle mesure les résultats étaient robustes au choix des distributions a priori.

3.5.6. Random Forest

Une approche par forêt aléatoire (Random Forest) a été conduite sur la population retenue, avec les mêmes variables explicatives que le modèle de régression logistique principal, afin de compléter l'analyse. Il s'agissait d'évaluer l'importance relative des variables et de visualiser la forme des relations

entre chaque variable et la probabilité de SLI. Le modèle a été ajusté à l'aide de l'algorithme ranger, avec 1 000 arbres de décision et un nombre de variables testées à chaque nœud fixé à la racine carrée du nombre de variables explicatives. L'importance des variables a été calculée par la méthode de permutation, qui mesure la dégradation de la performance du modèle sur l'échantillon OOB (Out-Of-Bag) lorsque les valeurs de chaque variable sont mélangées aléatoirement. Afin de respecter la structure hiérarchique des données et d'obtenir une évaluation de la performance sur des élevages indépendants, les données ont été divisées en un échantillon d'entraînement (80% des élevages) et un échantillon de test (20% des élevages). La performance du modèle a été évaluée par le Brier score, calculé à partir des prédictions OOB sur l'échantillon d'entraînement et sur les prédictions issues de l'échantillon de test indépendant. Les relations entre chaque variable et la probabilité marginale estimée de SLI ont été visualisées à l'aide des courbes d'effets locaux accumulés (ALE, Accumulated Local Effects). Afin d'évaluer la robustesse du classement d'importance des variables, une validation croisée répétée a été réalisée : la division train/test par élevage a été répétée 5 fois avec des tirages aléatoires différents. Pour chaque répétition, l'importance des variables par permutation a été calculée. La stabilité du classement a été évaluée par le coefficient de variation de l'importance entre les 5 répétitions.

3.6. Outils d'analyse

L'ensemble des analyses statistiques a été réalisé sous *R version 4.5.3*. Les modèles de régression logistique mixte ont été ajustés avec le package *lme4*, la vérification de la multicolinéarité avec le package performance, la validation des résidus avec le package *DHARMa* et le calcul des pseudo R^2 avec le package *MuMIn*. Le modèle bayésien a été ajusté avec le package brms. Le modèle Random Forest a été ajusté avec le package ranger, et les courbes ALE avec le package *iml*. Le seuil de significativité retenu pour l'ensemble des analyses était de 5% ($\alpha = 0,05$).

4. Résultats

4.1. Description générale de la population d'étude

Le Tableau II présente les caractéristiques générales des deux populations d'étude selon le seuil de couverture de parage retenu sur la période 2022-2024. Au total, entre 165 et 225 élevages ont été suivis sur la période 2022-2024 selon le seuil de couverture retenu, représentant entre 17 092 et 23 639 lactations issues respectivement de 11 754 et 16 027 vaches distinctes.

Tableau II : Description générale des populations d'étude selon le seuil de couverture de parage (2022-2024)

	Seuil	
	≥ 50% de vaches parées	**≥ 80% de vaches parées**
Nombre d'élevages	225	165
Couple élevages-année	489	327
Nombre de vaches distinctes	16 027	11 754
Nombre de lactations	23 639	17 092
Nombre de parages	31 494	22 862
Nombre de chantiers	1 285	852

4.1.1. Caractéristiques des élevages

Le Tableau III présente les caractéristiques des élevages de l'échantillon selon deux seuils de couverture de parage sur la période 2022-2024 : ≥50% de vaches parées (N = 489 couples élevage-année) et ≥80% de vaches parées (N = 327 couples élevage-année). Les élevages sont majoritairement basés dans le Doubs, avec une prédominance du système foin-pâturage et du logement en logettes. La taille moyenne des troupeaux est d'environ 70 animaux. Le passage au seuil ≥80% VP entraîne une légère sous-représentation des élevages de Haute-Saône et des systèmes à base d'ensilage, sans modifier substantiellement la composition globale de l'échantillon. La description détaillée des caractéristiques des élevages selon le seuil de couverture de parage et par département est présentée en Annexe 2.

Tableau III : Caractéristiques des élevages selon le seuil de couverture de parage (2022-2024)

Variables	**≥50% VP** N = 489	**≥80% VP** N = 327
Département		
Doubs (25)	333 (68,1%)	245 (74,9%)
Haute-Saône - Territoire de Belfort (70-90)	156 (31,9%)	82 (25,1%)
Type de logement		
Aire paillée	98 (24,2%)	64 (23,3%)
Étable entravée	61 (15,1%)	47 (17,2%)
Logette	246 (60,7%)	163 (59,5%)
Données manquantes	84	53
Système fourrager		
Foin pâturage	276 (65,6%)	207 (73,1%)
EM-EH sans pâturage	53 (12,6%)	30 (10,6%)
EM-EH peu de pâturage	48 (11,4%)	32 (11,3%)
EM-EH/EH-Enrubannage pâturage	44 (10,5%)	15 (5,3%)
Données manquantes	68	43
Nombre total d'animaux présents	71,0 ± 42,5	68,1 ± 41,7
Routine de parage*		
1 - Mixte	32 (6,5%)	21 (6,4%)
1 - Principalement 2 pieds	116 (23,7%)	83 (25,4%)
1 - Principalement 4 pieds	34 (7,0%)	25 (7,6%)
2-3 - Mixte	75 (15,3%)	45 (13,8%)
2-3 - Principalement 2 pieds	53 (10,8%)	42 (12,8%)
2-3 - Principalement 4 pieds	73 (14,9%)	44 (13,5%)
4 et + - Mixte	40 (8,2%)	21 (6,4%)
4 et + - Principalement 2 pieds	17 (3,5%)	11 (3,4%)
4 et + - Principalement 4 pieds	49 (10,0%)	35 (10,7%)

Note : *n (%) pour les variables catégorielles ; moyenne ± écart-type pour les variables continues.* ***VP :*** *Vaches parées*

*******Les typologies de routine de parage sont définies par la combinaison du nombre de chantiers par an (1 / 2-3 / 4 et +) et du taux de parage en 4 pieds (Principalement 2 pieds = <20% des animaux / Mixte = 20-80% / Principalement 4 pieds = ≥80%).*

4.1.2. Caractéristiques des vaches

Le Tableau IV présente les caractéristiques des vaches en lactation selon les deux seuils de couverture de parage sur la période 2022-2024 : ≥50% de vaches parées (N = 23 639 lactations) et ≥80% de vaches parées (N = 17 092 lactations). Les vaches de l'échantillon sont majoritairement de race Montbéliarde et d'âge moyen comparable entre les deux seuils, autour de 5 ans au parage. La répartition par numéro de lactation est équilibrée, avec une proportion légèrement plus importante de vaches en lactation 4 et plus (32,3% à ≥50% VP et 31,3% à ≥80% VP).

Tableau IV : Caractéristiques des vaches selon le seuil de couverture de parage (2022-2024)

Variable	≥50% VP N = 23639	≥80% VP N = 17092
Race		
Croisé	802 (3,4%)	520 (3,0%)
Montbéliarde	20 815 (88,1%)	15 175 (88,8%)
Prim'Holstein	2 022 (8,6%)	1 397 (8,2%)
Numéro de lactation		
1	6 097 (26,1%)	4 645 (27,4%)
2	5 427 (23,2%)	3 872 (22,9%)
3	4 313 (18,4%)	3 109 (18,4%)
4+	7 561 (32,3%)	5 299 (31,3%)
Données manquantes	241	167
Âge au parage (années)	5,2 ± 2,1	5,1 ± 2,0

Note : *N (%) pour les variables catégorielles ; moyenne ± écart-type pour les variables continues.* ***VP :*** *Vaches parées*

4.2. Incidence en lactation de la SLI et des alarm lesions

4.2.1. Incidence individuelle et inter-troupeau

Le Tableau V présente l'incidence en lactation des lésions podales à l'échelle individuelle et inter-troupeau, selon les deux seuils de couverture de parage (≥50% et ≥80% VP) sur la période 2022-2024. À l'échelle individuelle, la SLI présente une incidence globale comparable à celle de l'OLB et de l'US+CE, autour de 8-9% sur la période 2022-2024, loin derrière la DD qui reste la lésion la plus fréquente. La NP est la moins courante. À l'échelle inter-troupeau, la SLI, l'OLB et l'US+CE sont présentes dans la quasi-totalité des élevages, tandis que la DD est absente dans environ 2 élevages sur 10 et la NP dans près d'1 élevage sur 2.

Tableau V : Incidence en lactation des lésions podales à l'échelle individuelle et inter-troupeau selon le seuil de couverture de parage (2022-2024)

	Seuil ≥ 50 % VP					Seuil ≥ 80 % VP				
	SLI	**DD**	**US + CE**	**NP**	**OLB**	**SLI**	**DD**	**US + CE**	**NP**	**OLB**
Incidence en lactation à l'échelle individuelle (%) [IC95%]										
2022	8,6 [8,0 ;9,3]	19,0 [18,2 ;19,9]	8,7 [8,1 ;9,4]	2,6 [2,3 ;3,0]	8,7 [8,1 ;9,3]	8,8 [8,1 ;9,6]	17,2 [16,2 ;18,2]	8,8 [8,1 ;9,5]	2,2 [1,9 ;2,7]	7,6 [7,0 ;8,3]
2023	7,4 [6,9 ;8,0]	21,7 [20,8 ;22,5]	8,8 [8,2 ;9,4]	3,1 [2,7 ;3,5]	8,9 [8,3 ;9,5]	7,4 [6,8 ;8,1]	20,8 [19,8 ;21,8]	8,6 [7,9 ;9,3]	2,2 [1,9 ;2,6]	8,5 [7,9 ;9,2]
2024	7,2 [6,7 ;7,7]	14,4 [13,7 ;15,1]	8,1 [7,6 ;8,7]	2,1 [1,9 ;2,4]	7,2 [6,7 ;7,7]	7,2 [6,6 ;7,9]	13,1 [12,3 ;13,9]	7,3 [6,7 ;7,9]	1,9 [1,6 ;2,3]	6,6 [6,1 ;7,3]
Globale (2022 – 2024)	8,4 [8,1 ;8,8]	19,5 [19,0 ;20,0]	9,2 [8,9 ;9,6]	2,8 [2,6 ;3,0]	8,9 [8,5 ;9,3]	8,5 [8,0 ;8,9]	18,2 [17,6 ;18,8]	8,8 [8,4 ;9,3]	2,3 [2,1 ;2,5]	8,2 [7,8 ;8,6]
Incidence en lactation à l'échelle inter-troupeau (%) [IC95%]										
2022	86,8 [80,5 ;91, 3]	65,1 [57,3 ;72,3]	80,9 [73,9 ;86, 4]	36,2 [29,0 ;44, 1]	84,9 [78,3 ;89, 7]	89,1 [81,5 ;93, 8]	61,4 [51,6 ;70,3]	78,2 [69,2 ;85,2]	31,7 [23,4 ;41, 3]	81,2 [72,5 ;87, 6]
2023	86,4 [80,4 ;90, 8]	70,4 [63,1 ;76,8]	84,0 [77,8 ;88, 8]	39,6 [32,6 ;47, 2]	81,7 [75,1 ;86, 8]	88,1 [81,1 ;92, 8]	70,3 [61,6 ;77,8]	84,7 [77,2 ;90,1]	33,1 [25,2 ;42, 0]	83,1 [75,3 ;88, 8]

2024	81,5 [75,0 ;86, 7]	73,2 [66,1 ;79,3]	85,1 [79,0 ;89, 7]	44,6 [37,3 ;52, 2]	78,6 [71,8 ;84, 1]	84,3 [76,2 ;89, 9]	71,3 [62,1 ;79,0]	84,3 [76,2 ;89,9]	39,8 [31,1 ;49, 2]	78,7 [70,1 ;85, 4]
Globale (2022 – 2024)	91,6 [87,2 ;94, 5]	81,3 [75,7 ;85,9]	90,7 [86,2 ;93, 8]	56,9 [50,4 ;63, 2]	90,7 [86,2 ;93, 8]	92,1 [87,0 ;95, 3]	78,8 [71,9 ;84,3]	89,7 [84,1 ;93,5]	49,1 [41,6 ;56, 7]	89,1 [83,4 ;93, 0]

Grades retenus pour la définition des cas : SLI (Seime Longitudinale Interne) = grades 2-3 ; DD (Dermatite Digitée) = grade 2 ; US+CE (Ulcère de la Sole + Cerise) = grades 1-2-3 ; NP (Nécrose de la Pince) = grades 1-2-3 ; OLB (Ouverture de la Ligne Blanche) = grade 3.
VP : Vaches Parées.

