
Evaluation de l'efficacité d'une mesure préventive vis-a-vis du risque de surmortalité d'huîtres creuses *Crassostrea gigas*

Saisine « n° 2010-SA-0273 »

RAPPORT

d'appui scientifique et technique sur l'étude des mortalités estivales vis-à-vis de la date d'immersion selon les données du Comité Régional de la Conchyliculture Normandie - Mer du Nord

Destiné au groupe d'expertise collective d'urgence « Prévention de la surmortalité
d'huîtres creuses »

Février 2011

1 RAPPEL DE L'AST

L'unité d'études et appuis en microbiologie et santé animale (UEA-MSA) a reçu le 25 novembre 2010 de la part de l'unité Unité d'évaluation des risques liés à l'alimentation et à la santé animales (UERASA) une demande d'appui scientifique et technique relatif au traitement de données de mortalités déclarées par les professionnels dans le cadre de la saisine 2010-SA-273.

2 CONTEXTE DE L'AST

Contexte scientifique de la demande

La DGAI a saisi l'Anses sur l'évaluation de l'efficacité d'une mesure préventive de surmortalité d'huîtres creuses *C. gigas*, à savoir l'interdiction de toute première immersion d'huîtres de moins de 18 mois pendant la période estimée à risque d'apparition de surmortalité. Cette interdiction a été mise en place, du 1^{er} mai au 31 août 2010, dans la Manche et le Calvados, par arrêté préfectoral. Toutefois il n'y a pas d'informations disponibles quant à la mise en application effective de cette mesure par les professionnels de Basse-Normandie.

La DGAI sollicite l'avis de l'Anses sur la possibilité de l'existence d'une différence significative entre les pourcentage de mortalité constatés en 2010 en Basse-Normandie par rapport à ceux constatés en 2009 (et par rapport à ceux constatés en 2010 dans les autres bassins) et sur la possibilité de rattacher l'éventuelle moindre mortalité en 2010 en Basse-Normandie à la mise en place de cette interdiction.

L'Anses a sollicité la Section régionale Conchylicole¹ (SRC) de Basse-Normandie pour l'obtention de données de mortalité en 2009 et 2010. En retour, la SRC a transmis des tableaux comprenant les déclarations spontanées de mortalité par des ostréiculteurs ainsi que les constats de la DDTM ou de l'Ifremer lors de visites d'élevage. Ces tableaux ont été joints à la demande d'AST adressée à l'unité AQR-MSA, qui comporte deux questions :

1/ comparer les pourcentage de mortalité déclarés pour des immersions ayant eu lieu avant ou après une date-seuil ; cette date-seuil pourrait être fixée selon 3 scénarios possibles : soit au 31 mars, soit au 15 avril, soit au 30 avril. Si vous ne pouvez traiter qu'un scénario, il vaudrait mieux choisir le seuil au 15 avril. Cette comparaison serait à effectuer pour l'année 2009, pour l'année 2010, et pour l'ensemble des deux années ;

2/ rechercher s'il existe une corrélation statistique entre la date d'immersion et les pourcentage de mortalités moyens pour chaque exploitation déclarante (calcul du coefficient de régression entre les deux séries de données). Nous suggérons de transformer les valeurs x des « dates d'immersion » en valeurs quantitatives correspondant au nombre de jours après une date J0, que nous proposons de fixer au 1^{er} décembre de l'année N-1. Par exemple, une immersion le 1^{er} février 2009 correspondrait à x = 61. (Si toutefois des huîtres ont été immergées en novembre, il conviendrait de prendre plutôt le 1^{er} novembre de l'année n-1). Nous suggérons pour cette étude de pooler les données 2009 et 2010 pour simplifier.

¹ Comité Régional de la Conchyliculture Normandie - Mer du Nord

Cet appui a donc pour objectif d'apporter au groupe d'expertise collective d'urgence « Mortalité d'huîtres » différents éléments d'analyse issus de l'étude des questionnaires de mortalité des professionnels, en compléments des autres sources de données à la disposition des experts. La question globale posée est la suivante : est ce que la date d'immersion joue un rôle dans les mortalités estivales d'huîtres observées sur les différents sites ostréicoles français au regard en particulier des données issues des sites normands.

Les conclusions de cette analyse ont été présentés au GECU « Prévention de la surmortalité d'huîtres creuses » le 22 février 2011.

3 METHODE D'EXPERTISE

Sources de données :

Les données utilisées pour cette analyse sont celles issues des fiches de déclarations 2009 / 2010 de mortalité d'huîtres creuses fournies par la SRC Basse Normandie complétées par les données fournies par les DDTM le secteur du Calvados et de la Manche (informations cadastrales).

Méthode d'analyse proposée

Il peut être noté que d'autres facteurs de stress que les dates d'immersion sont susceptibles d'avoir une action sur le niveau des mortalités. L'analyse de l'effet de la date d'immersion sur le niveau des mortalités doit en tenir compte.

L'analyse statistique proposée tient donc compte de la variable explicative proposée (la date d'immersion), mais aussi des autres facteurs pouvant aggraver le niveau de mortalité. L'analyse simultanée de plusieurs facteurs de risque permet d'ajuster la relation avec prise en compte de facteurs de confusion, d'interaction et d'étudier l'influence respective des différents paramètres sur la relation étudiée. Si un effet site existe, on peut ainsi garder dans l'analyse les données de différents sites tout en recherchant l'effet d'un autre facteur (par exemple la date d'immersion).

Ceci est particulièrement important à contrôler quand les observations sont effectuées dans un milieu ouvert, comme c'est le cas ici, où de nombreux paramètres ne peuvent être contrôlés mais parfois mesurés. Le modèle choisi pour l'analyse suppose que certaines hypothèses, par exemple sur la forme de la relation, soient fondées, ou du moins que la réalité ne s'en écarte pas trop, ce qui peut être vérifié statistiquement.

L'analyse statistique proposée ici est donc une analyse multivariée.

L'appui s'articule donc en 3 parties :

1. Description des données et limitations de celles-ci
 - L'intérêt de cette partie est notamment de proposer une amélioration du protocole du recueil des données existantes sur les mortalités estivales vis-à-vis des professionnels, permettant d'éviter d'importantes pertes d'informations et qui auraient sans doute permis une analyse plus efficace et puissante vis-à-vis de la question posée. Il faut cependant garder à l'esprit que tout questionnaire est conçu pour répondre à certaines questions précises et que toutes ne peuvent être anticipées. L'exercice rétrospectif, au regard des difficultés rencontrées au cours de notre analyse, peut cependant permettre d'envisager quelques axes d'amélioration, de diminuer certains biais et sera repris dans la partie discussion/conclusion de ce document.
2. Exploration des relations entre les variables d'intérêts

- Cette partie vise à représenter les caractéristiques des variables, à représenter spatialement les variables d'intérêt (mortalité et date d'immersion), et à examiner les relations entre les variables d'intérêt.
3. Analyse multivariée et conclusions
- La méthode d'analyse s'apparente à la classe des régressions linéaires généralisées logistiques. Les mortalités estimées par comptage sont considérées au moment de la déclaration. N'ayant pas d'information sur l'évolution des mortalités après déclaration, on considère pour l'analyse qu'elles n'évoluent pas par la suite (censure).
 - L'existence de corrélations entre les données mesurées sur une même concession ou une même poche nécessite un traitement statistique approprié. Dans le cas présent, le jeu de données comportait de rares répétitions de données dans le temps ou de différents comptages, et, dans ce cas, des disproportions importantes de répétitions entre concessions pour une même date d'immersion ont été notées (Sur 810 pourcentage de mortalités sur plusieurs poches du même lot pour une même date d'immersion, on a en réalité 564 données de mortalité par concession sur un même lot par date d'immersion). En effet, certains numéros de parc sont reliés à plusieurs comptages sur poches pour une même date d'immersion et de constat de mortalité. Afin d'éviter un traitement statistique difficile à ajuster, il a été choisi de prendre en compte, pour chaque parc, soit la moyenne des comptages (quand mesurées au même moment) soit la valeur la plus élevée de celle-ci (quand différents comptages au cours du temps). L'effet de la concession est donc pris en compte si un constat de mortalité a été fait sur 2009 et 2010 ou si différents lots (date d'immersion ou nature différente) étaient présents sur la même concession.
 - L'effet secteur a été pris en compte quand différents secteurs étaient présents sur un même bassin. En effet la Côte est, par exemple, un secteur trop vaste pour être considéré comme homogène.
 - Un modèle à effet aléatoire (ou modèle mixte) a été utilisé pour prendre en compte ces corrélations emboîtées (la concession à l'intérieur du secteur) et ces résultats comparés à un modèle à effet fixe.
 - L'effet du bassin est pris en compte en effet fixe. Ce choix aurait été différent si on disposait de données de davantage de bassins ou de données représentatives des bassins français. De même, des sous-secteurs plus homogènes auraient pu être pris en compte s'ils avaient été définis par exemple en fonction de la bathymétrie (ce qui peut être approché par la notion de parc de dépôt/parc élevage).

D'autres analyses statistiques (modèle de Cox) tenant compte de la censure des données auraient été possibles avec un temps imparti qui dépassait très largement le temps imparti pour l'expertise conduite par le GECU.

A noter que des données de même nature (déclarations de professionnels) ont fait l'objet d'analyses en 2008-2009 à l'échelle nationale et en 2008 à l'échelle régionale sur Marennes Oléron (recherche de clusters).

4 RESULTATS

4.1 Description des données utilisées

4.1.1 Description globale du jeu de données utilisé et des premiers traitements

Le jeu de données initial transmis issu des questionnaires soumis aux professionnels de Normandie comprenait 297 enregistrements en 2009, 350 enregistrements en 2010, soit 647 enregistrements en tout. Le fichier comprenait 41 variables en colonnes.

Après recodage des variables, les fichiers mortalités sont constitués de 69 variables pour les deux années.

Certaines variables ont été créées pour l'analyse, comme la mention du coefficient de marée correspondants au jour de constats de mortalité dans l'année, la date d'immersion du lot selon différentes dates seuils, le statut d'identification du parc dans les données cadastrales, *etc.*

Certaines modalités de réponses qualitative dont la fréquence relative pour la variable considérée était faible (inférieure à 10%) ont été regroupées (en tenant compte de leur signification), afin de corriger le déséquilibre des effectifs et d'éviter des effectifs trop faibles pour certaines modalités. Les regroupements et recodifications effectués peuvent être procurés sur demande.

Trois fichiers de données ont successivement été créés pour reprendre les informations contenues dans le fichier initial de façon standardisée, et seul le dernier fera l'objet de l'analyse statistique :

- Le premier fichier fait état de la totalité des déclarations *par* comptage sur poche pour une date d'immersion et pour une date de constat de mortalité (rappel : une déclaration d'origine pouvait mentionner plusieurs comptages sur poches : le présent fichier contient une ligne pour un comptage).

Ce fichier recense 810 déclarations de comptage différents sur les deux années (parfois plusieurs pour un même lot ou pour un même parc).

- le second fichier recense les déclarations du précédent fichier, reliées et donc identifiées géographiquement avec les informations cadastrales fournies par les DDTM. Ce fichier est intéressant pour identifier les déclarations mal renseignées au niveau du numéro de parc (puisque pas d'identification par rapport aux cadastres). Ce fichier dénombre 633 numéros de parcs identifiés. Ce fichier a été utilisé pour la description des bassins et des pourcentage de réponses.

- le troisième fichier donne les déclarations par numéro de parc par date d'immersion au cours de la même année : c'est-à-dire que les différentes déclarations de comptage sur un même parc sont regroupées s'il s'agit du même lot, notamment pour une même date d'immersion. Le pourcentage de mortalités est calculé en effectuant la moyenne des pourcentage de chaque comptage si la date de constat de mortalité est la même. Si la date de constat de mortalité diffère, le pourcentage de mortalité maximal sur le parc est retenu. Ce fichier dénombre 564 numéros de parc et fera l'objet des analyses décrites ci-dessous.

4.1.2 Description des sites et des pourcentages de réponses par site

Les données issues des fiches mortalités 2009/2010 Basse Normandie concernent 4 bassins différents sur la Basse Normandie :

1. **Meuvaines** (65 déclarations par date d'immersion sur les deux années).

Ce bassin regroupe les secteurs d'exploitations de Meuvaines et Ver-sur-mer. On dénombre 118 concessions ostréicoles, dont 78 parcs d'élevage et 40 dépôts, pour 32 concessionnaires au total (données issues des informations cadastrales DDTM Avril 2010).