4.2.2. Variabilité de l'incidence intra-troupeau

La distribution de l'incidence intra-troupeau varie sensiblement selon la lésion considérée (Figure 1). Pour la SLI, la majorité des élevages présente une incidence comprise entre 2 et 15%, avec une médiane autour de 8%, et cette distribution est similaire entre les deux seuils. La DD se distingue par une distribution des incidences intra-troupeau plus étalée tandis que l'US+CE et l'OLB présentent un profil proche de celui de la SLI. La NP affiche les distributions les plus resserrées et les incidences les plus faibles, témoignant d'une lésion peu fréquente et relativement homogène entre élevages.

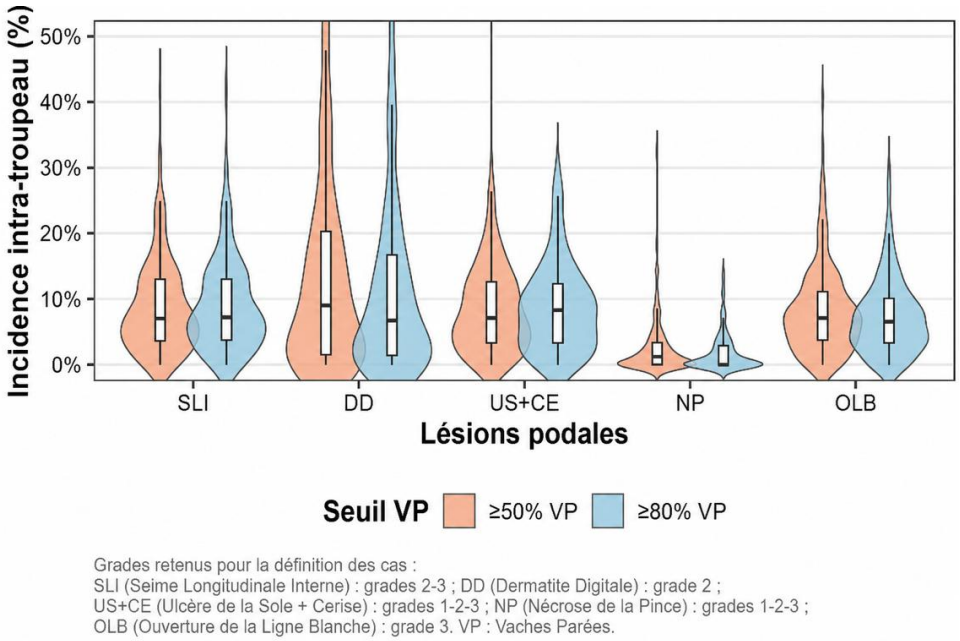


Figure 1 : Distribution de l'incidence en lactation des lésions podales à l'échelle intra-troupeau selon deux seuils de couverture de parage (≥50% et ≥80% VP) sur la période 2022-2024.

L'évolution annuelle de l'incidence intra-troupeau en lactation est globalement stable entre 2022 et 2024 pour l'ensemble des lésions et quel que soit le seuil de couverture retenu (Figure 2). La SLI présente des médianes stables autour de 7-9% avec une légère tendance à la baisse en 2024, tandis que la DD se distingue par une variabilité temporelle plus marquée, notamment en 2023 où les distributions sont plus élevées. L'US+CE et l'OLB affichent des distributions stables sur les trois années, et la NP reste à des niveaux très faibles, confirmant son caractère rare dans cet échantillon.

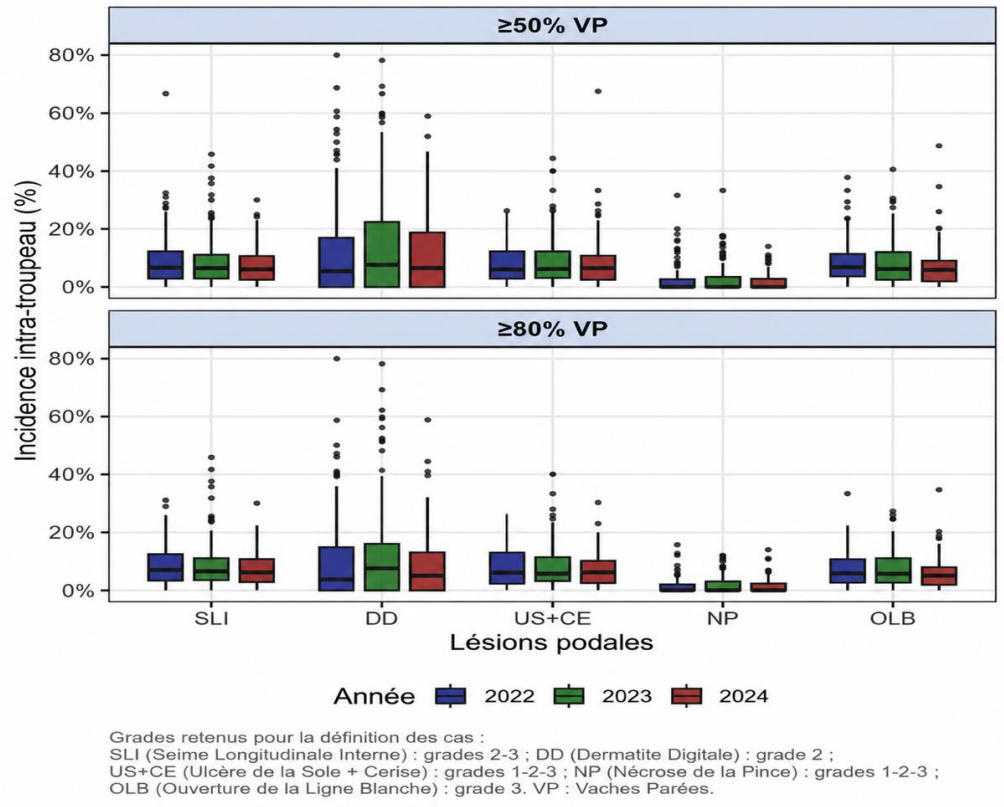


Figure 2 : Distribution de l'incidence en lactation des lésions podales à l'échelle intra-troupeau selon deux seuils de couverture de parage (≥50% et ≥80% VP) et par année.

L'incidence de la SLI est globalement comparable entre les différentes catégories d'élevages, avec des moyennes autour de 8-10% quelle que soit la variable considérée. Quelques tendances méritent néanmoins d'être soulignées : les élevages en aire paillée intégrale semblent plus touchés que ceux en logettes ou en étable entravée, et les élevages utilisant un système enrubannage-pâturage ou ensilage de maïs seul présentent les incidences les plus faibles. Les résultats sont cohérents entre les deux seuils de couverture de parage, confirmant la robustesse des estimations.

Tableau VI : Incidence intra-troupeau en lactation de la SLI selon les caractéristiques des élevages (2022-2024)

Variables	Incidence intra-troupeau	
	≥50% VP Moyenne ± Ecart-type (%)	≥80% VP Moyenne ± Ecart-type (%)
Département		
Doubs (25)	8,5 ± 5,9	8,9 ± 6,3
Haute-Saône - Territoire de Belfort (70-90)	9,4 ± 7,2	9,2 ± 6,8
Routine de parage*		
1 - Mixte	9,4 ± 9,5	11,6 ± 10,9
1 - Principalement 2 pieds	6,8 ± 4,6	6,9 ± 4,5
1 - Principalement 4 pieds	9,6 ± 7,7	10,4 ± 8,8
2-3 - Mixte	10,3 ± 6,9	10,3 ± 6,7
2-3 - Principalement 2 pieds	8,1 ± 5,3	8,9 ± 5,8
2-3 - Principalement 4 pieds	9,3 ± 6,7	9,4 ± 6,5
4 et + - Mixte	11,4 ± 5,9	9,8 ± 5,7
4 et + - Principalement 2 pieds	10,9 ± 6,3	11,2 ± 4,2
4 et + - Principalement 4 pieds	7,3 ± 4,7	7,7 ± 4,4

Variables	Incidence intra-troupeau	
	≥50% VP Moyenne ± Ecart-type (%)	≥80% VP Moyenne ± Ecart-type (%)
Système fourrager		
Foin pâturage	9,2 ± 6,2	9,3 ± 6,5
EM-EH sans pâturage	5,7 ± 4	5,3 ± 2,9
EM-EH peu de pâturage	9,3 ± 6,7	8,8 ± 7
EM-EH/EH-Enrubannage pâturage	10,4 ± 8,5	10,6 ± 6,7
Type de logement		
Aire paillée	12,2 ± 7,7	12,6 ± 7,4
Étable entravée	6,8 ± 5,9	7 ± 6,5
Logette	7,7 ± 5	7,7 ± 5,2

Grades retenus pour la définition des cas de SLI (Seime Longitudinale Interne) = grade 2-3
Les typologies de routine de parage sont définies par la combinaison du nombre de chantiers par an (1 / 2-3 / 4 et +) et du taux de parage en 4 pieds (Principalement 2 pieds = <20% des animaux / Mixte = 20-80% / Principalement 4 pieds = ≥80%).* ***VP :* *Vaches parées*

4.2.3. Évolution mensuelle de l'incidence

La Figure 3 illustre l'évolution mensuelle de l'incidence en lactation de la SLI et des lésions associées dans les élevages parant au moins 50% de leurs vaches avec 4 chantiers ou plus par an. Aucune lésion ne présente de saisonnalité franche et régulière sur la période étudiée. La SLI présente une cinétique globalement stable, avec des valeurs mensuelles oscillant entre 4 et 10%, mais une légère augmentation est perceptible en fin d'été sur 2022 et 2023, survenant 2 à 3 mois après les pics estivaux d'OLB. Ce schéma ne se reproduit pas en 2024, année particulièrement pluvieuse, ce qui pourrait suggérer un lien avec les conditions météorologiques. La DD affiche les niveaux d'incidence les plus élevés et la variabilité mensuelle la plus importante. L'US+CE présente des valeurs légèrement plus élevées en début d'année (janvier-mars), l'OLB présente des pics estivaux bien marqués, tandis que la NP reste stable à des niveaux très faibles. Les résultats obtenus sur la population ≥80% VP sont présentés en Annexe 3.

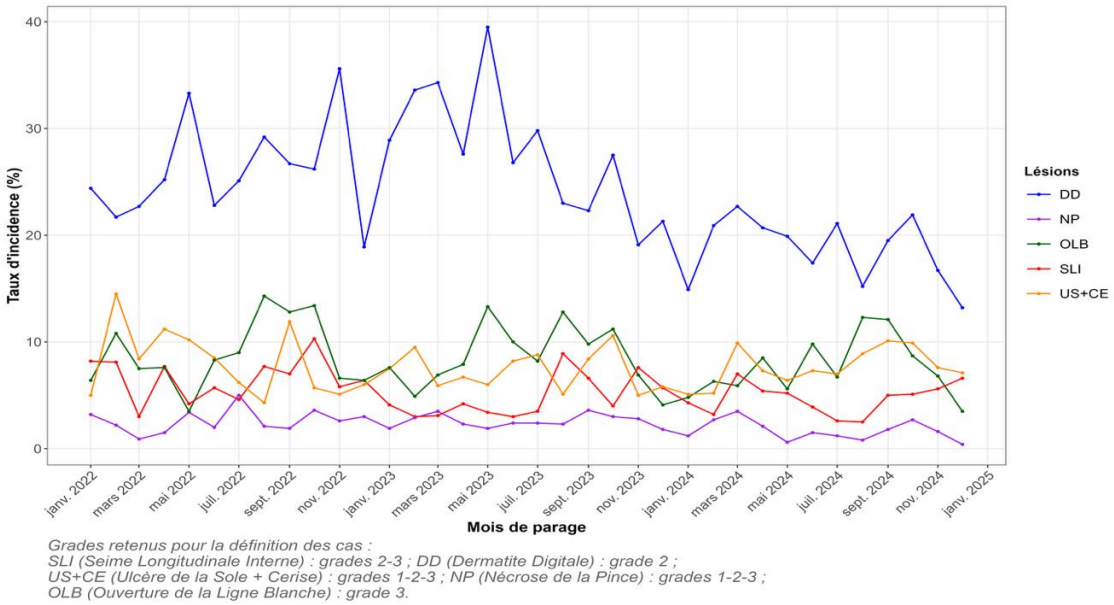


Figure 3 : Évolution mensuelle de l'incidence en lactation de la SLI et des lésions associées dans les élevages qui parent plus de 50% de vaches avec au moins 4 chantiers par an sur la période 2022 à 2024 (N=61 troupeaux, 5 789 vaches en lactation)

4.3. Description de la population utilisée pour l'analyse des facteurs de risque

Le Tableau VII décrit la population utilisée pour l'analyse des facteurs de risque au seuil ≥50% VP sur la période 2022-2024, soit 1 522 cas pour 24 049 témoins. La grande majorité des variables présente une différence statistiquement significative entre cas et témoins *(p<0,05)*, à l'exception de l'acétonémie et de l'urée en période automno-hivernale (octobre-mars). Les résultats correspondants pour la population ≥80% VP sont présentés en Annexe 4.