22 concessionnaires - propriétaires sont reliés à une déclaration dans les fichiers fiches mortalités sur un total de 32 concessionnaires (68.8% des concessionnaires).

3% des données issues des déclarations sur fiche n'ont pu être reliées aux données cadastrales et donc identifiées parmi les concessions sur ce bassin (absence ou mauvais remplissage de l'identifiant concession sur les fiches mortalités).

2. La Baie des Veys (108 déclarations par date d'immersion sur les deux années).

Ce bassin regroupe les secteurs d'exploitations suivants : Grandcamp / Maisy, Gefosse Fontenay. On y dénombre 364 concessions ostréicoles, dont 257 parcs d'élevage et 107 dépôts, pour 58 concessionnaires au total (données issues des informations cadastrales DDTM Avril 2010).

37 concessionnaires - propriétaires sont reliés à une déclaration dans les fichiers fiches mortalités sur un total de 58 concessionnaires (63.8% des concessionnaires).

15% des données issues des déclarations sur fiche n'ont pu être reliées aux données cadastrales et donc identifiées parmi les concessions sur ce bassin (absence ou mauvais remplissage de l'identifiant concession sur les fiches mortalités).

3. La Côte Est du Cotentin (132 déclarations par date d'immersion sur les deux années).

Ce bassin regroupe les secteurs d'exploitations suivants ; St Vaast/St Vaast la Hougue, Crasville, Lestre, Morsalines, Gatteville (Gatteville-Phare). On y dénombre 470 concessions ostréicoles, dont 289 parcs d'élevage et 181 dépôts, pour 90 concessionnaires au total (données issues des informations cadastrales DDTM Avril 2010).

20 concessionnaires - propriétaires sont reliés à une déclaration dans les fichiers fiches mortalités sur un total de 90 concessionnaires (22% des concessionnaires).

20% des données issues des déclarations sur fiche n'ont pu être reliées aux données cadastrales et donc identifiées parmi les concessions sur ce bassin (absence ou mauvais remplissage de l'identifiant concession sur les fiches mortalités).

4. La Côte Ouest du Cotentin (257 déclarations par date d'immersion sur les deux années).

Ce bassin regroupe les secteurs d'exploitations suivants : Blainville, Gouville sur mer, St germain sur Ay, Pirou, Gonville/Blainville, Agon, Bretteville sur Ay, Bricqueville sur mer, Coutainville et Denneville. On y dénombre 1496 concessions ostréicoles, dont 822 parcs d'élevage et 674 dépôts, pour 255 concessionnaires au total (données issues des informations cadastrales DDTM Avril 2010).

67 concessionnaires - propriétaires sont reliés à une déclaration dans les fichiers fiches mortalités sur un total de 255 concessionnaires (26.2% des concessionnaires).

16% des données issues des déclarations sur fiche n'ont pu être reliées aux données cadastrales et donc identifiées parmi les concessions sur ce bassin (absence ou mauvais remplissage de l'identifiant concession sur les fiches mortalités).

Le tableau ci-dessous résume les % de réponse des questionnaires géoréférencés par concession et bassin.

Tableau 1 : Pourcentage de déclarations ramenées aux concessions du bassin concerné

| Bassin | type | 2009 | 2010 | Total (existence de déclarations communes sur les deux années) |
|---------------|---------|----------------------------------|----------------------------------|--|
| Meuvaines | élevage | 27 / 78 concessions soit 34.8% | 16 / 78 concessions soit 20.5% | 33 / 78 concessions soit 42.3% |
| | dépôt | 3 / 40 dépôts soit 7.5% | 1 / 40 dépôts soit 2.5% | 4 / 40 dépôts soit 10% |
| Baie des Veys | élevage | 32 / 257 concessions soit 12.5% | 21 / 257 concessions soit 8.1% | 44 / 257 concessions soit 17.1% |
| | dépôt | 0 / 107 dépôts soit 0% | 1 / 107 dépôts soit 0.9% | 1 / 107 dépôts soit 0.9% |
| Côte Est | élevage | 11 / 289 concessions soit 3.8% | 21 / 289 concessions soit 7.2% | 25 / 289 concessions soit 42.3% |
| | dépôt | 5 / 181 dépôts soit 7.5% | 8 / 181 dépôts soit 4.4% | 11 / 181 dépôts soit 10% |
| Côte Ouest | élevage | 64 / 822 concessions soit 7.7% | 49 / 822 concessions soit 6% | 83 / 822 concessions soit 10% |
| | dépôt | 13 / 674 dépôts soit 2% | 15 / 674 dépôts soit 2.2% | 22 / 674 dépôts soit 10% |
| Total | élevage | 134 / 1446 concessions soit 9.2% | 107 / 1446 concessions soit 7.4% | 185 / 1446 concessions soit 12.8% |
| | dépôt | 21 / 1002 dépôts soit 2% | 25 / 1002 dépôts soit 2.5% | 38 / 1002 dépôts soit 3.8% |

Le dénominateur (nombre de concessions) utilisé dans ce tableau pour examiner le pourcentage de réponse n'est pas, malheureusement, le plus approprié.

En effet, il faudrait connaître la part des concessions consacrées à l'élevage par classe d'âge (au moins <12 mois, >12 mois <18mois, au-delà) pour les 2 années étudiées. Car certaines concessions ont pu arrêter l'élevage de naissain entre 2009 et 2010. L'étude actualisée des stocks par classe d'âge ou son ordre de grandeur fait donc défaut.

L'importance des bassins du point de vue du nombre de concessions est très différente selon les bassins (118 à 1558 parcs). Le bassin Ouest est en fait le regroupement d'un ensemble de sous bassins, et l'étendue géographique globale de ce bassin est beaucoup plus importante que les autres.

- la longueur du plus grand transect du bassin Cote Ouest Cotentin est d'environ 66 km,
- la longueur du bassin Cote Est Cotentin est d'environ 14 km,
- la longueur du bassin Baie Des Veys est d'environ 5 km,
- la longueur du bassin Meuvaines est d'environ 3,5 km,

Les mesures ci-dessus illustrent de façon claire la disproportion des bassins étudiés et notamment l'importance de l'étendue du bassin Côte Ouest Cotentin par rapport aux autres bassins.

4.1.3 Description des variables incluses et non incluses dans le jeu de données transmis

Le questionnaire tel que remis aux professionnels figure en annexe. Les variables du questionnaire sont examinées vis-à-vis des variables explicatives des mortalités anormales, telles que l'on peut les recenser après les journées de restitution de décembre à IFREMER.

Ce travail n'est cependant pas suffisant pour être utilisé sans expertise collégiale pour modifier le questionnaire actuel.

4.3.4.4.1. Variables explicatives vis à vis des mortalités estivales d'huîtres (autres que mortalités et transferts)

L'analyse bibliographique a permis d'identifier des variables d'intérêt pouvant influencer sur le stress ou le niveau de mortalité (mais dont le lien n'est pas toujours statistiquement prouvé). Elles figurent dans la liste suivante, qui ne prétend pas être exhaustive, ni ordonnée en fonction de l'importance relative supposée des différents facteurs :

- **La température** de l'eau de mer ou subie par les huîtres (avec ou sans immersion) est un paramètre caractérisant les mortalités estivales, dont le mécanisme d'action (stress ?) n'est pas connu. Bien que ce paramètre soit identifié, il ne peut être recensé directement par les questionnaires adressés aux professionnels. Mais l'origine du lot et son point d'arrivée devraient être identifiés avec suffisamment de précision pour estimer rétrospectivement ce paramètre. La fenêtre de température (moyenne sur 24h) autour de 16-17°C mise en évidence en 2009 pour l'apparition de la surmortalité a été reconfirmée en 2010. En 2009, l'élévation de température n'était pas synchrone entre les sites (gradient nord-sud) mais l'était davantage en 2010 (E. Bedier, IFREMER, 2010). Les concessions (parcs) ostréicoles où ont lieu les mortalités sont en général bien identifiées, et ont pu être localisées sur SIG (système d'Information Géographique) à partir des données transmises par les DDTM. Par contre, l'origine du lot n'est pas toujours aussi bien connue.
- L'examen des questionnaires des professionnels montre que deux informations sont manquantes pour pouvoir étudier l'importance de ce facteur :
 - La date de l'élévation de température pour les sites concernés par les mortalités et les sites d'origine des lots. La source d'information serait a priori disponible par les suivis environnementaux ;

La localisation, utilisable sur SIG (garantissant une information complète et précise), des sites d'origine et d'arrivée des lots (feuille cadastrale-bassin + numéro de concession correspondante par exemple) et d'arrivée. Pour les écloséries-nurseries, le même niveau d'information devrait être disponible (et non réduit au simple nom de l'écloserie nurseur).

- **Les stress zootechniques (en dehors des transferts)**

Des regroupements de modalités ont été nécessaires et ont été ramenés grossièrement à 2 types de manipulations, et visent à regrouper des manipulations interbassin/ intrabassin, importantes/moins importantes vis-à-vis du stress potentiellement généré.

Seul le dernier stress zootechnique précédant la date de constat des mortalités est renseigné dans le questionnaire.

Les manipulations interprétées comme intra-zone, n'ayant pas entraîné de gros chocs, sont : aller-retour bâtiment, dédoublement, retournement, dédoublement et retournement, tri suite aux mortalités de l'année précédentes.

Les manipulations interprétées comme interzone ou susceptible d'entraîner de gros stress (à débattre avec experts) sont : pose sur parc, mise en culture mise à l'eau, mise en poche, mise sur

parc, tapage collecteur puis mise en culture, transfert du parc, transfert et retournement, transfert + dédoublement, remise en place après tempête. Si cette dichotomie s'avère pertinente, la date du dernier gros stress aurait aussi de l'intérêt.

On notera l'ambiguïté des réponses « dédoublement » et « retournement » ainsi que du terme « transfert » (le plus souvent pas de précision sur la nature du transfert (intra ou inter zone)).

Les dernières manipulations, ainsi que les dates qui y sont associées, sont bien renseignées avec un pourcentage de remplissage de 90% environ. La mécanisation ou non de certaines de ces pratiques (non renseigné dans le questionnaire) seraient susceptibles d'aggraver le stress et les mortalités qui pourraient en découler. La durée du transport et ses conditions (froid ou pas) pourraient intervenir, sur le niveau des mortalités après la ré-immersion.

La présence de lots identiques et leur comportement sur d'autres secteurs pourraient avoir de l'intérêt mais rallonge le questionnaire et doit être étudiée spécifiquement pour pouvoir être analysé. Le fait de savoir si un même professionnel **même de façon anonyme** est à l'origine de différentes déclarations, et la répartition des concessions par professionnel /bassin est importante pour l'analyse statistique (non indépendance des déclarations possible). La perte de données, si on tient compte de ce facteur (après croisement avec fichiers DDTM) est trop importante et donc n'a pas, finalement, été prise en compte.

- **La densité**

Cette variable concerne les items renseignant le nombre d'huître par poche, le nombre d'huître sur parc et le nombre de poche du même lot sur le parc, qui sont des variables quantitatives.

La densité à l'échelle du bassin est importante mais ne peut être abordée sur le questionnaire destiné aux professionnels.

« Nombre d'unités sur parc », contrairement au « nombre d'unités par poche » et au « nombre de poche du même lot sur le parc » est une variable non prise en compte dans l'analyse car mal renseignée (plus de 37% de déclarations sur lot non renseignées).

L'absence d'indication sur la surface du parc concerné pour chaque déclaration ne permet pas réellement d'aborder la notion de densité à l'échelle de la concession. D'autre part le calibre des mailles des poches peut interagir avec ce facteur.

Une telle information serait intéressante, si elle était bien renseignée, pour compléter l'information sur la densité des parcs touchés. L'effet de la densité au niveau des poches ou du parc sur les mortalités n'est pas évident. Il est même parfois supposé que si ce facteur freine la croissance du lot, il peut avoir un effet diminuant les mortalités. A l'échelle du bassin, ce facteur n'a pas pu être pas le même effet.

- **La nature et l'origine du lot**

Le statut diploïde, triploïde, issu du captage naturel ou d'écloserie sont en général précisés.

La variable « type d'huître » informe sur l'utilisation de naissains d'écloserie diploïdes ou triploïdes ou si le naissain provient d'un captage naturel.