Tableau VII : Description de la population utilisée pour l'analyse des facteurs de risque selon le seuil ≥50% de vaches parées sur l'ensemble de la période d'étude (2022-2024)

Variable	Total N = 25571	Témoins N = 24049	Cas N = 1522	p-value
Âge au parage (années)	5,32 ± 2,04	5,34 ± 2,06	5,12 ± 1,75	0,008
Race				<0,001
Croisé	989 (3,9%)	974 (4,1%)	15 (1,0%)	
Montbéliarde	21 602 (84,5%)	20 141 (83,7%)	1 461 (96,0%)	
Prim'Holstein	2 980 (11,7%)	2 934 (12,2%)	46 (3,0%)	
Numéro de lactation				<0,001
1	6 237 (24,4%)	5 913 (24,6%)	324 (21,3%)	
2	5 790 (22,6%)	5 359 (22,3%)	431 (28,3%)	
3	4 900 (19,2%)	4 558 (19,0%)	342 (22,5%)	
4+	8 644 (33,8%)	8 219 (34,2%)	425 (27,9%)	
Stade de lactation (jour)				<0,001
Début (0-30)	2 514 (9,8%)	2 324 (9,7%)	190 (12,5%)	
Pic (31-100)	6 055 (23,7%)	5 655 (23,5%)	400 (26,3%)	
Milieu (101-200)	7 112 (27,8%)	6 692 (27,8%)	420 (27,6%)	
Fin (201-305)	5 922 (23,2%)	5 610 (23,3%)	312 (20,5%)	
Tarissement (>305)	3 968 (15,5%)	3 768 (15,7%)	200 (13,1%)	
Acétonémie				0,613
Non	17 019 (66,6%)	15 997 (66,5%)	1 022 (67,1%)	
Oui	8 552 (33,4%)	8 052 (33,5%)	500 (32,9%)	
Saison				<0,001
Printemps	6 407 (25,1%)	6 065 (25,2%)	342 (22,5%)	
Été	3 709 (14,5%)	3 551 (14,8%)	158 (10,4%)	
Automne	6 298 (24,6%)	5 878 (24,4%)	420 (27,6%)	
Hiver	9 157 (35,8%)	8 555 (35,6%)	602 (39,6%)	
Type de logement				<0,001
Aire paillée	4 576 (17,9%)	4 176 (17,4%)	400 (26,3%)	
Étable entravée	1 808 (7,1%)	1 698 (7,1%)	110 (7,2%)	
Logette	19 187 (75,0%)	18 175 (75,6%)	1 012 (66,5%)	
Système fourrager				<0,001
Foin pâturage	13 481 (52,7%)	12 468 (51,8%)	1 013 (66,6%)	
EM-EH sans pâturage	6 978 (27,3%)	6 782 (28,2%)	196 (12,9%)	
EM-EH peu de pâturage	3 477 (13,6%)	3 283 (13,7%)	194 (12,7%)	
EM-EH/EH-Enrubannage pâturage	1 635 (6,4%)	1 516 (6,3%)	119 (7,8%)	
Département				<0,001
Doubs (25)	13 747 (53,8%)	12 823 (53,3%)	924 (60,7%)	
Haute-Saône - Territoire de Belfort (70-90)	11 824 (46,2%)	11 226 (46,7%)	598 (39,3%)	
Nombre total d'animaux présents	107,15 ± 69,22	108,30 ± 70,01	89,00 ± 51,99	<0,001
Âge au 1er vêlage (mois)	29,45 ± 8,20	29,41 ± 8,22	30,03 ± 7,87	<0,001
Production laitière moyenne (kg/vache/305j)	7 959,00 ± 1 233,32	7 978,53 ± 1 233,69	7 650,44 ± 1 185,75	<0,001
Matière Sèche Utile (kg/vache/an)	571,36 ± 86,93	573,14 ± 87,00	543,32 ± 80,83	<0,001

Variable	Total N = 25571	Témoins N = 24049	Cas N = 1522	p-value
% vaches avec TP <28 si Prim'Holstein ou <29,5 si Montbéliarde	15,26 ± 9,02	15,20 ± 8,96	16,14 ± 9,82	<0,001
% vaches avec TB <30 et >45	12,40 ± 6,30	12,49 ± 6,33	10,99 ± 5,63	<0,001
% vaches avec rapport TB/TP < 1,1	17,80 ± 8,85	17,71 ± 8,82	19,24 ± 9,23	<0,001
% vaches avec rapport TB/TP > 1,4	3,90 ± 2,81	3,95 ± 2,83	3,20 ± 2,21	<0,001
Urée 0-100j avr-sept (mg/l)	284,41 ± 53,36	284,11 ± 53,38	289,18 ± 52,72	<0,001
Urée 0-100j oct-mars (mg/l)	271,51 ± 52,65	271,37 ± 52,69	273,64 ± 52,07	0,081

Note : *N (%) pour les variables catégorielles ; moyenne ± écart-type pour les variables continues. Les p-values sont issues du test du Chi-2 pour les variables catégorielles et du test de Wilcoxon-Mann-Whitney pour les variables continues.*

4.4. Modèle de régression logistique mixte

Le Tableau VIII présente les résultats du modèle de régression logistique à effets mixtes pour les deux seuils de couverture de parage. Toutes les autres variables du modèle étant égales par ailleurs, les résultats montrent des similitudes mais aussi des différences notables entre les deux sous-populations. Au seuil ≥80% VP, cinq facteurs sont significativement associés au risque de SLI. Le numéro de lactation est le facteur le plus fortement associé, avec un risque significativement plus élevé pour les lactations 2 et 3 par rapport aux primipares (OR respectifs de 1,47 et 1,43). La saison automne est associée à un risque augmenté par rapport à l'hiver (OR=1,26), tandis que le stade de lactation montre une tendance à la significativité, avec un risque diminué au pic, en milieu, en fin de lactation et au tarissement par rapport au début de lactation. Le type de logement est également significatif, les élevages en aire paillée présentent un risque plus élevé que ceux en logettes (OR=1,49). Un rapport TB/TP>1,4 est associé à un risque diminué de SLI (OR=0,59) autrement dit pour chaque augmentation de 5 points du pourcentage de vaches avec TB/TP > 1,4, le risque de SLI diminue de 41%. Enfin, les vaches de la race Prim'Holstein ont moins de risque d'avoir la SLI par rapport à la Montbéliarde (OR=0,36). Au seuil ≥50% VP, les facteurs significatifs sont partiellement différents. Le numéro de lactation reste le facteur le plus fortement associé, avec des OR plus élevés qu'au seuil ≥80% VP (OR=2,37 et 2,36 pour les lactations 2 et 3). La saison automne reste significative avec un OR plus marqué (OR=1,87). La Matière Sèche Utile (MSU) est significativement associée à une légère diminution du risque (OR=0,99), ce qui suggère que pour une augmentation de 100 kg/vache/an, le risque de SLI diminuait de 63%. L'urée mesurée entre avril et septembre est également significative, les élevages présentant une urée supérieure à 247 mg/l ont un risque diminué de SLI par rapport à ceux présentant une urée basse. Bien que les deux populations présentent des facteurs de risque partiellement différents, la population ≥50% VP a été retenue pour les analyses complémentaires pour plusieurs raisons. Premièrement, cette population offre une taille d'échantillon plus importante (25 571 parages contre 18 897), conférant une meilleure puissance statistique pour détecter des associations, notamment pour le modèle génétique dont la population disponible est déjà réduite par la disponibilité des index génétiques. Deuxièmement, les deux

facteurs les plus fortement associés au risque de SLI à savoir le numéro de lactation et la saison sont communs aux deux populations, confirmant la robustesse de ces associations indépendamment du seuil retenu. Troisièmement, le seuil ≥50% VP est moins sélectif et donc moins sujet à un biais de sélection, les résultats étant potentiellement plus généralisables à l'ensemble des élevages de la zone d'étude.

Tableau VIII : Odds Ratios des facteurs de risque de la SLI en lactation, modèle de régression logistique mixte selon le seuil de couverture de parage (2022-2024)

Variable	≥50% VP			≥80% VP		
	OR	IC95%	p-value	OR	IC95%	p-value
Acétonémie			**0,951**			**0,836**
Non	1,00	Référence		1,00	Référence	
Oui	0,99	[0,72 ; 1,37]		1,02	[0,87 ; 1,18]	
% vaches avec TB/TP <1,1			**0,053**			**0,096**
<2	1,00	Référence		1,00	Référence	
2-4	0,61	[0,38 ; 1]		0,83	[0,63 ; 1,08]	
>4	0,93	[0,5 ; 1,71]		1,06	[0,77 ; 1,46]	
Système fourrager			**0,585**			**0,249**
Foin pâturage	1,00	Référence		1,00	Référence	
EM-EH sans pâturage	0,70	[0,16 ; 3,11]		0,59	[0,33 ; 1,05]	
EM-EH peu pâturage	1,11	[0,34 ; 3,61]		0,77	[0,46 ; 1,27]	
EM-EH/EH-Enrubannage pâturage	0,57	[0,16 ; 2,04]		0,67	[0,36 ; 1,25]	
Production laitière moyenne (kg/vache/305j)	1,00	[1 ; 1]	**0,486**	1,00	[1 ; 1]	**0,950**
Matière Sèche Utile (kg/vache/an)	0,99	[0,99 ; 1]	**0,016**	1,00	[0,99 ; 1]	**0,109**
Numéro de lactation			**0,000**			**0,000**
1	1,00	Référence		1,00	Référence	
2	2,37	[1,67 ; 3,37]		1,47	[1,21 ; 1,77]	
3	2,36	[1,50 ; 3,71]		1,43	[1,17 ; 1,75]	
4+	1,43	[0,82 ; 2,49]		0,89	[0,73 ; 1,08]	
% vaches avec TB/TP >1,4	0,76	[0,38 ; 1,51]	**0,437**	0,59	[0,41 ; 0,85]	**0,004**
Saison			**0,000**			**0,006**
Hiver	1,00	Référence		1,00	Référence	
Automne	1,87	[1,34 ; 2,60]		1,26	[1,04 ; 1,53]	
Printemps	0,89	[0,63 ; 1,24]		0,89	[0,73 ; 1,09]	
Été	0,79	[0,53 ; 1,18]		0,91	[0,71 ; 1,17]	
Stade de lactation (jour)			**0,257**			**0,056**
Début 0-30	1,00	Référence		1,00	Référence	
Pic 31-100	0,82	[0,54 ; 1,24]		0,75	[0,59 ; 0,94]	
Milieu 101-200	0,90	[0,59 ; 1,37]		0,74	[0,58 ; 0,94]	
Fin 201-305	1,15	[0,75 ; 1,77]		0,71	[0,55 ; 0,9]	
Tarissement >305	1,20	[0,74 ; 1,94]		0,71	[0,54 ; 0,92]	
% vaches avec TB <30 et >45	1,13	[0,9 ; 1,41]	**0,288**	1,12	[0,99 ; 1,28]	**0,074**
% vaches avec TP <28 si Prim'Holstein ou <29,5 si Montbéliarde	1,01	[0,89 ; 1,14]	**0,887**	1,04	[0,98 ; 1,11]	**0,228**
Taille du troupeau (nb animaux présents)	1,00	[0,99 ; 1,01]		1,00	[1 ; 1]	**0,859**
Type de logement			**0,727**			**0,008**
Logette	1,00	Référence		1,00	Référence	
Aire paillée	1,47	[0,54 ; 3,98]		1,49	[1,07 ; 2,09]	
Étable entravée	0,93	[0,18 ; 4,84]		0,73	[0,48 ; 1,12]	
Urée 0-100j avr-sept (mg/l)			**0,005**			**0,335**
<247	1,00	Référence		1,00	Référence	
247-278	0,55	[0,33 ; 0,91]		0,78	[0,57 ; 1,05]	
278-320	0,50	[0,28 ; 0,91]		0,75	[0,53 ; 1,04]	
>320	0,32	[0,17 ; 0,59]		0,78	[0,56 ; 1,11]	
Urée 0-100j oct-mars (mg/l)	1,00	[1 ; 1,01]	**0,394**	1,00	[1 ; 1]	**0,458**
Race			**0,802**			**0,000**
Montbéliarde	1,00	Référence		1,00	Référence	

Variable	≥50% VP			≥80% VP		
	OR	IC95%	p-value	OR	IC95%	p-value
Croisé	0,31	[0 ; 19,22]		0,54	[0,26 ; 1,1]	
Prim'Holstein	0,61	[0,06 ; 6,2]		0,36	[0,22 ; 0,59]	
Âge au 1er vêlage (mois)	1,00	[0,98 ; 1,02]	**0,958**	1,00	[0,99 ; 1,01]	**0,889**

OR : Odds Ratio, IC95% : Intervalle de Confiance à 95%. Référence : modalité de référence (OR = 1).