Cette variable est très bien renseignée, avec environ 100% de remplissage et des modalités de réponses homogènes sur les deux années. L'effet diploïde/triploïde sur les mortalités a été observé sur les mortalités antérieures à 2008 mais n'a pas été observé par la suite. L'analyse des données de déclaration de mortalité de 2008 n'a pas montré de différence marquée selon l'origine des naissains (captage naturel versus écloséries).

L'origine géographique est souvent imprécise (*cf.* variable température). En milieu naturel, le type de collecteur et la date de détachement ne sont pas systématiquement recensés dans le questionnaire.

Au regard des données acquises en 2010 sur le captage naturel, il serait opportun de préciser si le lot est issu de captage précoce ou tardif, le captage précoce de l'année n étant à priori plus résistant aux mortalités de l'année n+1.

- **L'état physiologique (croissance, maturité sexuelle, lésions macroscopiques)**

Les variables « présence de pousse », « maturité sexuelle », « caractéristique huîtres mortes », et « type d'huître » fournissent des informations quant à l'état physiologique des huîtres concernées par la déclaration.

- La variable « présence de pousse » caractérise la présence ou non de pousse sur le lot touché. Cette variable est prise en compte dans l'analyse (pourcentage de remplissage satisfaisant (supérieur à 90%). Il a été décrit à plusieurs reprises qu'une forte pousse sur une courte période précède souvent de fortes mortalités, souvent associées à l'Herpès.

- La variable « maturité sexuelle » renseigne si les huîtres touchées sont bien en chair, grasses, laiteuses, maigres ou qu'il s'agit de naissains. Le pourcentage de remplissage du questionnaire pour cette variable d'intérêt est mauvais ; en effet, on observe plus de 60% de non déclaration pour cette variable. Il faudrait distinguer ce qui est non mesurable, compte tenu de la taille des huîtres, de ce qui est mesurable. Une forte gamétogénèse était associée, avant 2008, à un risque accru de mortalité.

- La variable « caractéristique huître morte » renseigne sur l'aspect des huîtres mortes : une absence de signe (une coquille propre ou un aspect normal de l'huître une fragilité de l'huître, des branchies noires ou encore une coquille cassante ou enfin une maigreur. Les coquilles vides sont aussi signalées ainsi que la présence de taches sur l'huître. La spécificité, la signification, la standardisation de cette variable n'est pas toujours évidente. Le pourcentage de remplissage de cette variable est lui aussi non satisfaisant (75% vis à vis seuil à 80%).

- **L'âge**

L'âge est renseigné par la variable « année de naissance ». Si ces données étaient disponibles et en absence de mélanges de lots, une meilleure précision pourrait être apportée sur la période de captage (mois-quinzaine) de captage (permettant de distinguer un captage précoce et tardif) et l'équivalent en éclosion (date ou mois) (larves au stade fixation).

Dans le fichier des déclarations, l'année de naissance est comprise entre 2006 et 2009. Pour prendre en compte les déclarations qui mentionnent un mélange de deux années de naissance sur un même lot, deux sous variables ont été créées « Année de Naissance Maximum » et « Année de Naissance minimum » (si par exemple, l'année de naissance = « 2007-2008 » alors Année de naissance Min=2007 ; Année de naissance max =2008).

Il serait utile, pour une meilleure prise en compte de cette variable, que le détail des proportions d'huîtres par années de naissance sur le lot soit mentionné ou que ce type de mélange soit peu fréquent. L'âge exprimé en année a un fort impact sur le niveau des mortalités, de plus fortes mortalités étant associées aux classes d'âges inférieures à 18 mois.

- **la taille**

La taille des huîtres touchées est informée au travers de la variable « taille huîtres concernées »

- La variable « taille huîtres concernées » indique si les huîtres touchées sont de toutes tailles, ou si ce sont des têtes de lot ou des queues de lot. Le pourcentage de remplissage pour cette variable dans le questionnaire étant satisfaisant (>95%), la variable est incluse dans l'étude.

- La variable « calibre des huîtres touchées par la mortalité », à l'origine, indiquait toutes sortes de références en termes de calibre (taille tamis, numéro, poids mélangés), mélangeant des données quantitatives et des données qualitatives. La variable est donc séparée en deux sous-

variables mesurant d'une part la taille du tamis (qualitatif), et d'autre part le poids en gramme (quantitatif). Les deux sous variables créées ne sont pas bien renseignées (pourcentage de remplissage faible).

Pour un même âge, les lots les plus poussant (forte croissance) juste avant les mortalités pourraient être affectés par de plus fortes mortalités. L'effet queue de lot ou tête de lot n'est pas, à ce jour, évident à apprécier.

- **Caractéristiques du parc (bathymétrie, nature du sol, type d'élevage)**

- La bathymétrie du parc peut être approchée sur les 2 critères suivants :

- La variable « coefficient d'accès » renseigne quantitativement sur le coefficient d'accès au parc. Lorsque la fiche indique un coefficient d'accès supérieur à une valeur x alors la valeur x est prise pour valeur de coefficient d'accès pour la déclaration concernée. Cette variable est mal renseignée, avec plus de 30% de pourcentage de non-déclarations .
- La variable « Hauteur d'eau » n'est pas utilisée.

Cette variable pourrait être croisée avec les cartes numérisées du cadastre et du SHOM. L'effet de la bathymétrie n'est pas forcément celui attendu. Les parcs les plus hauts sur l'estran seraient par l'effet d'une moindre croissance sur les huîtres moins favorables aux mortalités (à confirmer).

- La variable « Nature du sol » peut elle aussi renseigner sur le contexte de l'élevage touché. Un sol sablonneux, un mélange de sable et roche ou sable et vase sont des réponses regroupées pour former une modalité unique et représentative des sols sablonneux. La présence de vase ou encore de roche est aussi précisée.

Le pourcentage de remplissage pour cette variable est satisfaisant puisqu'il est supérieur à 98%. Les sols vaseux traduisent en général un ralentissement du courant (hydrodynamisme local) non favorable en général et a priori aux huîtres (colmatage, moindre oxygénation).

- Le type d'élevage à plat, surélevé, collecteurs, poches sont importants pour caractériser la zootechnie. L'élevage à plat étant sur les adultes un facteur parfois aggravant des mortalités (à relier aussi à la nature du sol) (études antérieures à 2008 sur Marennes Oléron). Le questionnaire concerne a priori l'élevage en poches sur tables.

- **Recherche d'agents infectieux**

Cette information n'est pas renseignée dans le questionnaire, bien que le virus μ var soit fortement impliqué dans les mortalités actuelles (peut être parfois en synergie avec d'autres facteurs). Si les mortalités ont été détectées tardivement cette recherche n'est cependant pas forcément opportune. Cette recherche de virus, si possible quantifiée est lourde et coûteuse. Il faut donc estimer l'intérêt de cette mesure de façon exhaustive (écarter des lots négatifs comme ayant une origine non infectieuse ?) ou sur un sous échantillon.

4.3.4.4.2. 4.1.3.2. La mesure des mortalités

Les données saisies et transmises ne sont pas homogènes. Parfois figurent les résultats bruts d'un, de deux ou de trois comptages (réalisés sur des poches ou supports différents), comme prévus dans la fiche sur environ plusieurs centaines d'individus (entre 50 et 45000), mais le plus souvent ne figure qu'un % global. Cela nécessitait la saisie de 3 lignes identiques pour tous les autres items dans le fichier de saisie ce qui n'était sûrement pas pratique et ce qui aurait pu être amélioré par l'utilisation d'une base de données conçue pour recueillir ce type d'information de manière ergonomique. Ou bien les résultats ne sont pas tous issus de comptage et sont issus d'estimation globale (*ce qui justifierait la mention de comptage sur plus de 10000 individus, qui relève sûrement d'une estimation plus que d'un comptage réel*). Ces comptages ou estimation sont faites par le DDTM. il n'a pas été possible d'en tenir compte ici. **La perte d'information qui en résulte a pour conséquence que l'imprécision de la mesure ne peut être prise en compte ni la variabilité de mortalité intra-lot.**

- La date d'observation des mortalités peut être décalée vis-à-vis de la date de démarrage réel, en fonction de l'accessibilité des lots et de leur suivi par les professionnels. La question sur l'odeur peut se ramener à une question sur l'importance et la décomposition récente de la chair des huîtres, mais elle peut être liée à d'autres facteurs (température extérieure, perception). Des questions précises sur la date du dernier constat sans mortalité observée et sur le nombre d'individus (ou %) d'individus baillant par rapport aux coquilles vides seraient de nature à être analysées plus précisément et plus facilement.
- Les données sur le voisinage et la présence d'un même lot ailleurs n'ont pas été analysées ici.
- Le suivi des mortalités est loin d'être systématiquement réalisé et il est sans doute difficile de prédire si les mortalités vont évoluer après la déclaration et si le professionnel va faire de nouvelles déclarations en cas d'évolution des mortalités. Les mortalités risquent donc d'être sous-estimées par une déclaration unique. De plus, cette sous-estimation risque d'être variable. **Ceci correspond à une des limites principales de ce type d'étude, qui ne permet pas le suivi temporel des mortalités.**
- **Le pourcentage de mortalité, tel qu'exprimé dans le reste du document, est le nombre d'huîtres mortes/nombre d'huîtres total (vivantes+mortes).**
- **Les dates de constat de mortalités ont été agrégées à l'échelle de la semaine (trop peu d'effectif et peu de précision du suivi à cette échelle temporelle)**

4.3.4.4.3. 4.1.3.3. La mesure des dates de transfert/ré-immersion

Les dates de transfert pour immersion ne sont parfois pas renseignées (ni en année, ni en jour, ou mois). Certaines dates d'immersion sont postérieures aux dates de constat de mortalités.

Ces données sont donc perdues pour l'analyse. La distinction entre la date de mise sur parc et certaines manipulations zootechniques n'est pas toujours évidente.

Les dates de transfert ont été agrégées à l'échelle de la semaine pour obtenir des effectifs suffisants par semaine (ceci permet d'évaluer quelques moyennes/semaine visant à lisser la variabilité inter-concession pour l'analyse exploratoire). Les dates de transfert ont aussi permis de définir des groupes à risque/moins à risque (conforme/non conforme) en fonction de la période considérée (ré-immersion du 31 mars ou du 30 avril au 31 août considérée comme non conforme ou à risque).

4.1.4. Mise en relation des données et partage des informations

Les données issues des questionnaires ont été croisées avec les données cadastrales fournies par les DDTM de chaque bassin concerné.

Le recoupement effectué permet de distinguer les concessions qui ont déclaré des mortalités et de les situer clairement parmi la totalité des concessions du bassin..

De plus, le recoupement avec les données cadastrales permet d'estimer la qualité de remplissage du questionnaire, notamment sur les données d'identification du parc. Si les fiches mortalités ont été mal renseignées sur ce point, cela se traduira par une impossibilité d'identification sur la carte cadastrale.

Une perte d'information importante (en moyenne 10% des déclarations par bassin) fait suite à cette identification sur données cadastrales.

Une telle perte est liée à la mauvaise qualité de remplissage de la variable d'identification du parc, variable commune avec les données cadastrales et donc utilisée pour relier les fiches de déclaration avec les informations des fichiers cadastraux.

En milieu ouvert, toutes les informations disponibles doivent être utilisées pour mieux comprendre les résultats. A l'échelle du bassin ou du secteur les informations disponibles sur les suivis environnementaux (température, bathymétrie etc..) devraient être mises en relation. L'information pourrait être complétée par les suivis ostréicoles organisés, et les suivis de pathologie.

4.1.5 Conclusion sur questionnaires et accès aux données :

Le questionnaire utilisé (fiche d'information de mortalité sur un lot d'huîtres) a l'avantage d'être court, sous format papier (et devant occasionner une saisie rétrospective), et de répondre potentiellement à beaucoup de questions. Le choix de questions ouvertes pose cependant la question de la saisie et de l'interprétation en aval et a parfois abouti à des réponses de nature hétérogènes (manque de standardisation et défaut de réponse), ce qui a empêché leur utilisation pour l'analyse statistique. Par exemple, l'année ou la semaine du constat (sans parler de la ré-immersion) des mortalités n'est pas toujours rempli.

Il serait donc utile de joindre une grille de réponse attendue et codifiée à l'avance, ou une saisie immédiate avec le professionnel sur une base de données structurée (menu déroulant pour le type de réponse, absence de validation si données importantes manquantes) ce qui aurait permis une harmonisation des réponses, un gain de temps sur l'analyse rétrospective et une moindre perte d'information.