4.5. Apport des index génétiques dans l'analyse des facteurs de risque de la SLI

L'Annexe 5 présente les résultats du modèle de régression logistique mixte ajusté sur la sous-population disposant d'index génétiques (n = 7 304 parages, race Montbéliarde). Aucun des index génétiques inclus ne présente d'association significative avec le risque de SLI. Toutes choses égales par ailleurs, le numéro de lactation reste le facteur le plus fortement associé au risque de SLI, confirmant les résultats du modèle principal. Bien que l'interaction entre l'acétonémie et le système fourrager améliore le modèle sur le critère AIC (Delta AIC = 50,2), ses modalités présentent des intervalles de confiance très larges ne permettant pas de conclure à une association significative.

4.6. Approche bayésienne de l'analyse des facteurs de risque de la SLI

Le Tableau IX présente les résultats du modèle bayésien à effets mixtes ajusté sur la population ≥50% VP. Le modèle a bien convergé (R-hat = 1,00 pour tous les paramètres) et reproduit fidèlement les données observées (proportion de parage cas simulée = 5,96% vs observée = 5,95%). Les résultats complètent ceux du modèle fréquentiste. Le numéro de lactation reste le facteur le plus fortement associé au risque de SLI : les vaches en 2ème et 3ème lactation avaient un odds/risque plus élevé que les primipares (OR = 1,70 ; ICr95% [1,40 ; 2,08] et OR = 1,60 ; ICr95% [1,28 ; 1,99]). De même, la saison automne et le type de logement en aire paillée étaient associés à des odds plus élevés de SLI, leurs ICr95 % étant entièrement supérieurs à 1 (OR = 1,40 ; ICr95% [1,15 ; 1,72] et OR = 1,72 ; ICr95% [1,21 ; 2,45]. Les vaches croisées et Prim'Holstein présentaient des odds de SLI plus faibles que les vaches Montbéliardes (OR=0,42 [0,21 ; 0,82] et OR=0,30 [0,18 ; 0,49]). À l'inverse, une proportion élevée de vaches avec un rapport TB/TP > 1,4 et le système EM-EH sans pâturage sont associés à une diminution du risque de SLI. Le modèle bayésien met par ailleurs en évidence le stade de lactation comme un autre facteur associé au risque de SLI : les vaches au pic, en milieu, en fin de lactation et au tarissement ont un risque inférieur par rapport aux vaches en début de lactation. Les résultats étaient robustes au choix des distributions a priori : des priors plus larges ou plus étroits conduisaient aux mêmes conclusions, indiquant une faible sensibilité des estimations au choix des distributions a priori.

Tableau IX : Facteurs de risque de la SLI estimés par modélisation bayésienne à effets mixtes (population ≥50% VP, 2022-2024)

Variable	OR	ICr95%
Acétonémie		
Non	1,00	Référence
Oui	1,06	[0,91 ; 1,25]
% vaches avec TB/TP <1,1		
<2	1,00	Référence

Variable	OR	ICr95%
2-4	0,78	[0,59 ; 1,04]
>4	1,00	[0,72 ; 1,42]
Système fourrager		
Foin pâturage	1,00	Référence
EM-EH/EH-Enrubannage pâturage	0,87	[0,54 ; 1,41]
EM-EH sans pâturage	0,50	[0,28 ; 0,89]
EM-EH peu de pâturage	0,74	[0,46 ; 1,18]
Production laitière moyenne (kg/vache/305j)	1,00	[1 ; 1]
Matière Sèche Utile (kg/vache/an)	1,00	[0,99 ; 1]
Numéro de lactation		
1	1,00	Référence
2	1,70	[1,40 ; 2,08]
3	1,60	[1,28 ; 1,99]
4+	0,87	[0,71 ; 1,08]
% vaches TB/TP > 1,4	0,60	[0,43 ; 0,82]
Saison		
Hiver	1,00	Référence
Automne	1,40	[1,15 ; 1,72]
Printemps	0,88	[0,72 ; 1,09]
Été	0,88	[0,67 ; 1,13]
Stade de lactation (jour)		
Début 0-30	1,00	Référence
Pic 31-100	0,77	[0,60 ; 0,98]
Milieu 101-200	0,72	[0,56 ; 0,92]
Fin 201-305	0,69	[0,54 ; 0,89]
Tarissement >305	0,66	[0,50 ; 0,88]
% vaches avec TB <30 et >45	1,10	[0,97 ; 1,25]
% vaches avec TP <28 si Prim'Holstein ou <29,5 si Montbéliarde	1,03	[0,96 ; 1,11]
Taille du troupeau (nombre animaux présents)	1,00	[1 ; 1,01]
Type de logement		
Logette	1,00	Référence
Aire paillée	1,72	[1,21 ; 2,45]
Étable entravée	0,78	[0,48 ; 1,25]
Urée 0-100j avr-sept (mg/l)		
<247	1,00	Référence
247-278	0,94	[0,71 ; 1,25]
278-320	0,89	[0,65 ; 1,22]
>320	0,83	[0,58 ; 1,17]
Race		
Montbéliarde	1,00	Référence
Croisé	0,42	[0,21 ; 0,82]
Prim'Holstein	0,30	[0,18 ; 0,49]
Urée 0-100j oct-mars (mg/l)	1,00	[1 ; 1]
Âge au 1er vêlage (mois)	1,00	[0,99 ; 1,01]

OR : Odds Ratio bayésien (médiane de la distribution a posteriori), ICr95% : Intervalle de Crédibilité à 95%. Référence : modalité de référence (OR = 1).

4.7. Résultats de l'analyse par Random Forest

La Figure 4 présente le classement des variables selon leur importance dans le modèle Random Forest. Plus l'importance est élevée, plus la variable contribue à la prédiction de la probabilité de SLI. Les variables de production laitière et de troupeau dominent le classement : la MSU, la production laitière moyenne et le pourcentage de vaches avec un TB <30 et >45 sont les trois variables les plus importantes, suivies du pourcentage de vaches présentant un rapport TB/TP > 1,4 et de la taille du troupeau. La saison et le système fourrager présentent une importance modérée, en cohérence avec leur association avec la survenue de SLI observée dans les modèles de régression. En revanche, le numéro de lactation qui

présentait l'association la plus forte avec la survenue de SLI dans les modèles fréquentiste et bayésien, ressort parmi les variables les moins importantes dans le Random Forest, de même que la race, le stade de lactation, le type de logement et l'acétonémie. La validation croisée répétée confirme la robustesse du classement d'importance, avec des coefficients de variation inférieurs à 20% pour la majorité des variables.

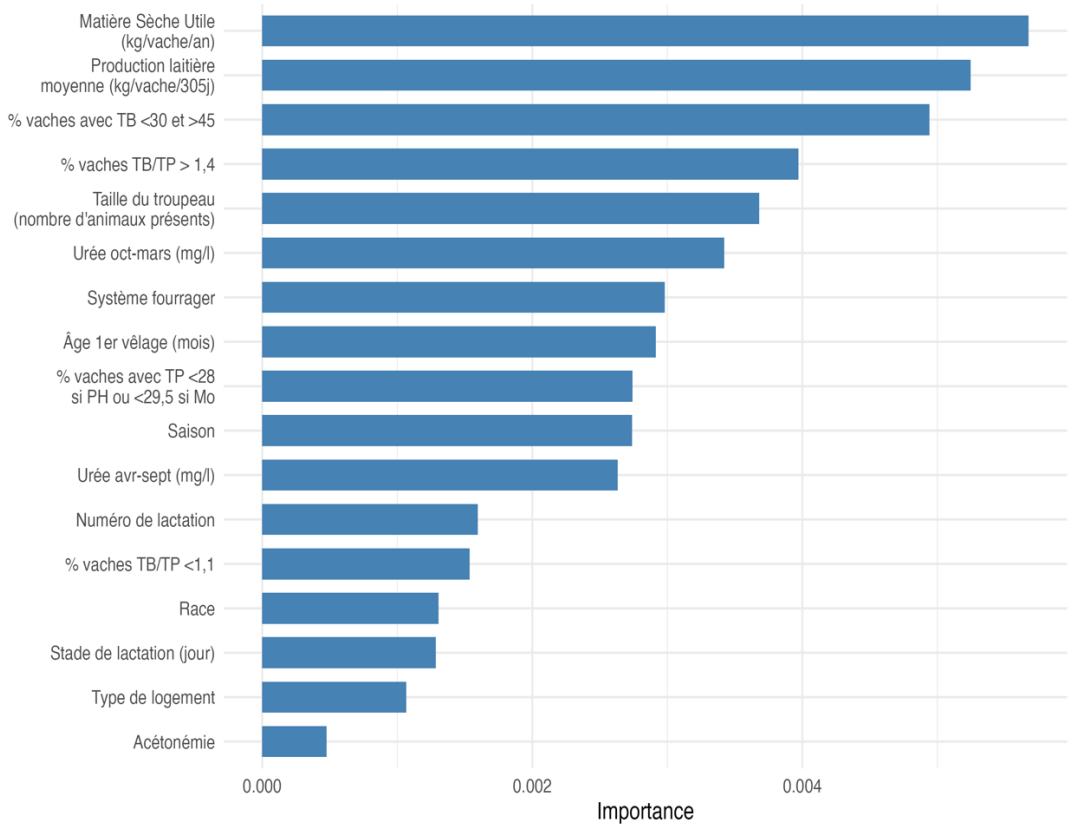


Figure 4 : Classement des variables selon leur importance dans le modèle Random Forest (population ≥50% VP, 2022-2024)

L'analyse des effets locaux accumulés (Figure 5) confirme globalement les associations identifiées dans les modèles paramétriques. La MSU et le pourcentage de vaches avec TB/TP > 1,4 présentent des relations non linéaires avec des contributions négatives aux valeurs élevées. L'automne, l'aire paillée et l'étable entravée présentent les contributions positives les plus marquées pour leurs variables respectives. Les urées élevées (>247 mg/l) et la race Prim'Holstein présentent des contributions négatives, similaires avec les modèles précédents. Le numéro de lactation montre un effet non monotone avec une contribution maximale en 2ème lactation et négative à partir de la 4ème. Le système foin-pâturage présente la contribution négative la plus marquée, tandis que le système EM-EH/EH-Enrubannage avec pâturage présente la contribution positive la plus élevée.

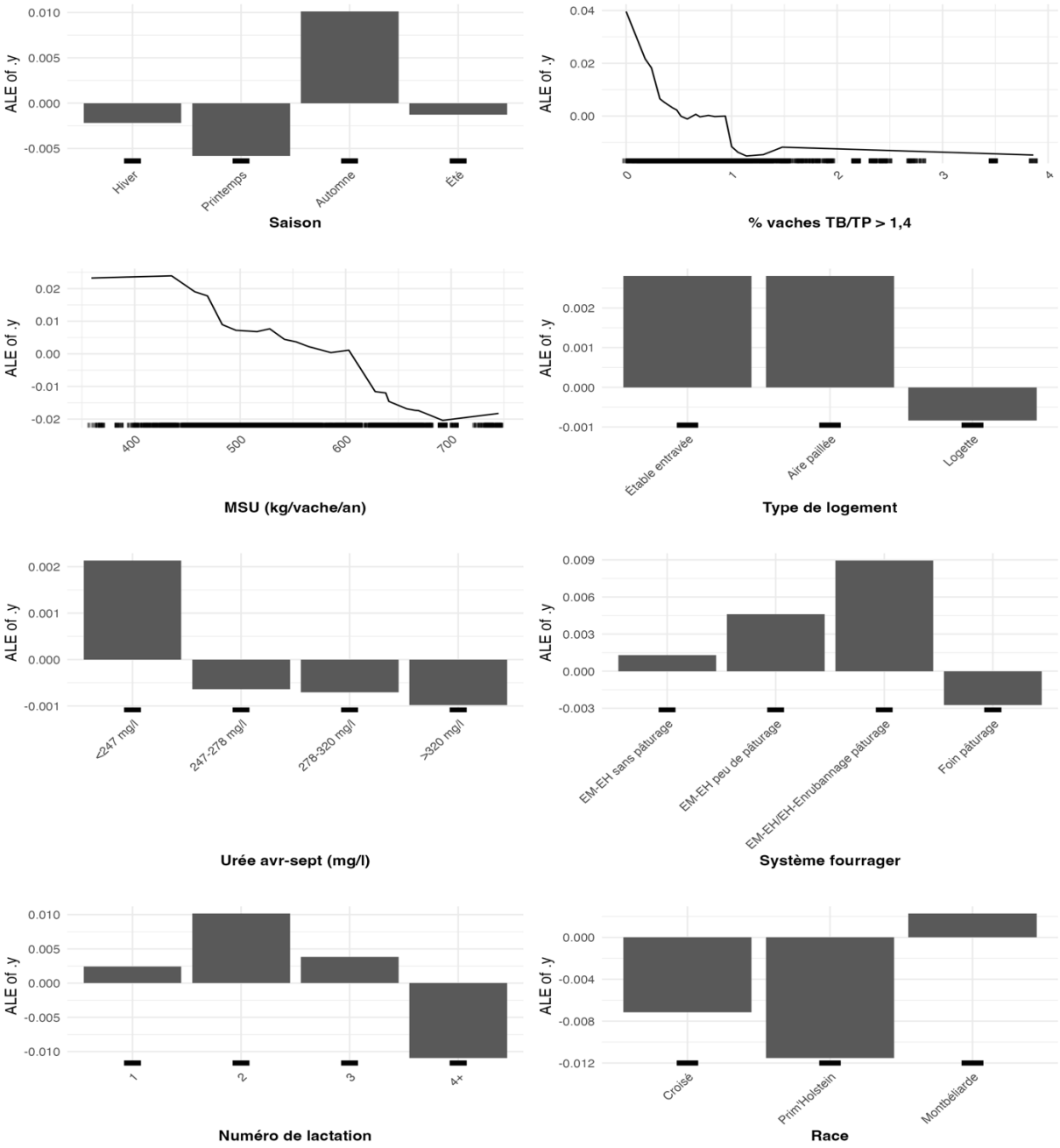


Figure 5 : Relations entre les principales variables et le risque prédit de SLI par effets locaux accumulés (ALE) sur la population ≥50% VP, 2022-2024

4.8. Comparaison et complémentarité des trois approches statistiques

Le Tableau X confronte les résultats des trois approches statistiques pour les variables identifiées. Le numéro de lactation et la saison sont les deux seules variables confirmées par les trois approches, renforçant la robustesse de ces associations. Leur rang modéré dans le Random Forest (12ème et 10ème) s'explique par le fait que ce dernier ne modélise pas la structure hiérarchique des données et favorise les variables de production variant davantage entre élevages. Le stade de lactation et le système fourrager ressortent uniquement dans le modèle bayésien, illustrant sa capacité à détecter des associations que le test de Wald au seuil de 5% ne capture pas. Le type de logement, le rapport TB/TP > 1,4 et la race sont identifiés dans le modèle bayésien et le modèle fréquentiste au seuil ≥80% VP, suggérant que ces

associations sont plus détectables dans une population mieux couverte par le parage. Les estimations des composantes de variance des effets aléatoires diffèrent sensiblement entre les deux approches. La variance au niveau vache est nettement plus élevée dans le modèle fréquentiste (σ = 8,97) que dans le modèle bayésien (σ = 2,02 ; ICr95% [1,83 ; 2,23]), tandis que la variance au niveau élevage est quasi nulle en fréquentiste (σ = 0,017) mais bien estimée en bayésien (σ = 0,76 ; ICr95% [0,62 ; 0,91]). La variance du pareur, estimée uniquement dans le modèle bayésien, présente un intervalle de crédibilité plus large (σ = 0,78 ; ICr95% [0,35 ; 1,60]), reflétant l'incertitude liée au faible nombre de pareurs (n = 7). Ces différences illustrent l'apport des distributions a priori pour stabiliser les estimations dans un contexte où le modèle fréquentiste peine à distinguer la variabilité individuelle de la variabilité inter-élevages.

Tableau X : Synthèse des facteurs de risque de la SLI selon les trois approches statistiques (population ≥50% VP, 2022-2024)

	Approches statistiques			
Variable	**Modèle de régression logistique mixte**		**Modèle bayésien**	**Random Forest (**rang d'importance**)**
	≥50% VP	**≥80% VP**		
Numéro de lactation	*	*	*	12ème
Stade de lactation			*	15ème
Saison	*	*	*	10ème
Type de logement		*	*	16ème
Système fourrager			*	7ème
% vaches TB/TP > 1,4		*	*	4ème
Race		*	*	14ème
MSU	*			1er
Urée avr-sept	*			11ème

** : association significative (fréquentiste, p < 0,05) ou crédible (bayésien, ICr95% excluant 1).*

5. Discussion & Conclusion

Cette étude est, à notre connaissance, la première à analyser les facteurs de risque de la SLI en lactation dans les élevages laitiers de l'Est de la France à partir d'un modèle multivarié, combinant trois approches statistiques complémentaires. Elle s'inscrit dans la continuité directe des travaux de Blanc (2025), dont la thèse a établi l'importance épidémiologique de la SLI dans cette région et identifié, par analyse bivariée, des pistes de facteurs de risque méritant d'être confirmées par une analyse multivariée, ce que la présente étude accomplit. L'incidence individuelle annuelle de la SLI dans notre population (8,4%) parmi les lactations à risque sur la période 2022-2024, seuil ≥50% VP est cohérente avec les estimations rapportées par Blanc (2025) sur la même zone géographique entre 2021 et 2024, qui rapportait des incidences individuelles de l'ordre de 6 à 9% selon le seuil de couverture de parage retenu [5]. Les comparaisons directes avec la littérature sont difficiles car peu d'études se sont intéressées spécifiquement à la SLI. La plupart des travaux disponibles portent sur les lésions de la ligne blanche

dans leur ensemble (white line disease, WLD). Notre incidence doit par ailleurs être interprétée dans son contexte méthodologique : elle est calculée en lactation, ce qui diffère des prévalences transversales calculées à la visite de parage dans la plupart des études. À l'échelle inter-troupeau, l'incidence de la SLI dans notre étude (91,6% [87,2 ; 94,5] des élevages sur la période 2022-2024) confirme que cette lésion est fortement présente dans les troupeaux laitiers de l'Est de la France, résultat parfaitement cohérent avec l'estimation [80% à 90%] de Blanc (2025). L'étude de Somers et O'Grady (2015) a fait la même observation en ce qui concerne les lésions de la ligne blanche en rapportant la présence des lésions de la ligne blanche dans la majorité des élevages [6]. Le numéro de lactation constituait le facteur le plus fortement associé au risque de survenue de SLI dans notre étude. Cette association était retrouvée de manière concordante dans les modèles de régression fréquentiste et bayésien. Les vaches en 2ème et 3ème lactation présentent un risque plus élevé que les primipares. Le numéro de lactation était également retrouvé dans le Random Forest, mais à un rang d'importance modérée (12è sur 17).Ce résultat est cohérent avec la littérature sur la boiterie bovine : Murphy et al. (2019), dans une étude multivariée sur 10 élevages, ont rapporté des OR de 1,52 et 3,92 pour les parités 2 et 3 respectivement [7]; Oehm et al. (2019), dans une méta-analyse, ont estimé respectivement un odds ratio de 1,63 et 2,46 pour les vaches de parité 3 et 4+ par rapport aux primipares [8]. Bien que ces études portent sur la boiterie en général et non la SLI spécifiquement, elles confirment l'augmentation du risque podale avec la parité. Il est notable que, malgré cette association forte, le numéro de lactation n'arrive qu'en 12ème position dans le classement du Random Forest ; ce qui illustre une distinction importante entre les approches : les modèles paramétriques estiment l'effet propre de la parité en contrôlant les autres variables, révélant un effet conditionnel fort sur le risque individuel ; le Random Forest, lui, mesure la contribution globale de cette variable à la performance prédictive globale du modèle. La saison automne est associée à un risque augmenté de SLI dans les modèles de régression fréquentiste et bayésien. Des variations saisonnières de l'incidence des lésions de la ligne blanche ont été rapportées dans la littérature, bien que les saisons à risque diffèrent selon les contextes. Sanders et al. (2009) ont observé un pic du taux d'incidence des WLD pendant la période estivale [9]. L'effet automne dans notre étude pourrait s'expliquer par les transitions saisonnières liées à la rentrée en stabulation après la période de pâturage estival, pouvant entrainer des changements alimentaires et des modifications des surfaces de déplacement susceptibles d'altérer la qualité de la corne. Au-delà de ces associations retrouvées dans les 2 modèles de régression, l'analyse bayésienne a mis en évidence plusieurs associations supplémentaires. Le logement en aire paillée présentait une association crédible avec un risque augmenté de SLI par rapport aux logettes (OR = 1,72 ; ICr95% [1,21 ; 2,45]). Ce résultat apparaît comme contre-intuitif car les systèmes à litière sont généralement perçus comme plus favorables au bien-être podal. Une étude a montré que les systèmes à litière profonde étaient associés à la plus faible prévalence de maladies podales par rapport aux logettes et aux stabulations entravées [10]. Barker et al. (2009) ont quant à eux montré que les sols en béton plein rainuré dans les cours et ruelles augmentaient le risque de WLD, suggérant que la nature des surfaces de déplacement prime sur le type de logement seul [11]. Dans notre étude, ce résultat pourrait refléter

des facteurs de confusion non mesurés : la qualité de l'entretien de la litière, la densité animale et les pratiques de curage varient considérablement entre élevages et n'étaient pas renseignés dans notre base de données. Une aire paillée mal entretenue, humide et souillée, pourrait représenter un environnement plus délétère pour la corne qu'une logette bien entretenue. Ce résultat suggère l'importance de considérer la qualité de gestion du logement plutôt que son type seul. Le pourcentage de vaches présentant un rapport TB/TP > 1,4 était associé à une diminution du risque de SLI dans le modèle bayésien. Ce résultat est inattendu car un rapport TB/TP élevé est interprété comme un indicateur de déficit énergétique. Une étude a montré que les corrélations génétiques entre le rapport TB/TP et les maladies des onglons étaient généralement faibles et peu significatives, suggérant que la relation entre bilan énergétique et santé podale est complexe et contexte-dépendante [12]. Nielsen et al. (2013) ont rapporté que les élevages à faible incidence de maladies liées au déficit énergétique présentaient une prévalence faible de lésions podales [13]. On peut expliquer le résultat de notre étude par le fait que les troupeaux avec un rapport TB/TP élevé pourraient adopter des pratiques alimentaires limitant les apports en concentrés, réduisant ainsi le risque d'acidose, facteur de risque reconnu pour les lésions de la ligne blanche [14]. Le système EM-EH sans pâturage est associé à une diminution du risque de SLI par rapport au système foin-pâturage dans notre modèle bayésien (OR = 0,50 ; ICr95% [0,28 ; 0,89]). Ce résultat est cohérent avec les observations de Barker et al. (2009) qui ont montré que les vaches alternant pâturage le jour et stabulation la nuit présentaient un risque accru de WLD par rapport aux vaches maintenues en stabulation permanente. Les auteurs proposent plusieurs mécanismes susceptibles d'expliquer cette association : le ramollissement de la corne par l'humidité des pâturages et l'usure accrue liée aux déplacements sur béton lors des transitions. Fürmann et al. (2024) ont également rapporté que les vaches parées pendant la période de pâturage présentaient un risque plus élevé de WLD que celles parées pendant la période de stabulation [15]. La race Prim'Holstein présentait une association crédible avec un risque diminué de SLI par rapport à la Montbéliarde, la même association était obtenue pour les croisées. Kujala et al. (2010) ont rapporté que les vaches Holstein présentaient des odds plus élevés de WLD rapport aux vaches Ayrshire dans des élevages [16]. L'étude de Fürmann et al. (2024) a montré que les élevages à prédominance Holstein-Friesian avaient un risque plus élevé de dermatite digitale que les autres races, bien que la SLI ne soit pas distinguée dans cette étude. Contrairement aux associations identifiées par Blanc (2025) en analyse bivariée pour certains index élémentaires de santé du pied, aucun index génétique ne présente d'association significative dans notre modèle multivarié à effets mixtes. Cette divergence pourrait s'expliquer par la divergence des approches statistiques utilisées.