La relation avec d'autres études, ou avec des données acquises sur les bassins concernés, apporterait des informations utiles à l'analyse mais augmenterait sérieusement le temps d'analyse statistique requis.

4.1.6 biais identifiés possibles de l'analyse de ces données liés à l'échantillon de répondants

Les principales limites posées par ce jeu de données pour répondre à la question posée sont les suivantes :

- Absence de suivi temporel des mortalités. Cette donnée est évaluée seulement ponctuellement. De plus, de nombreux facteurs sont non contrôlés et peuvent interférer avec les mortalités et très grande diversité des pratiques ostréicoles, ce qui a pour conséquence de diluer certains effets et de complexifier l'analyse (effectifs trop réduits par rapport à la pratique que l'on souhaiterait analyser).

- Tous les facteurs ne peuvent être pris en compte dans le questionnaire, et pour ceux pris en compte, leur importance relative et la recodification pourraient être l'objet d'études particulières.
- L'analyse des répondants pose la question des non répondants. La question est de savoir si l'échantillon des répondants est représentatif des mortalités et si cet échantillon est représentatif par variable du bassin. Pour les non-répondants, il serait intéressant de savoir s'il s'agit d'autres classes d'âge ou d'espèces non concernées par les mortalités, de lots réellement sans mortalités ou de mortalités non rapportées. Le nombre de concessions touchées par les mortalités d'une année à l'autre ne peut être analysé en absence de connaissance sur les concessions des non répondants.

Tous ces éléments sont liés à la difficulté d'une enquête passive issue de déclarations et non d'une enquête active, comme elle peut être menée sur des sites « sentinelles » suivis activement de façon quasi exhaustive auprès des professionnels et suivis activement sur des paramètres environnementaux. La lourdeur de cette dernière approche limite cependant le nombre de sites pouvant potentiellement faire l'objet de suivis.

La confrontation de résultats expérimentaux, obtenus dans des situations bien contrôlées, aux données de terrain activement surveillés permettraient peut être davantage de mieux répondre aux questions posées (et de les intégrer à un modèle explicatif global).

Si les données étaient disponibles au niveau national (type de transferts, densité etc..) sur une base de données, un échantillonnage stratifié représentatif national de concessions aurait été possible (du moins théoriquement car une telle base serait difficile à établir). L'utilisation rétrospective d'un lot témoin de taille supérieure à celui des répondants (si disponible), ajusté sur quelques variables (âge, bassin), permettraient une meilleure analyse des résultats des questionnaires. C'est cependant lourd, et la qualité de remplissage devrait être la même que pour les répondants.

- **L'échantillon n'est pas représentatif, du point de vue des bassins ostréicoles représentés, du niveau national auquel doit être extrapolé le résultat.**
- **En milieu ouvert, toutes les informations disponibles doivent être utilisées pour comprendre les résultats. Un partage des informations disponibles sur les suivis environnementaux (température, etc...), suivis ostréicoles organisés, suivis de pathologie, données cadastrales et bathymétriques sur les sites ostréicoles, et centralisés au même endroit auraient permis une étude complète globale par bassin. Le temps d'analyse en regard ne devrait pas être sous-estimé.**

4.2 Exploration des relations entre les variables d'intérêt

4.2.1 Evolution du nombre de déclarations par bassin et année

Les déclarations de mortalités par site, en fonction de la semaine de l'année, sont représentées sur les 4 sites entre 2009 et 2010. Le nombre de déclarations total par bassin correspondant à une concession et un lot immergé à une même date sont les suivantes :

Tableau 2 : Evolution du nombre de déclarations entre 2009 et 2010 par bassin.

| Bassin | 2009 | 2010 | Total |
|----------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------|
| Meuvaines | 43 | 22 (1 dont semaine non identifiée) | 65 |
| Baie des veys | 66 | 42 (3 dont semaine non identifiée) | 108 |
| Cotentin Est | 29 (2 dont semaine non identifiée) | 104 (1 dont semaine non identifiée) | 133 |
| Cotentin Ouest | 126 (2 dont semaine non identifiée) | 131 (1 dont semaine non identifiée) | 257 |

On note une nette diminution du nombre de déclarations entre 2009 et 2010 pour les bassins de Meuvaines et de la Baie des Veys, une augmentation nette et tardive pour le bassin Cotentin Est, et un nombre de déclarations comparable entre les 2 années pour le bassin Cotentin Ouest.

Cependant ces considérations ne sont valides pour décrire une évolution (par exemple une diminution pour les 2 premiers bassins) que si le nombre de concessions de naissain susceptibles d'être exposées n'a pas évolué entre 2009 et 2010 et si les professionnels non déclarants n'avaient effectivement pas de mortalité de naissain sur les concessions concernées. Cette information étant non disponible, il n'y a pas d'intérêt à objectiver la différence statistiquement.

Les déclarations par semaines de mortalités, l'année des mortalités et les bassins tels que observés dans les questionnaires sont indiquées dans les graphes ci-dessous. **Attention à la lecture** : l'échelle de l'axe des ordonnées est différente en haut et en bas de la figure.

Mortalités sur Meuvaines 2009-2010 Mortalités sur Baie des Veys 2009-2010

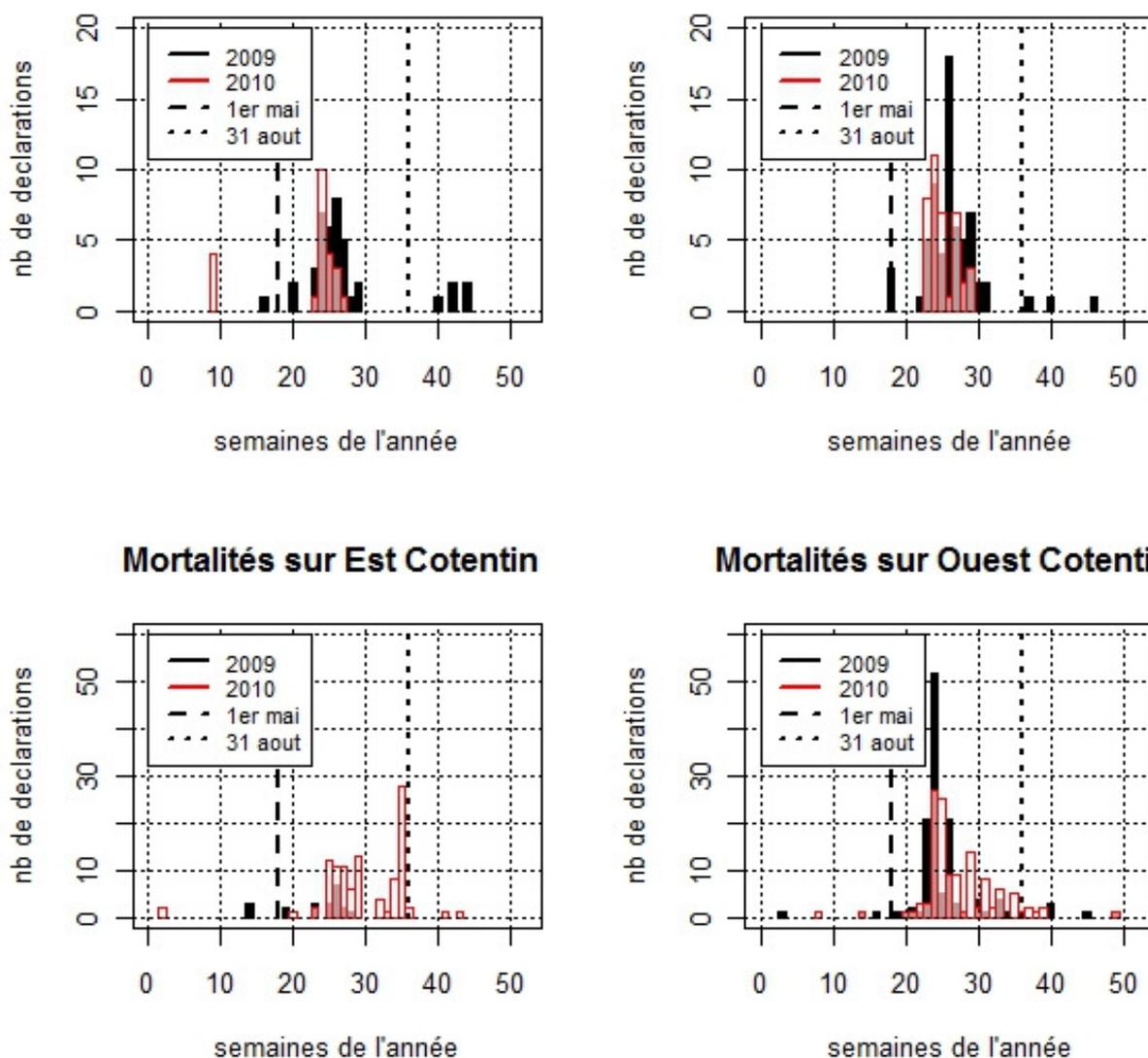


Figure 1 : Nombre de déclarations par semaine de constat des mortalités, par année et bassin

Remarque : il aurait été intéressant de superposer à ces graphes les courbes de température, de suivi Herpès des bassins, des suivis organisés et des coefficients de marée pour les bassins et années considérées.

Le pic de mortalités déclarées sur le bassin de Meuvaines se situe entre la 24^{ème} (2010) (autour du 10 juin) et la 26^{ème} (2009) (autour du 23 juin) semaine de l'année pour 2009-2010.

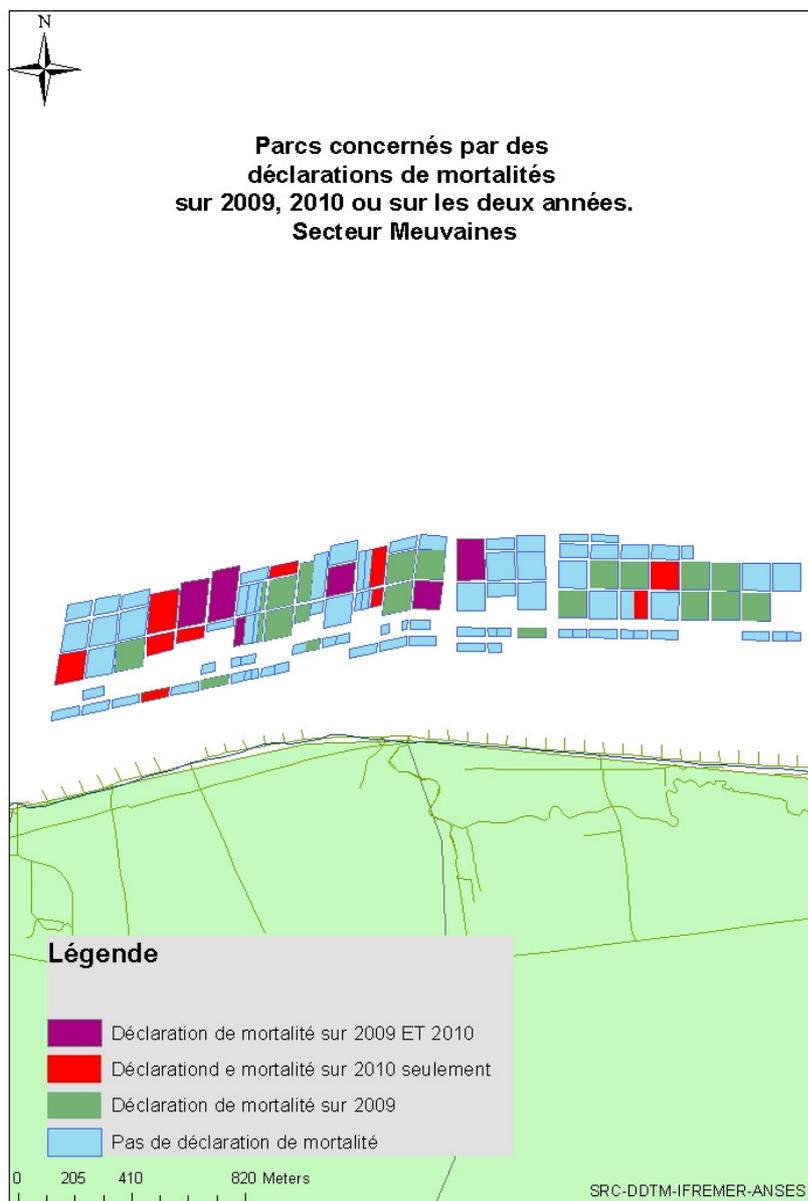
Le pic de mortalités déclarées sur le bassin de Baie des Veys se situe entre la 24^{ème} (2010) et la 26^{ème} (2009) semaine de l'année pour 2009-2010.

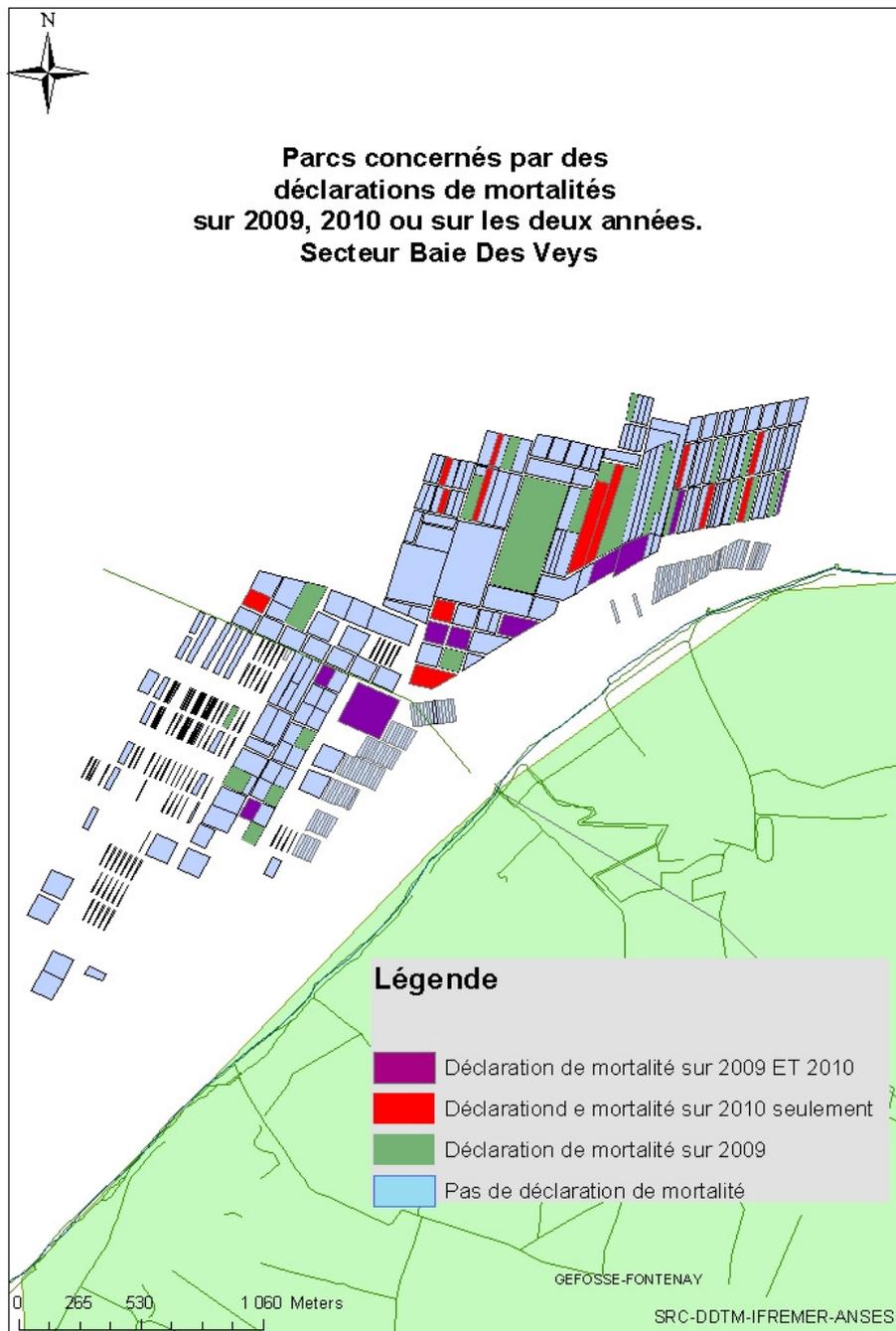
Le pic de mortalités déclarées sur le bassin du Cotentin Est se situe entre la 26^{ème} (2009) et la 35^{ème} (2010) semaine (autour du 26 août) de l'année pour 2009-2010.

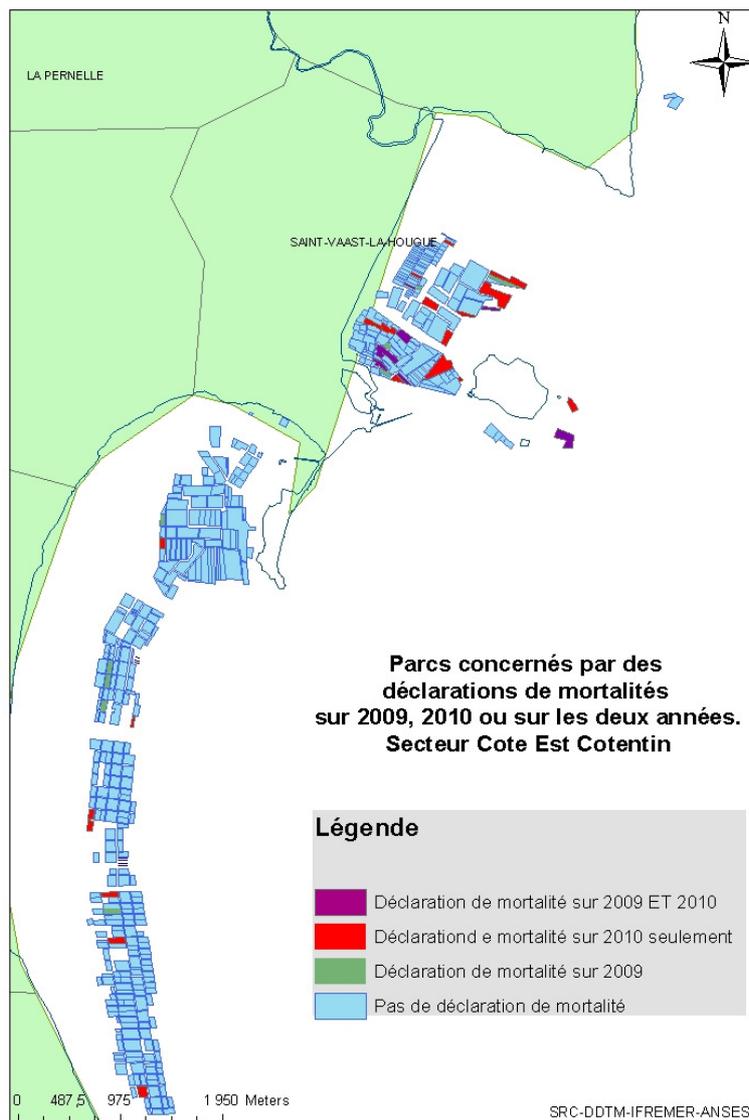
Le pic de mortalités déclarées sur le bassin du Cotentin Ouest se situe autour de la 24^{ème} semaine pour 2009 comme pour 2010. Globalement la mesure d'interdiction de ré-immersion (si tout est comparable par ailleurs) n'a pas changé fortement la période du pic des déclarations.

○ Aspect spatial des concessions concernées par les déclarations de mortalités

Un travail préliminaire, à partir des croisements de fichier effectués, ne permet pas de définir à priori des sous-bassins à risques. Les zones de dépôts et les zones de production (situées plus profondément que les précédentes) sont toutes deux concernées. Deux exemples de ce travail sont présentés ci-dessous pour le bassin de Meuvaines et de l'Est Cotentin. Il est rappelé que toutes les concessions issues des questionnaires n'ont pas pu être situées sur les cadastres conchylicoles des DDTM.





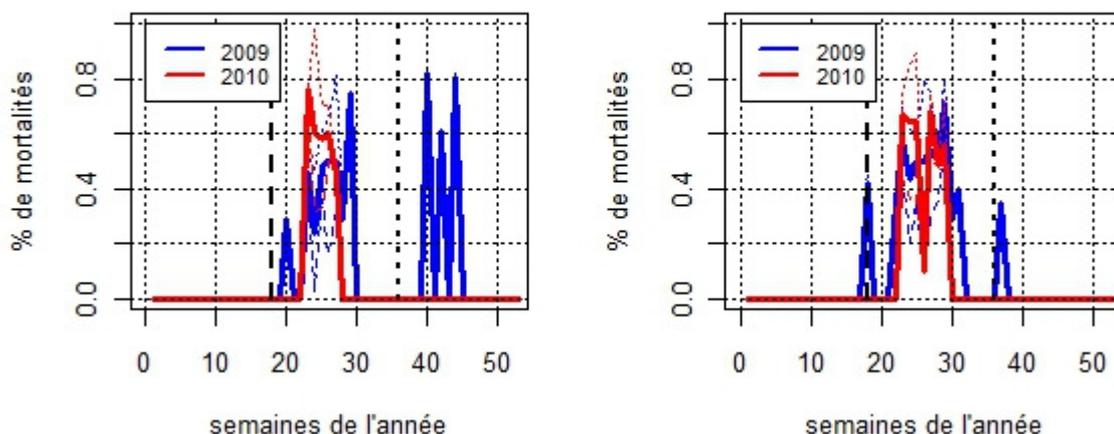


Le bassin Manche Ouest est trop étendu pour être présenté sur une seule carte dans ce rapport, mais la carte correspondante peut être procuré sur demande. Globalement, pour les 4 bassins, les domaines couverts par les mortalités de 2009 ne sont pas graphiquement différents de ceux de 2010 (ceci pourrait être vérifié statistiquement et sous réserve des concessions non identifiées géographiquement).

4.2.2 Evolution des pourcentages de mortalités issue des déclarations par bassin et année

Sur 563 enregistrements, seuls 521 renseignent le niveau de mortalité sous forme numérique. Le % de mortalité est le rapport du nombre d'huîtres mortes sur le nombre d'huîtres total (mortes/(mortes+vivantes). Les mortalités et ré-immersion de naissain supérieures à 18 mois sont exclues (ceux indiqués naissain, sans âge connus sont gardés). Il reste 477 enregistrements analysables selon ces critères. La moyenne de mortalités, la valeur minimale et maximale des mortalités déclarées, est donnée. Elle est supposée nulle en dehors des déclarations. Les dates limites d'interdiction de ré-immersion (1^{er} mai, 31 août) sont indiquées par des lignes verticales en pointillés comme précédemment.

Mortalités sur Meuvaines 2009-2010 Mortalités sur Baie des Veys 2009-20



Mortalités sur Est Cotentin 2009-2010 Mortalités sur Ouest cotentin 2009-20

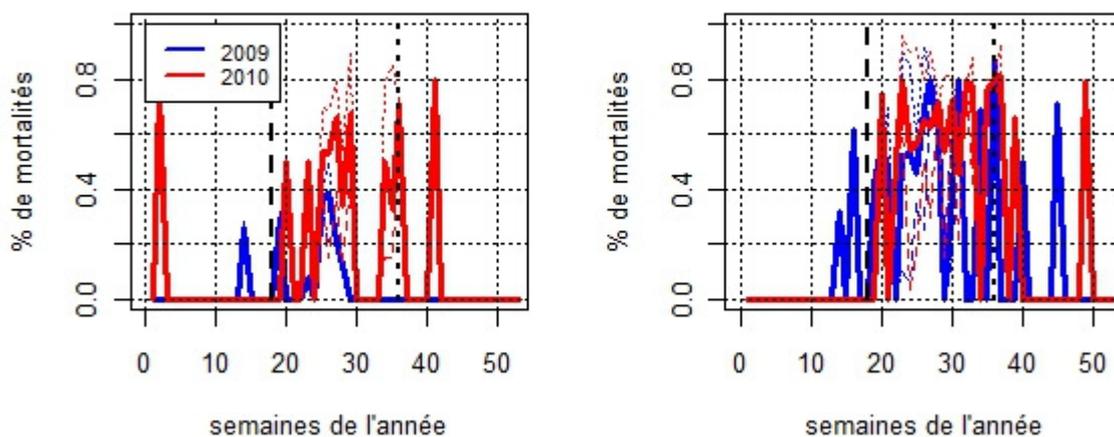


Figure 2 : moyenne du % de mortalités issues des déclarations de mortalité par semaine de constat des mortalité par bassin et année

Remarque : L'axe des abscisses indique la semaine de constat des mortalités. En absence de déclaration pour la semaine considérée le % de mortalité est estimé nul.