Cette étude présente plusieurs forces méthodologiques notables. La taille de l'échantillon est parmi les plus importantes rapportées pour l'étude spécifique de la SLI, conférant une puissance statistique élevée pour détecter les associations étudiées. La structure hiérarchique des données était correctement prise en compte par les modèles paramétriques intégrant des effets aléatoires à trois niveaux (vache, élevage, pareur), permettant d'estimer les associations tout en contrôlant l'hétérogénéité inter-élevages et inter-

individuelle. Plusieurs précautions méthodologiques ont été appliquées avant les modélisations : vérification de la linéarité, gestion de la colinéarité et validation des modèles. La combinaison de trois approches statistiques complémentaires, la régression logistique mixte, le modèle bayésien et le Random Forest, avait permis de confronter les résultats obtenus selon des cadres méthodologiques différents : la régression logistique mixte constituait l'analyse principale, complétée par une approche bayésienne et une méthode de Random Forest. Plusieurs limites doivent cependant être mentionnées. Sur le plan statistique, la forte variance des effets aléatoires au niveau individuel, reflétant une hétérogénéité importante de susceptibilité entre vaches non expliquée par les variables mesurées, se traduit par une non-normalité marquée des effets aléatoires à ce niveau (W de Shapiro ≈ 0,44 ; $p < 0,001$). Les effets aléatoires au niveau élevage présentent une déviation à la normalité moins marquée (W ≈ 0,87 ; $p < 0,001$), tandis que l'effet aléatoire pareur doit être interprété avec prudence en raison du faible nombre de pareurs inclus dans l'étude (n = 7), qui limite la fiabilité du test de Shapiro-Wilk et la précision de l'estimation de cette composante de variance. Ces limites, n'invalident pas les estimations des effets fixes mais doivent être signalées. Un biais de sélection inhérent aux données de parage existait : seules les vaches parées lors d'un chantier répondant aux critères d'inclusion (≥50% VP) étaient représentées, ce qui a pu conduire à une sous-estimation de l'incidence réelle de la SLI. Par ailleurs, l'absence de variables potentiellement importantes comme la qualité et fréquence du curage des couloirs, profondeur et humidité de la litière, antécédents podaux individuels, constitue une source de variation non contrôlée qui contribue au faible pseudo R^2 marginal observé ($R^2m \approx 2\%$). Enfin, le Random Forest ne modélisant pas la structure hiérarchique des données, les résultats d'importance des variables doivent être interprétés avec prudence : les variables de troupeau (MSU, production laitière, taille du troupeau) pourraient voir leur importance surestimée, tandis que les variables individuelles (numéro de lactation, stade de lactation) pourraient être sous-estimées. Le modèle bayésien, bien que robuste dans ses conclusions (analyse de sensibilité aux priors confirmant la stabilité des résultats), partage les mêmes limites structurelles que le modèle de régression logistique mixte.

Cette étude ouvre plusieurs perspectives pour approfondir la compréhension des déterminants de la SLI. À court terme, l'enrichissement de la base de données par des variables non disponibles dans les sources actuelles notamment la qualité et fréquence du curage des couloirs, profondeur et humidité de la litière, antécédents podaux individuels, les conditions de pâturage (qualité des chemins d'accès, distances parcourues) et les données météorologiques locales, permettrait d'expliquer une part plus importante de la variabilité du risque et d'affiner les associations identifiées. Une étude de type cas-témoins au niveau troupeau, comparant les pratiques d'élevage dans les cheptels les plus et les moins touchés par la SLI, représenterait une approche complémentaire précieuse. Une analyse par Random Forest sur la sous-population génétique permettrait d'explorer les formes des associations entre index génétiques et risque de SLI, et de vérifier si l'hypothèse de linéarité du modèle logistique est une bonne approximation. À long terme, l'extension de l'étude à d'autres zones géographiques et à d'autres races permettrait d'évaluer

la généralisation des facteurs de risque identifiés. Enfin, un suivi longitudinal des élevages permettrait d'étudier l'impact d'interventions ciblées sur les facteurs de risque modifiables comme les pratiques de logement, le système fourrager et la gestion des transitions saisonnières. En conclusion, cette étude constitue une première combinant trois approches statistiques complémentaires. Elle a permis d'identifier des facteurs de risque de cette lésion et de confronter ces résultats selon trois approches statistiques complémentaires. Ces résultats soulignent la nécessité de collecter des données plus détaillées sur les pratiques d'élevage pour progresser dans la compréhension et la prévention de la SLI.

La combinaison des trois approches statistiques constitue en elle-même un apport méthodologique de cette étude. La régression logistique mixte fréquentiste représente le modèle de référence pour estimer les associations ajustées entre les facteurs étudiés et le risque de SLI, toutes choses égales par ailleurs. L'approche bayésienne apporte une estimation probabiliste des paramètres via la distribution a posteriori, offrant une quantification plus directe de l'incertitude que le test de Wald et permettant de détecter des associations crédibles que le seuil de significativité de 5% ne capture pas ; l'analyse de sensibilité aux priors a confirmé la robustesse des résultats au choix des distributions a priori. Le Random Forest apporte une perspective complémentaire, davantage orientée vers la hiérarchisation des variables selon leur contribution globale à la variabilité du risque, sans hypothèse paramétrique sur la forme des relations. La concordance des trois approches sur le numéro de lactation et la saison renforce la cohérence des résultats et la robustesse de ces associations. Les divergences observées notamment sur l'importance relative des variables de production dans le Random Forest ne traduisent pas des contradictions mais reflètent le fait que chaque méthode répond à une question statistique différente : effet conditionnel ajusté pour les modèles de régression, contribution marginale globale pour le Random Forest. Concernant la comparaison entre modèles fréquentiste et bayésien, les deux approches produisent des estimations des associations dans des directions similaires, mais diffèrent dans leur quantification de l'incertitude : le test de Wald repose sur une approximation asymptotique, tandis que le modèle bayésien fournit une distribution complète de chaque paramètre. Ces éléments soulignent l'intérêt d'une interprétation conjointe et prudente des résultats issus des trois approches. En conclusion, cette étude révèle le rôle du numéro de lactation et de la saison comme facteurs les plus robustement associés au risque de SLI.

Bibliographie

1. Thomsen PT, Shearer JK, Houe H. Prevalence of lameness in dairy cows: A literature review. The Veterinary Journal. 2023;295:105975. https://doi.org/10.1016/j.tvjl.2023.105975

2. Dolecheck K, Bewley J. Animal board invited review: Dairy cow lameness expenditures, losses and total cost. animal. 2018;12:1462-74. https://doi.org/10.1017/S1751731118000575

3. Whay HR, Shearer JK. The Impact of Lameness on Welfare of the Dairy Cow. Veterinary Clinics: Food Animal Practice. Elsevier; 2017;33:153-64. https://doi.org/10.1016/j.cvfa.2017.02.008

4. Laschinger J, Furtner A-L, Fuerst-Waltl B, Pesenhofer R, Kofler J. Associations Between Locomotion Scores and Specific Claw Lesions in Dairy Cows from Digital Dermatitis-Infected Herds. Animals. Multidisciplinary Digital Publishing Institute; 2025;15:2793. https://doi.org/10.3390/ani15192793

5. Blanc N. Incidence et facteurs de risque de seime longitudinale interne chez les bovins dans l'Est de la France. [Nantes]: Université de Nantes, UFR de Médecine; 2025.

6. Somers J, O'Grady L. Foot lesions in lame cows on 10 dairy farms in Ireland. Ir Vet J. 2015;68:10. https://doi.org/10.1186/s13620-015-0039-0

7. Somers JR, Huxley JN, Doherty ML, O'Grady LE. Routine Herd Health Data as Cow-Based Risk Factors Associated with Lameness in Pasture-Based, Spring Calving Irish Dairy Cows. Animals. Multidisciplinary Digital Publishing Institute; 2019;9:204. https://doi.org/10.3390/ani9050204

8. Oehm AW, Knubben-Schweizer G, Rieger A, Stoll A, Hartnack S. A systematic review and meta-analyses of risk factors associated with lameness in dairy cows. BMC Vet Res. 2019;15:346. https://doi.org/10.1186/s12917-019-2095-2

9. Sanders AH, Shearer JK, De Vries A. Seasonal incidence of lameness and risk factors associated with thin soles, white line disease, ulcers, and sole punctures in dairy cattle. Journal of Dairy Science. 2009;92:3165-74. https://doi.org/10.3168/jds.2008-1799

10. Witkowska D, Ponieważ A. The Effect of Housing System on Disease Prevalence and Productive Lifespan of Dairy Herds—A Case Study. Animals. Multidisciplinary Digital Publishing Institute; 2022;12:1610. https://doi.org/10.3390/ani12131610

11. Barker ZE, Amory JR, Wright JL, Mason SA, Blowey RW, Green LE. Risk factors for increased rates of sole ulcers, white line disease, and digital dermatitis in dairy cattle from twenty-seven farms in England and Wales. Journal of Dairy Science. 2009;92:1971-8. https://doi.org/10.3168/jds.2008-1590

12. Buttchereit N, Stamer E, Junge W, Thaller G. Genetic parameters for energy balance, fat /protein ratio, body condition score and disease traits in German Holstein cows. Journal of Animal Breeding and Genetics. 2012;129:280-8. https://doi.org/10.1111/j.1439-0388.2011.00976.x

13. Nielsen C, Stengärde L, Bergsten C, Emanuelson U. Relationship between herd-level incidence rate of energy-related postpartum diseases, general risk factors and claw lesions in individual dairy cows recorded at maintenance claw trimming. Acta Vet Scand. 2013;55:55. https://doi.org/10.1186/1751-0147-55-55

14. Nocek JE. Bovine Acidosis: Implications on Laminitis. Journal of Dairy Science. 1997;80:1005-28. https://doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(97)76026-0

15. Fürmann A, Syring C, Becker J, Sarbach A, Weber J, Welham Ruiters M, et al. Prevalence of Painful Lesions of the Digits and Risk Factors Associated with Digital Dermatitis, Ulcers and White Line Disease on Swiss Cattle Farms. Animals. Multidisciplinary Digital Publishing Institute; 2024;14:153. https://doi.org/10.3390/ani14010153

16. Kujala M, Dohoo IR, Soveri T. White-line disease and haemorrhages in hooves of Finnish dairy cattle. Preventive Veterinary Medicine. 2010;94:18-27. https://doi.org/10.1016/j.prevetmed.2009.12.006

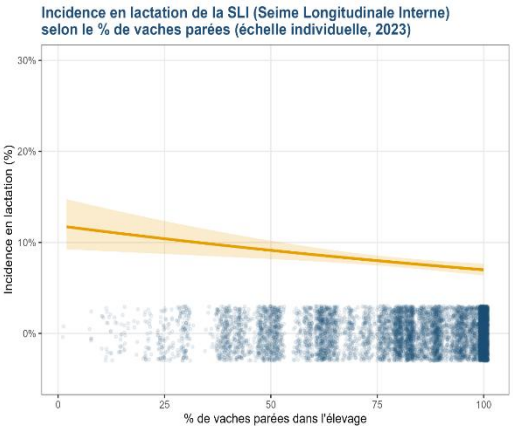
Déclaration sur l'usage de l'intelligence artificielle

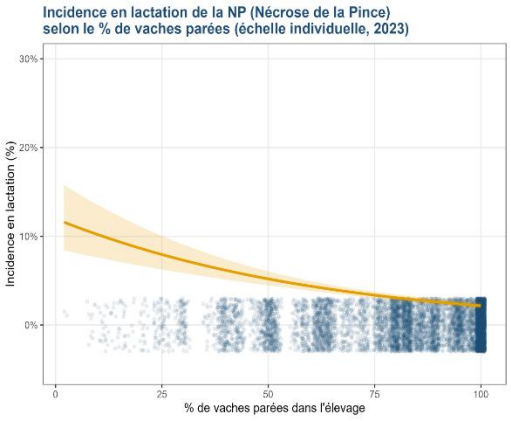
Pour réaliser ce travail, l'outil d'intelligence artificielle générative Claude (Anthropic) a été utilisé pour les tâches suivantes : aide au codage R pour le traitement des données et la modélisation statistique ; aide à la compréhension de méthodes statistiques (modèles bayésiens, Random Forest, courbes ALE) ; aide à la reformulation et à l'amélioration de la clarté de certains paragraphes du mémoire ; et revue de la littérature pour l'identification de références pertinentes. Toutes les références citées ont été vérifiées par l'auteur. Tous les résultats, conclusions, interprétations et décisions scientifiques sont sous la responsabilité de l'auteur et ont fait l'objet d'une validation humaine.