L'examen de ces figures montre que les mortalités ne semblent pas diminuer clairement entre 2009 et 2010 (ce qu'objectivera l'analyse statistique).

4.2.3 Mortalités en fonction des dates d'immersions précoces et tardives (période 30 mars au 31 août) de moins de 18 mois par bassin,

Les 470 valeurs renseignées sur le mois de ré-immersion ont été utilisées.

La première analyse compare une date d'immersion non conforme dans la plage du 31 mars au 31 août de l'année des mortalités enregistrées (pas d'effet sur plus d'un an), et conforme dans les autres cas.

La comparaison des déclarations de périodes d'immersion est donnée ci-dessous par année et par bassin :

Tableau 3 : Nombre de concessions de moins de 18 mois issues des déclarations avec réimmersion précoce (conforme) ou tardive (non conforme 31 mars-31 août) par année et bassin

| Critère : Période considérée 31 mars-31 août | 2009 | 2010 |
|--|--------|-------|
| Meuvaines | | |
| Conforme | 15 | 5 |
| Non conforme | 20 | 14 |
| % Non conforme | 57.15% | 73.7% |
| Baie des veys | | |
| Conforme | 13 | 2 |
| Non conforme | 47 | 35 |
| % Non conforme | 78.3% | 94.6% |
| Cotentin Est | | |
| Conforme | 3 | 33 |
| Non conforme | 14 | 42 |
| % Non conforme | 82.3% | 56% |
| Cotentin Ouest | | |
| Conforme | 31 | 28 |
| Non conforme | 82 | 66 |
| % Non conforme | 72.5% | 70.2% |
| Total | | |
| Conforme | 62 | 68 |
| Non conforme | 163 | 157 |
| % Non conforme | 72.4% | 69.8% |

On peut néanmoins se poser la question de la représentativité des déclarants en terme d'application de la mesure de ré-immersion en dehors des périodes à risques en particulier en 2010 ; Il faudrait savoir si ceux qui font des ré-immersions en périodes à risques sont surreprésentés dans l'échantillon de mortalités anormales, ce qui pose une nouvelle fois la question de la méconnaissance des pratiques des non-répondants. **Pour rappel, le seuil de ce tableau n'est pas le seuil réglementaire.**

Il faut aussi rappeler que la production de naissain en terme de concessions affectée à ce type de production a pu évoluer entre 2009 et 2010.

Les moyennes de mortalités pour ces différents groupes sont représentées dans le graphe ci-après :

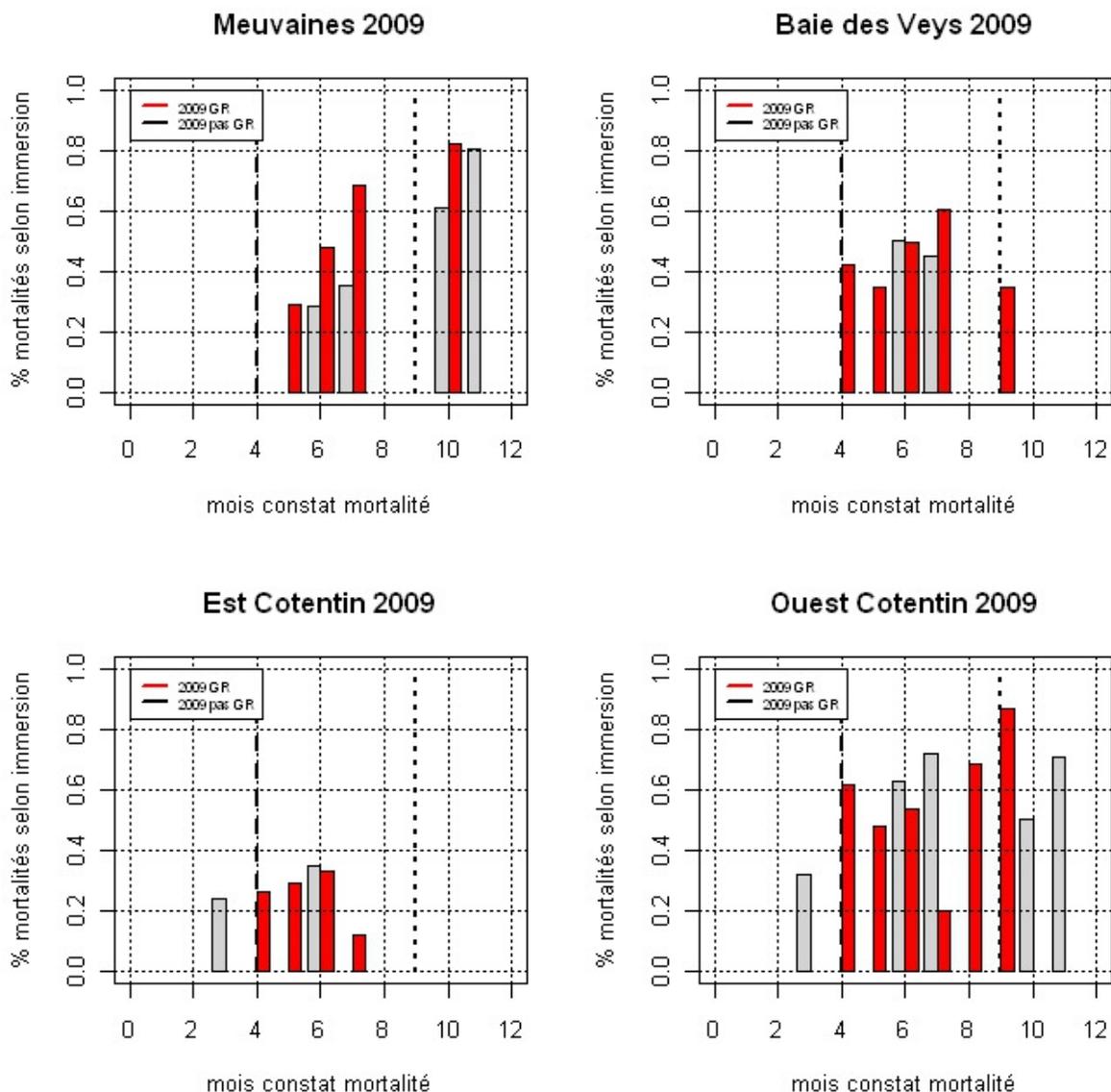


Figure 3 : Moyenne du pourcentage de mortalités issues des déclarations par semaine de constat des mortalités, selon la période de ré-immersion (non conforme 31 mars-31 août), par bassin pour 2009, pour les moins de 18 mois

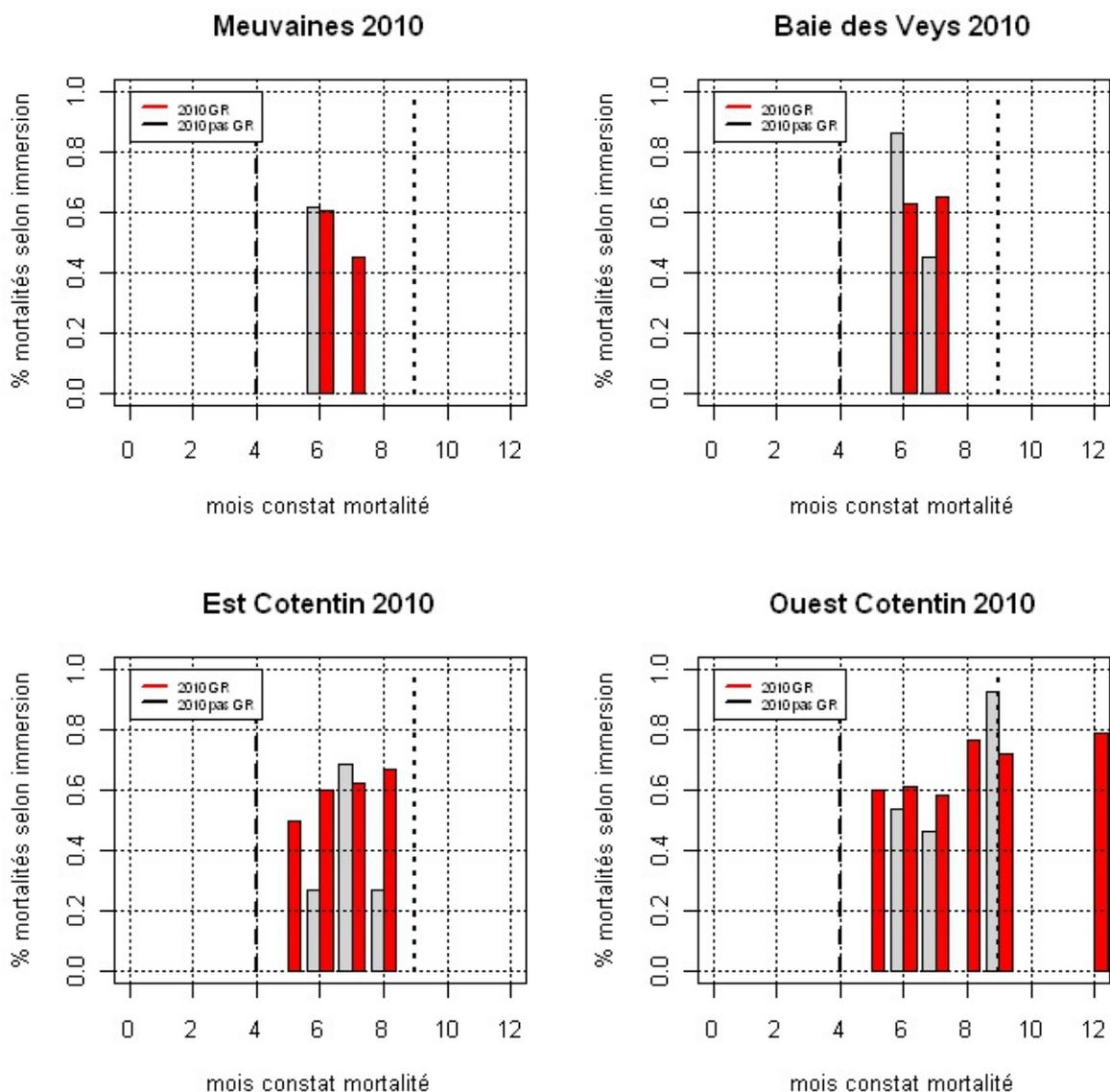


Figure 4 : Moyenne du pourcentage de mortalités issues des déclarations par semaine de constat des mortalités, selon la période de ré-immersion (non conforme 31 mars-31 août), par bassin pour 2009, pour les moins de 18 mois

En prenant comme dates limites les 31 mars et le 31 août, les ré-immersions tardives montrent en moyenne sur certains mois un pourcentage de mortalité plus élevé que les mortalités issues de ré-immersions précoces, ramenées aux mêmes périodes de mortalité. Cependant l'effet global reste difficile à prédire à partir de ces données brutes.

4.2.4 Mortalités en fonction des dates d'immersions précoces et tardives (période 30 avril au 31 août) de moins de 18 mois

La seconde analyse compare une date d'immersion non conforme dans la plage du 30 avril au 31 août de l'année des mortalités enregistrées (pas d'effet sur plus d'un an), et conforme dans les autres cas

Tableau 4 : Nombre de concessions de moins de 18 mois issues des déclarations avec ré-immersion précoce (conforme) ou tardive (non conforme 30 avril-31 août) par année et bassin

| Période considérée 30 avril-31 août | 2009 | 2010 |
|-------------------------------------|--------|------|
| Meuvaines | | |
| Conforme | 25 | 19 |
| Non conforme | 10 | 0 |
| % Non conforme | 28.57% | 0 |
| Baie des veys | | |
| Conforme | 48 | 37 |
| Non conforme | 12 | 0 |
| % Non conforme | 20% | 0 |
| Cotentin Est | | |
| Conforme | 10 | 72 |
| Non conforme | 7 | 3 |
| % Non conforme | 41% | 4% |
| Cotentin Ouest | | |
| Conforme | 68 | 87 |
| Non conforme | 45 | 7 |
| % Non conforme | 39.8% | 7.4% |
| Total | | |
| Conforme | 151 | 215 |
| Non conforme | 74 | 10 |
| % Non conforme | 33% | 4.4% |

Le groupe des non-conformes s'effondre car beaucoup de ré-immersions ont lieu en avril et, en 2010, l'application de la réglementation est une explication suffisante pour expliquer la chute du groupe concerné.

Les graphes suivants montrent des tendances moins nettes que dans le cas précédent et sont réduites à l'année 2009 compte tenu du très faible effectif de 2010.

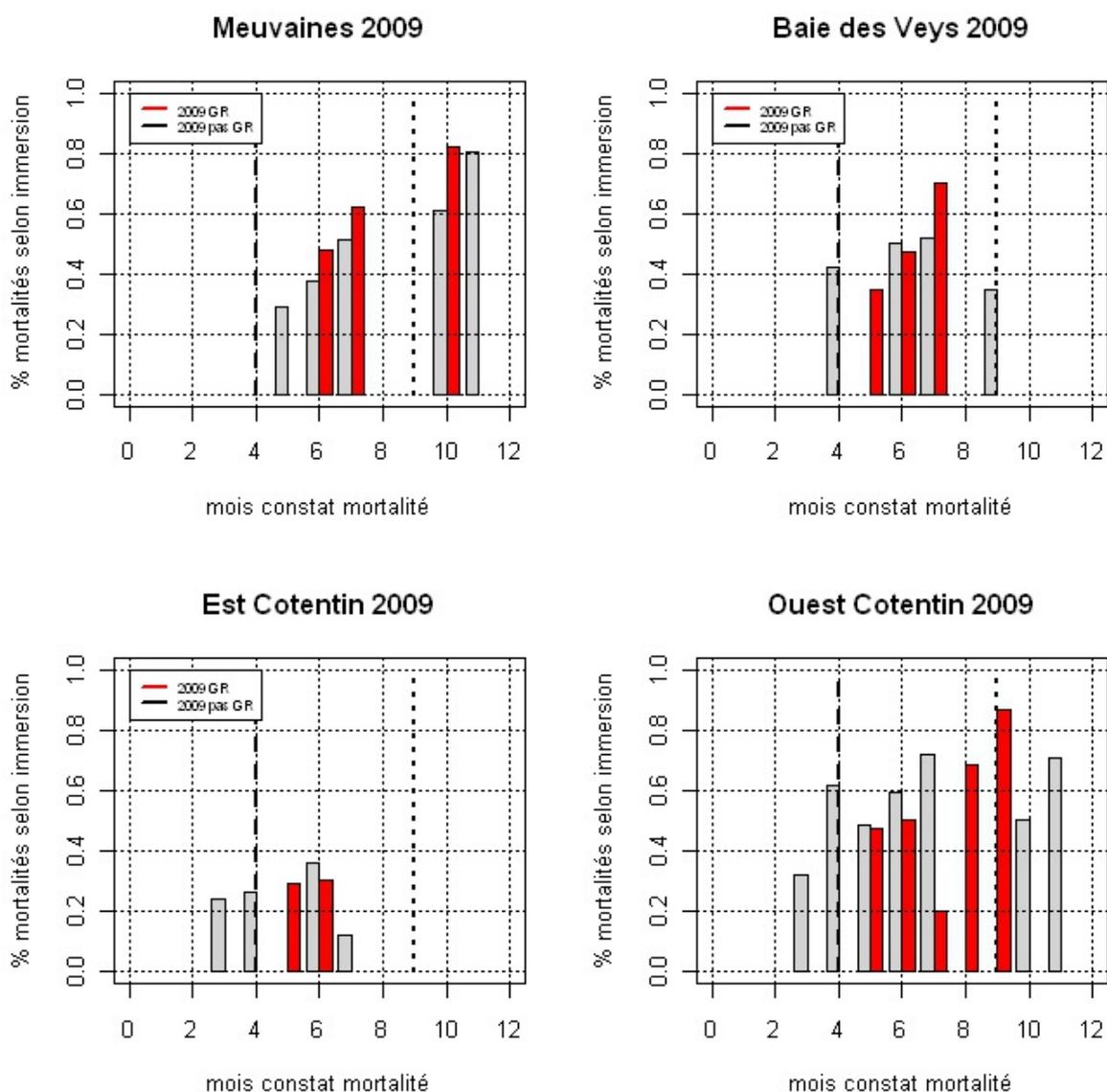
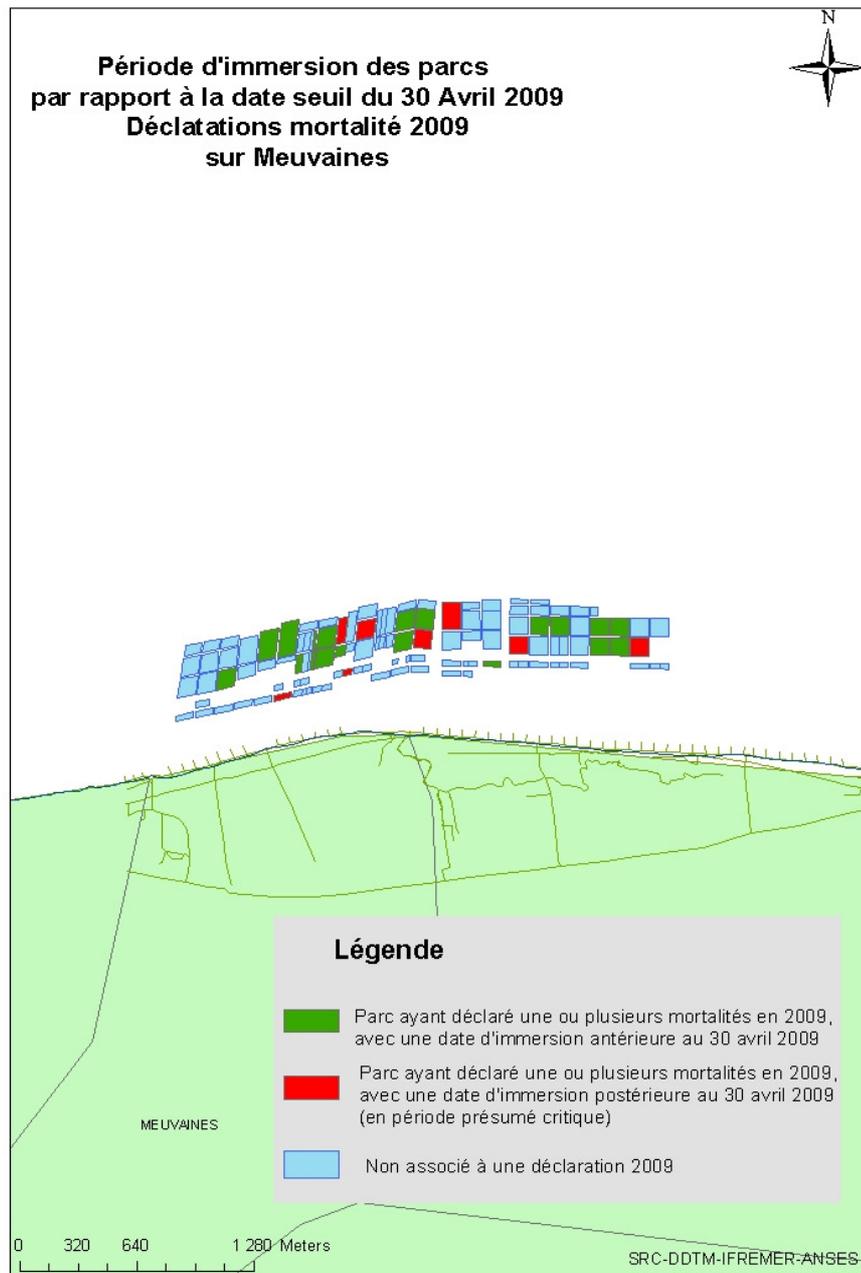
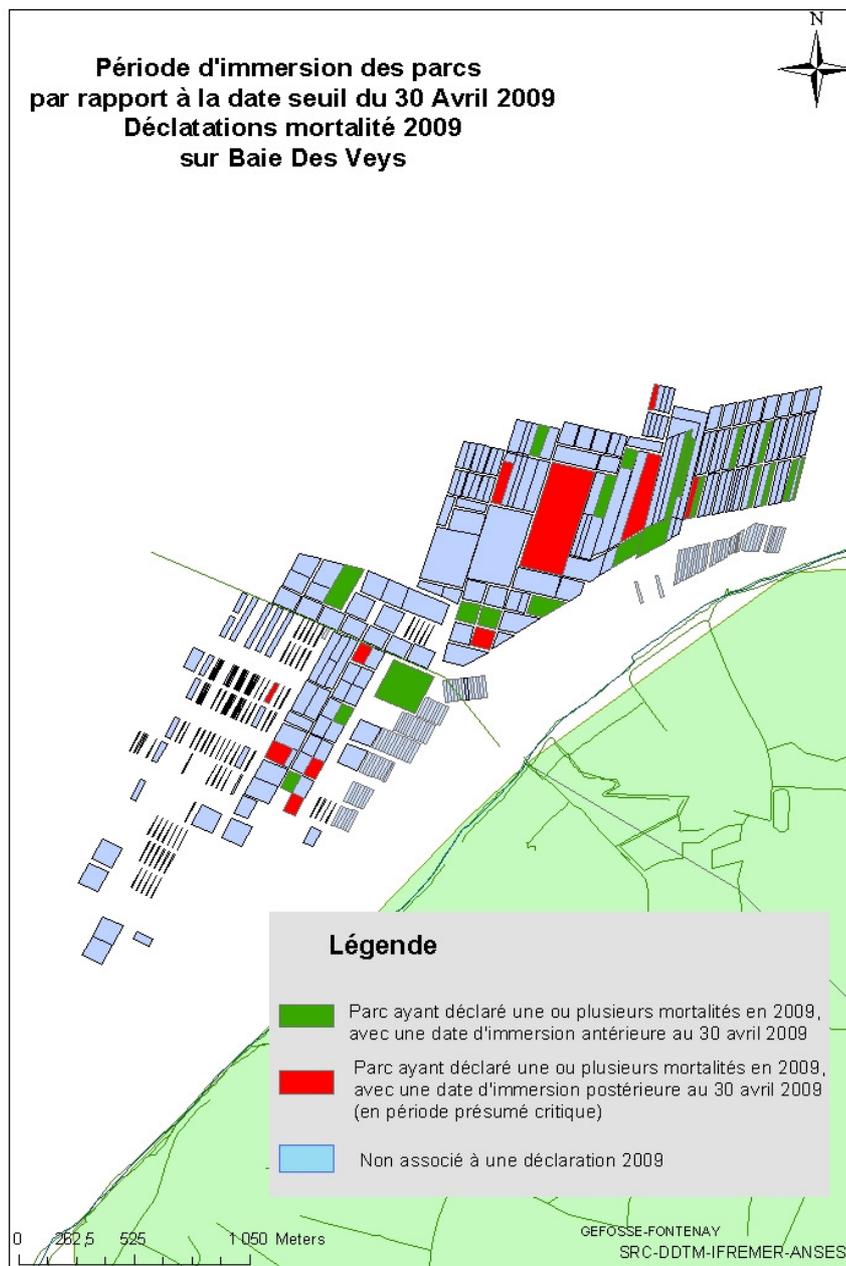