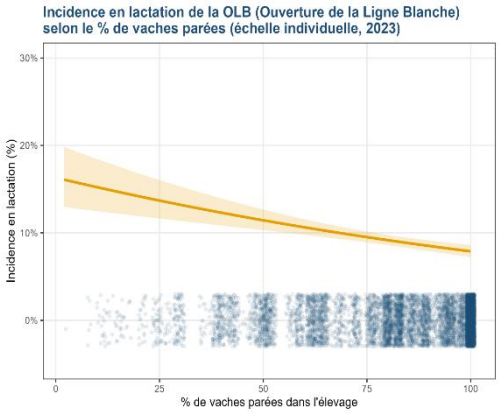
ANNEXES

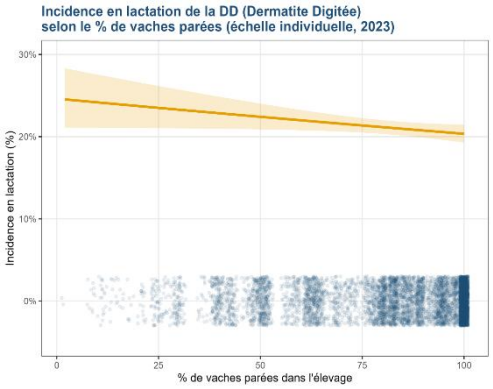
Annexe 1 : Choix et validation du seuil

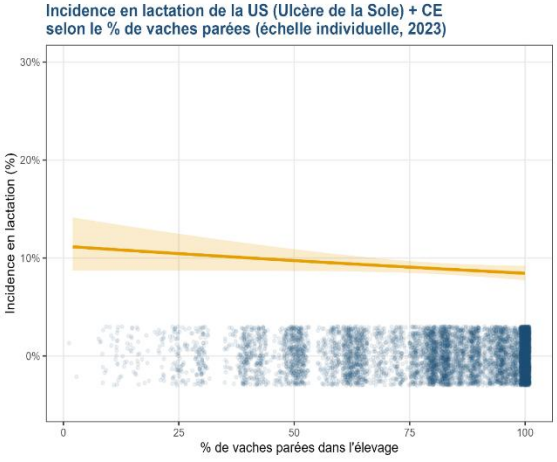
Les figures suivantes présentent l'évolution de l'incidence en lactation de la SLI et des différentes alarm lesions en fonction du pourcentage de vaches parées dans les élevages. Dans l'ensemble, l'influence du pourcentage de vaches parées varie selon la lésion étudiée. L'incidence de la SLI tend à diminuer légèrement lorsque la couverture de parage augmente. Une diminution plus marquée est observée pour la dermatite digitale, la nécrose de la pince et l'ouverture de la ligne blanche, tandis que l'incidence des ulcères de sole et des cerises demeure relativement stable. Au regard de ces résultats, deux seuils de couverture des vaches parées (≥50 % et ≥80 %) ont été retenus pour les analyses suivantes, afin de concilier représentativité des troupeaux et taille de l'échantillon, tout en permettant d'évaluer la robustesse des résultats.









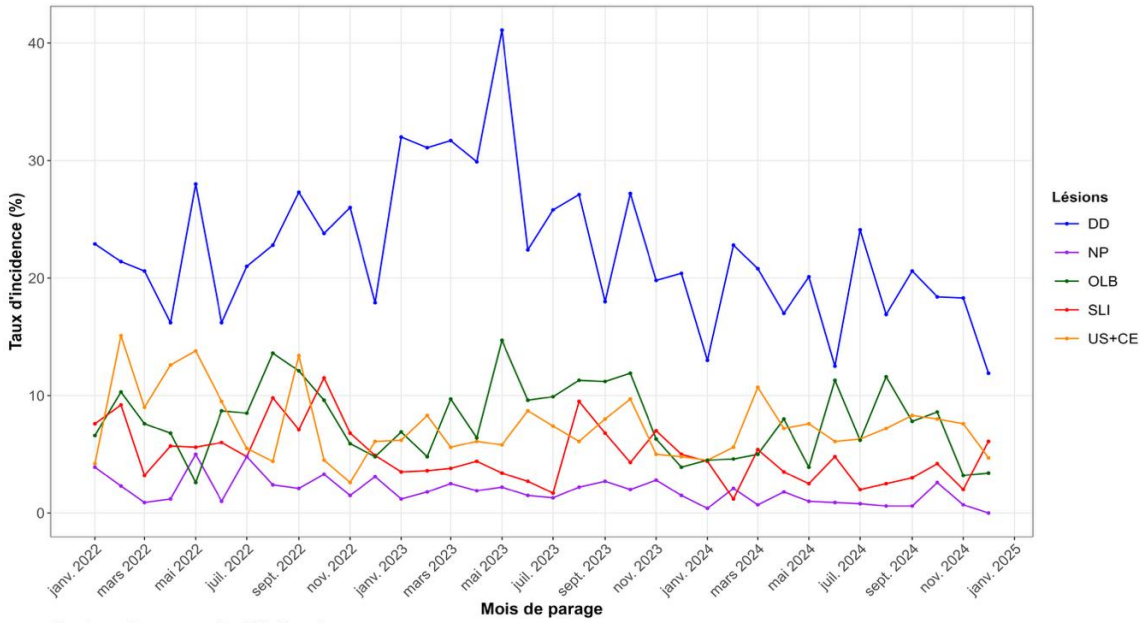


Annexe 2 : Caractéristiques des élevages selon le seuil de couverture de parage et le département (2022-2024)

Variable	≥50% VP Dept 25 N = 333	≥50% VP Dept 70-90 N = 156	≥80% VP Dept 25 N = 245	≥80% VP Dept 70-90 N = 82
Région				
Montagne	18 (6,5%)	4 (5,5%)	14 (6,8%)	0 (0,0%)
Plaine	44 (15,8%)	69 (94,5%)	28 (13,5%)	39 (100,0%)
Semi montagne	216 (77,7%)	0 (0,0%)	165 (79,7%)	0 (0,0%)
Données manquantes	55	83	38	43
Type de logement				
Aire paillée	55 (20,2%)	43 (32,3%)	38 (18,6%)	26 (37,1%)
Etable entravée	58 (21,3%)	3 (2,3%)	44 (21,6%)	3 (4,3%)
Logette	159 (58,5%)	87 (65,4%)	122 (59,8%)	41 (58,6%)
Données manquantes	61	23	41	12
Système fourrager				
Foin pâturage	257 (92,1%)	19 (13,4%)	196 (94,3%)	11 (14,5%)
EM-EH sans pâturage	6 (2,2%)	47 (33,1%)	4 (1,9%)	26 (34,2%)
EM-EH peu de pâturage	10 (3,6%)	38 (26,8%)	7 (3,4%)	25 (32,9%)
EM-EH/EH-Enrubannage	6 (2,2%)	38 (26,7%)	1 (0,5%)	14 (18,4%)
Données manquantes	54	14	37	6
Taille du troupeau (nb animaux présents)	63,0 ± 33,4	88,0 ± 53,6	61,2 ± 31,8	89,0 ± 58,0
Routine de parage*				
1 - Mixte	25 (7,5%)	7 (4,5%)	17 (6,9%)	4 (4,9%)
1 - Principalement 2 pieds	106 (31,8%)	10 (6,4%)	78 (31,8%)	5 (6,1%)
1 - Principalement 4 pieds	19 (5,7%)	15 (9,6%)	16 (6,5%)	9 (11,0%)
2-3 - Mixte	45 (13,5%)	30 (19,2%)	31 (12,7%)	14 (17,1%)
2-3 - Principalement 2 pieds	51 (15,3%)	2 (1,3%)	41 (16,7%)	1 (1,2%)
2-3 - Principalement 4 pieds	31 (9,3%)	42 (26,9%)	22 (9,0%)	22 (26,8%)
4 et + - Mixte	27 (8,1%)	13 (8,3%)	17 (6,9%)	4 (4,9%)
4 et + - Principalement 2 pieds	13 (3,9%)	4 (2,6%)	9 (3,7%)	2 (2,4%)
4 et + - Principalement 4 pieds	16 (4,8%)	33 (21,2%)	14 (5,7%)	21 (25,6%)

Note : *n (%) pour les variables catégorielles ; moyenne ± écart-type pour les variables continues.*
*******Les typologies de routine de parage sont définies par la combinaison du nombre de chantiers par an (1 / 2-3 / 4 et +) et du taux de parage en 4 pieds (Principalement 2 pieds = <20% des animaux / Mixte = 20-80% / Principalement 4 pieds = ≥80%).*

Annexe 3 : Évolution mensuelle de l'incidence en lactation de la SLI et des lésions associées dans les élevages qui parent plus de 80% de vaches avec au moins 4 chantiers par an sur la période 2022 à 2024 (N=41 troupeaux, 4 284 vaches en lactation)



Grades retenus pour la définition des cas :
SLI (Seime Longitudinale Interne) : grades 2-3 ; DD (Dermatite Digitale) : grade 2 ;
US+CE (Ulcère de la Sole + Cerise) : grades 1-2-3 ; NP (Nécrose de la Pince) : grades 1-2-3 ;
OLB (Ouverture de la Ligne Blanche) : grade 3.

L'Annexe 4 décrit la population utilisée pour l'analyse des facteurs de risque au seuil ≥80% VP sur la période 2022-2024, soit 1 130 cas pour 17 767 témoins. Les résultats sont globalement cohérents avec ceux observés au seuil ≥50% VP, avec une grande majorité de variables présentant une différence statistiquement significative entre cas et témoins. Quelques différences méritent néanmoins d'être soulignées par rapport au seuil précédent : l'âge au parage n'est plus significatif à ce seuil, le stade de lactation reste significatif mais avec une p-value plus proche de 0,05.

Annexe 4 : Description de la population utilisée pour l'analyse des facteurs de risque selon le seuil ≥80% de vaches parées sur l'ensemble de la période d'étude (2022-2024)

Variable	Total N = 18897	Témoins N = 17767	Cas N = 1130	p-value
Âge au parage (années)	5,23 ± 2,01	5,23 ± 2,03	5,10 ± 1,78	0,309
Race				<0,001
Croisé	739 (3,9%)	728 (4,1%)	11 (1,0%)	
Montbéliarde	16 060 (85,0%)	14 969 (84,3%)	1 091 (96,5%)	
Prim'Holstein	2 098 (11,1%)	2 070 (11,7%)	28 (2,5%)	
Numéro de lactation				<0,001
1	4 874 (25,8%)	4 619 (26,0%)	255 (22,6%)	
2	4 215 (22,3%)	3 910 (22,0%)	305 (27,0%)	
3	3 596 (19,0%)	3 345 (18,8%)	251 (22,2%)	
4+	6 212 (32,9%)	5 893 (33,2%)	319 (28,2%)	
Stade de lactation (jour)				0,049
Début (0-30)	1 889 (10,0%)	1 752 (9,9%)	137 (12,1%)	
Pic (31-100)	4 656 (24,6%)	4 364 (24,6%)	292 (25,8%)	
Milieu (101-200)	5 296 (28,0%)	4 981 (28,0%)	315 (27,9%)	
Fin (201-305)	4 234 (22,4%)	4 006 (22,5%)	228 (20,2%)	

Variable	Total N = 18897	Témoins N = 17767	Cas N = 1130	p-value
Tarissement (>305)	2 822 (14,9%)	2 664 (15,0%)	158 (14,0%)	
Acétonémie				0,416
Non	12 567 (66,5%)	11 803 (66,4%)	764 (67,6%)	
Oui	6 330 (33,5%)	5 964 (33,6%)	366 (32,4%)	
Saison				<0,001
Printemps	4 560 (24,1%)	4 306 (24,2%)	254 (22,5%)	
Été	2 658 (14,1%)	2 544 (14,3%)	114 (10,1%)	
Automne	4 480 (23,7%)	4 185 (23,6%)	295 (26,1%)	
Hiver	7 199 (38,1%)	6 732 (37,9%)	467 (41,3%)	
Type de logement				<0,001
Aire paillée	3 266 (17,3%)	2 981 (16,8%)	285 (25,2%)	
Étable entravée	1 409 (7,5%)	1 315 (7,4%)	94 (8,3%)	
Logette	14 222 (75,3%)	13 471 (75,8%)	751 (66,5%)	
Système fourrager				<0,001
Foin pâturage	10 992 (58,2%)	10 167 (57,2%)	825 (73,0%)	
EM-EH sans pâturage	4 780 (25,3%)	4 648 (26,2%)	132 (11,7%)	
EM-EH peu de pâturage	2 611 (13,8%)	2 480 (14,0%)	131 (11,6%)	
EM-EH/EH-Enrubannage pâturage	514 (2,7%)	472 (2,7%)	42 (3,7%)	
Département				<0,001
Doubs (25)	11 144 (59,0%)	10 391 (58,5%)	753 (66,6%)	
Haute-Saône - Territoire de Belfort (70-90)	7 753 (41,0%)	7 376 (41,5%)	377 (33,4%)	
Nombre total d'animaux présents	107,27 ± 70,99	108,53 ± 71,87	87,38 ± 51,43	<0,001
Âge au 1er vêlage (mois)	29,20 ± 8,00	29,16 ± 8,01	29,81 ± 7,73	<0,001
Production laitière moyenne (kg/vache/305j)	8 061,06 ± 1 266,53	8 082,50 ± 1 265,34	7 723,96 ± 1 237,70	<0,001
Matière Sèche Utile (kg/vache/an)	573,72 ± 87,00	575,68 ± 86,98	542,97 ± 81,23	<0,001
% vaches avec TP <28 si Prim'Holstein ou <29,5 si Montbéliarde	15,31 ± 8,77	15,26 ± 8,71	16,21 ± 9,69	<0,001
% vaches avec TB <30 et >45	11,80 ± 6,05	11,88 ± 6,07	10,55 ± 5,59	<0,001
% vaches avec rapport TB/TP < 1,1	17,95 ± 8,71	17,85 ± 8,65	19,40 ± 9,46	<0,001
% vaches avec rapport TB/TP > 1,4	3,55 ± 2,21	3,59 ± 2,23	2,94 ± 1,68	<0,001
Urée 0-100j avr-sept (mg/l)	289,20 ± 51,02	288,93 ± 50,96	293,34 ± 51,83	0,002
Urée 0-100j oct-mars (mg/l)	277,44 ± 52,25	277,32 ± 52,30	279,24 ± 51,57	0,337

Note : *N (%) pour les variables catégorielles ; moyenne ± écart-type pour les variables continues. Les p-values sont issues du test du Chi-2 pour les variables catégorielles et du test de Wilcoxon-Mann-Whitney pour les variables continues.*

Annexe 5 : Odds ratios des facteurs de risque de la SLI issus du modèle de régression logistique mixte incluant les index génétiques (population ≥50% VP, 2022 à 2024, n = 7 304 parages)

Variable	OR	IC95%	p-value
Acétonémie			
Non	1,00	Référence	
Oui	1,46	[0,74 ; 2,91]	0,277
Système fourrager			
Foin pâturage	1,00	Référence	
EM-EH sans pâturage	0,15	[0 ; 20,31]	0,446
EM-EH peu de pâturage	0,72	[0,04 ; 11,61]	0,818
EM-EH/EH-Enrubannage pâturage	0,87	[0,04 ; 19,86]	0,929
Acétonémie x Système fourrager			
Oui x EM-EH sans pâturage	6,86	[0,14 ; 337,01]	0,333
Oui x EM-EH peu de pâturage	0,82	[0,21 ; 3,18]	0,770
Oui x EM-EH/EH-Enrubannage pâturage	0,28	[0,02 ; 3,37]	0,318
% vaches avec TB/TP <1,1			

Variable	OR	IC95%	p-value
<2	1,00	Référence	
2-4	0,38	[0,16 ; 0,91]	0,030
>4	0,63	[0,23 ; 1,73]	0,371
Index ER			
<-0,4	1,00	Référence	
-0,4-0	1,46	[0,06 ; 36,73]	0,819
0-0,4	1,66	[0,06 ; 46,25]	0,765
>0,4	1,63	[0,04 ; 70,05]	0,798
Index BLC	1,04	[0,03 ; 39,09]	0,985
Index BLD	1,22	[0,14 ; 10,34]	0,852
Index DER	0,92	[0,04 ; 19,45]	0,957
Index LM	1,31	[0,1 ; 16,89]	0,834
Index OLB	1,60	[0,24 ; 10,62]	0,628
Index RO	0,65	[0,09 ; 4,67]	0,665
Index longévité	1,18	[0,23 ; 6,02]	0,844
Index matière grasse	1,21	[0,28 ; 5,17]	0,799
Index quantité de lait	1,05	[0,22 ; 5,06]	0,948
Index synthèse format	0,96	[0,35 ; 2,62]	0,941
Production laitière moyenne (kg/vache/305j)	1,00	[1 ; 1]	0,868
Matière Sèche Utile (100 kg/vache/an)	0,99	[0,98 ; 1]	0,126
Numéro de lactation			
1	1,00	Référence	
2	3,79	[2,1 ; 6,84]	0,000
3	7,20	[3,18 ; 16,33]	0,000
4+	5,22	[1,77 ; 15,34]	0,003
% vaches avec TB/TP > 1,4	0,60	[0,15 ; 2,44]	0,472
Saison			
Hiver	1,00	Référence	
Automne	1,70	[0,94 ; 3,07]	0,077
Printemps	0,52	[0,29 ; 0,95]	0,033
Été	0,62	[0,3 ; 1,27]	0,190
Stade de lactation (jour)			
Début 0-30	1,00	Référence	
Pic 31-100	0,32	[0,16 ; 0,65]	0,002
Milieu 101-200	0,57	[0,27 ; 1,2]	0,138
Fin 201-305	0,87	[0,39 ; 1,9]	0,721
Tarissement >305	1,40	[0,57 ; 3,43]	0,465
% vaches avec TB <30 et >45	1,42	[0,89 ; 2,26]	0,144
% vaches avec TP <28 si Prim'Holstein ou <29,5 si Montbéliarde	0,93	[0,75 ; 1,15]	0,503
Taille du troupeau (nb animaux présents)	1,00	[0,98 ; 1,02]	0,895
Type de logement			
Logette	1,00	Référence	
Aire paillée	1,24	[0,09 ; 16,7]	0,869
Étable entravée	1,40	[0,03 ; 61,2]	0,861
Index US			
<-0,4	1,00	Référence	
-0,4-0	1,11	[0,03 ; 40,03]	0,956
0-0,4	0,82	[0,01 ; 81,19]	0,932
>0,4	0,80	[0 ; 436,68]	0,945
Urée 0-100j avr-sept (mg/l)			
<247	1,00	Référence	
247-278	0,51	[0,21 ; 1,23]	0,132
278-320	0,56	[0,18 ; 1,71]	0,310
>320	0,31	[0,1 ; 0,96]	0,042
Urée 0-100j oct-mars (mg/l)	1,00	[0,99 ; 1,01]	0,919
Index mp			
≤-0,4	1,00	Référence	
-0,4-0	0,74	[0 ; 5722,14]	0,947
>0	0,83	[0,04 ; 16,67]	0,902
Âge au 1er vêlage (mois)	0,99	[0,96 ; 1,03]	0,766

OR : Odds Ratio, IC95% : Intervalle de Confiance à 95%. Référence : modalité de référence (OR = 1).

Annexe 6 : Photographie d'une seime longitudinale interne observée lors d'un chantier de parage dans un élevage de l'Est de la France



Source : *Judicaël Hounchonou, Avril 2026*

Abstract: Axial horn fissure (AHF) is a painful claw lesion characterised by a vertical crack in the axial wall horn. In dairy herds of eastern France, its frequency is reportedly increasing, but its risk factors have never been analysed using a multivariate approach. This study aimed to estimate AHF incidence, identify its risk factors, and compare three complementary statistical approaches. Hoof trimming records from GEN'IAtest over the period 2022–2024 were analysed from 25,571 trimming events across 184 herds in the Doubs, Haute-Saône and Territoire de Belfort departments. Three statistical approaches were compared: frequentist mixed logistic regression, Bayesian modelling, and Random Forest. The hierarchical structure of the data was accounted for by random effects at three levels (cow, herd, hoof trimmer). Individual lactation incidence of AHF was 8.4% [8.1; 8.8] and the lesion was present in 91.6% of herds. Lactation number and autumn season were the two most robustly associated risk factors, confirmed by all three approaches. The Bayesian model additionally identified credible associations for lactation stage, deep-bedded housing, EM-EH forage system without grazing, fat-to-protein ratio > 1.4 and breed. The Random Forest highlighted the importance of herd-level variables in the variability of predicted AHF risk, without these reaching significance in the parametric models. No genetic index available for the Montbéliarde breed was associated with AHF risk. Convergence across all three approaches on lactation number and season reinforces the robustness of these associations. The low marginal pseudo R^2 ($R^2m \approx 2\%$) highlights the predominance of unexplained individual variability and the need for more detailed data on farm management practices to advance understanding and prevention of AHF.

Keywords: Axial horn fissure; Bovine lameness; Risk factors; Mixed logistic regression; Bayesian model; Random Forest; Dairy farming

Résumé : La seime longitudinale interne (SLI) est une lésion podale douloureuse caractérisée par une fissuration verticale de la corne de la paroi axiale du sabot. Dans les élevages laitiers de l'Est de la France, sa fréquence est en augmentation, mais ses facteurs de risque n'ont jamais été analysés par modèle multivarié. Cette étude avait pour objectifs d'estimer l'incidence de la SLI, d'identifier ses facteurs de risque et de comparer trois approches statistiques complémentaires. Les données de parage de GEN'IAtest sur la période 2022-2024 ont été analysées à partir de 25 571 parages issus de 184 élevages des départements du Doubs, de la Haute-Saône et du Territoire de Belfort. Trois approches statistiques ont été comparées : régression logistique mixte, modèle bayésien et Random Forest. La structure hiérarchique des données a été prise en compte par des effets aléatoires à trois niveaux (vache, élevage, pareur). L'incidence individuelle de la SLI était de 8,4% [8,1 ; 8,8] et la lésion était présente dans 91,6% des élevages. Le numéro de lactation et la saison automne étaient les deux facteurs les plus robustement associés au risque de SLI, en concordance avec les trois approches. Le modèle bayésien identifiait des associations crédibles supplémentaires pour le stade de lactation, le type de logement en aire paillée, le système EM-EH sans pâturage, le rapport TB/TP > 1,4 et la race. Le Random Forest a mis en évidence l'importance des variables de de troupeau dans la variabilité de la prédiction du risque de SLI, sans que ces variables atteignent la significativité dans les autres modèles. Aucun index génétique disponible pour la race Montbéliarde n'était associé au risque de SLI. La convergence des trois approches sur le numéro de lactation et la saison renforce la robustesse de ces associations. Le faible pseudo R^2 marginal ($R^2m \approx 2\%$) souligne la prédominance de la variabilité individuelle non expliquée par les variables disponibles, et la nécessité de collecter des données plus détaillées sur les pratiques d'élevage pour progresser dans la compréhension et la prévention de la SLI.

Mots-clés : Seime longitudinale interne ; Boiterie bovine ; Facteurs de risque ; Régression logistique mixte ; Modèle bayésien ; Random Forest ; Élevage laitier