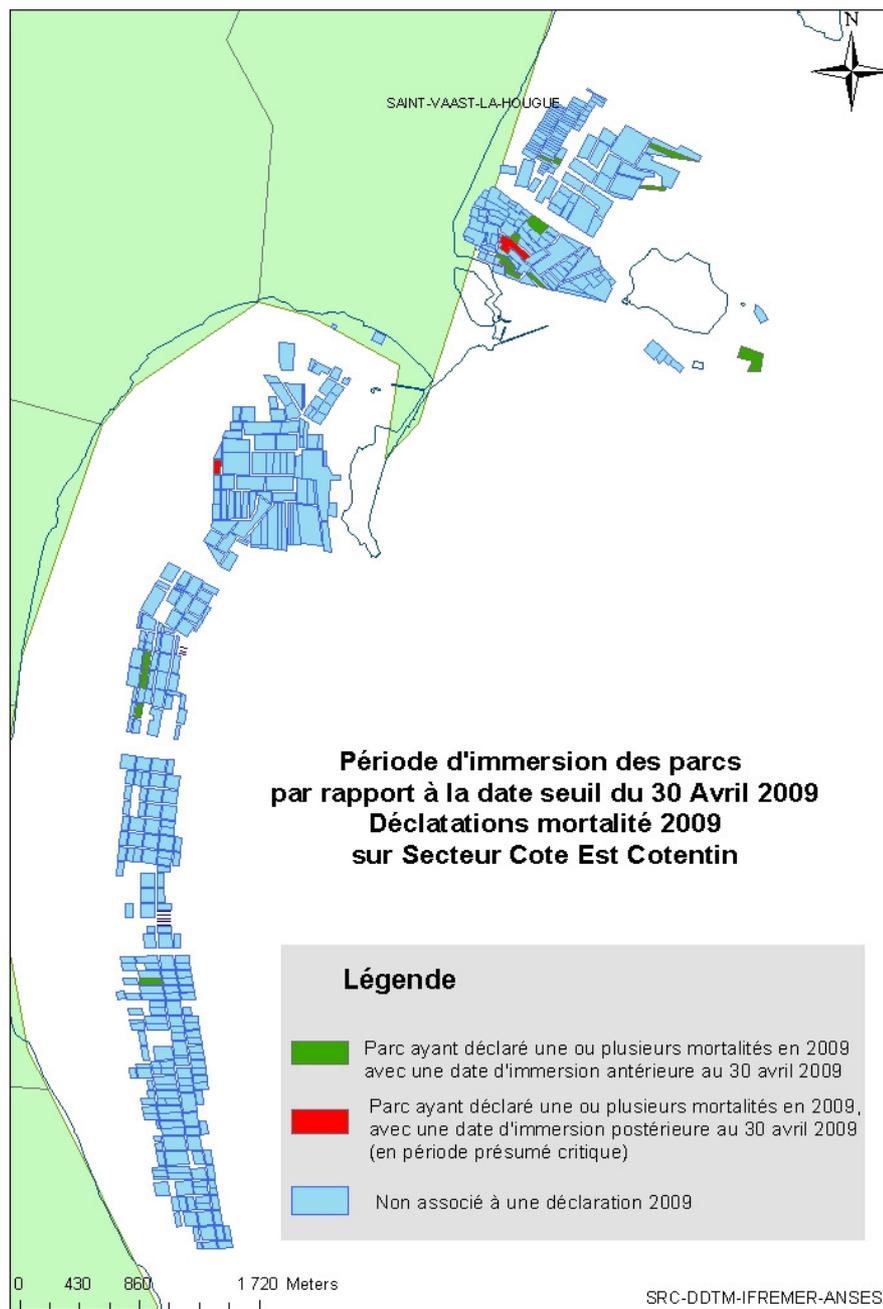
Figure 5 : Moyenne du pourcentage de mortalités issues des déclarations par semaine de constat des mortalités, selon la période de ré-immersion (non conforme 30 avril-31 août), par bassin et année, pour les moins de 18 mois

Remarque : L'axe des abscisses indique la semaine de constat des mortalités. En absence de déclaration pour la semaine considérée le % de mortalité est estimé nul.

Il a été vérifié que les groupes (précoces et tardifs de ré-immersion) n'appartenaient pas à des sous-bassins particuliers (cartes ci-dessous).







4.2.5 Mortalités en fonction date d'immersion

- La dernière analyse descriptive consiste à regarder les mortalités avec la date d'immersion. On restreint le fichier de données aux mortalités comprises entre le 31 mars et le 31 décembre. La courbe noire concerne les dates d'immersion de l'année des mortalités.
- Seul le bassin de Meuvaines présente une tendance à observer de plus fortes mortalités en fonction de dates de ré-immersion tardives.

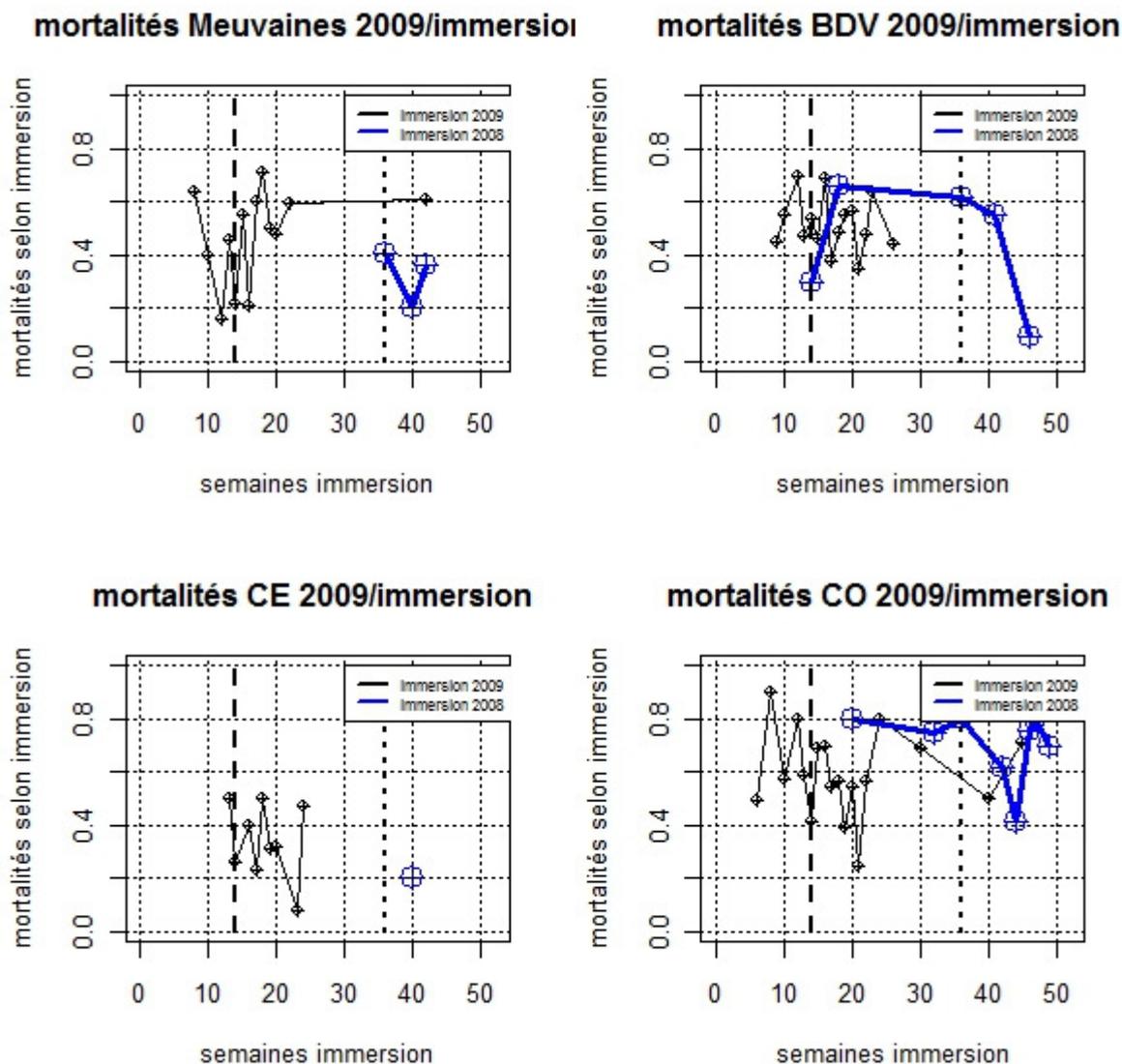


Figure 6 : moyenne du % de mortalités des huîtres de moins de 18 mois en fonction de la semaine de ré-immersion, par bassin, pour l'année 2009.

Remarque : L'axe des abscisses indique la semaine de ré-immersion. Les lignes pointillées verticales indiquent la période du 31 mars au 31 août. La courbe bleue représente les ré-immersions de 2008, la courbe noire celle de 2009.

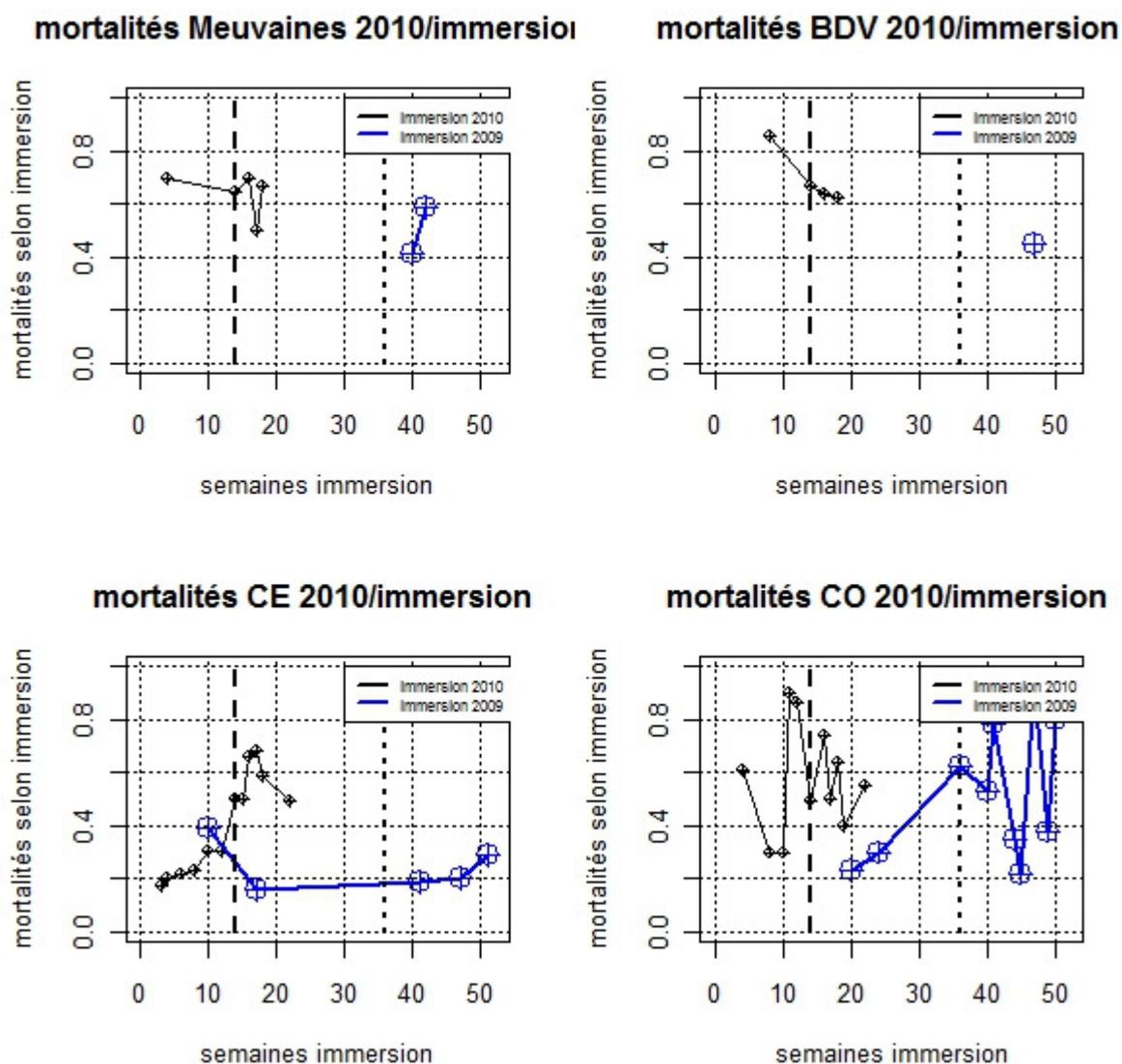


Figure 7 : moyenne du % de mortalités des huîtres de moins de 18 mois en fonction de la semaine de ré-immersion, par bassin, pour l'année 2009.

Remarque : L'axe des abscisses indique la semaine de ré-immersion. Les lignes pointillées verticales indiquent la période du 31 mars au 31 août. La courbe bleue représente les ré-immersions de 2009, la courbe noire celle de 2010.

Les bassins ne se comportent pas de la même façon, il est difficile d'en déduire une tendance générale (linéaire ou pas, croissante ou décroissante) de l'effet de la semaine ré-immersion sur la moyenne du pourcentage de mortalités (sans prise en compte de la variabilité de la réponse).

4.2.6 Dates de ré-immersion et dates de constat des mortalités

Afin de regarder plus finement le délai entre la date de ré-immersion et la date de constat de mortalité, les données ont été représentées pour l'année de constat de mortalité 2009.

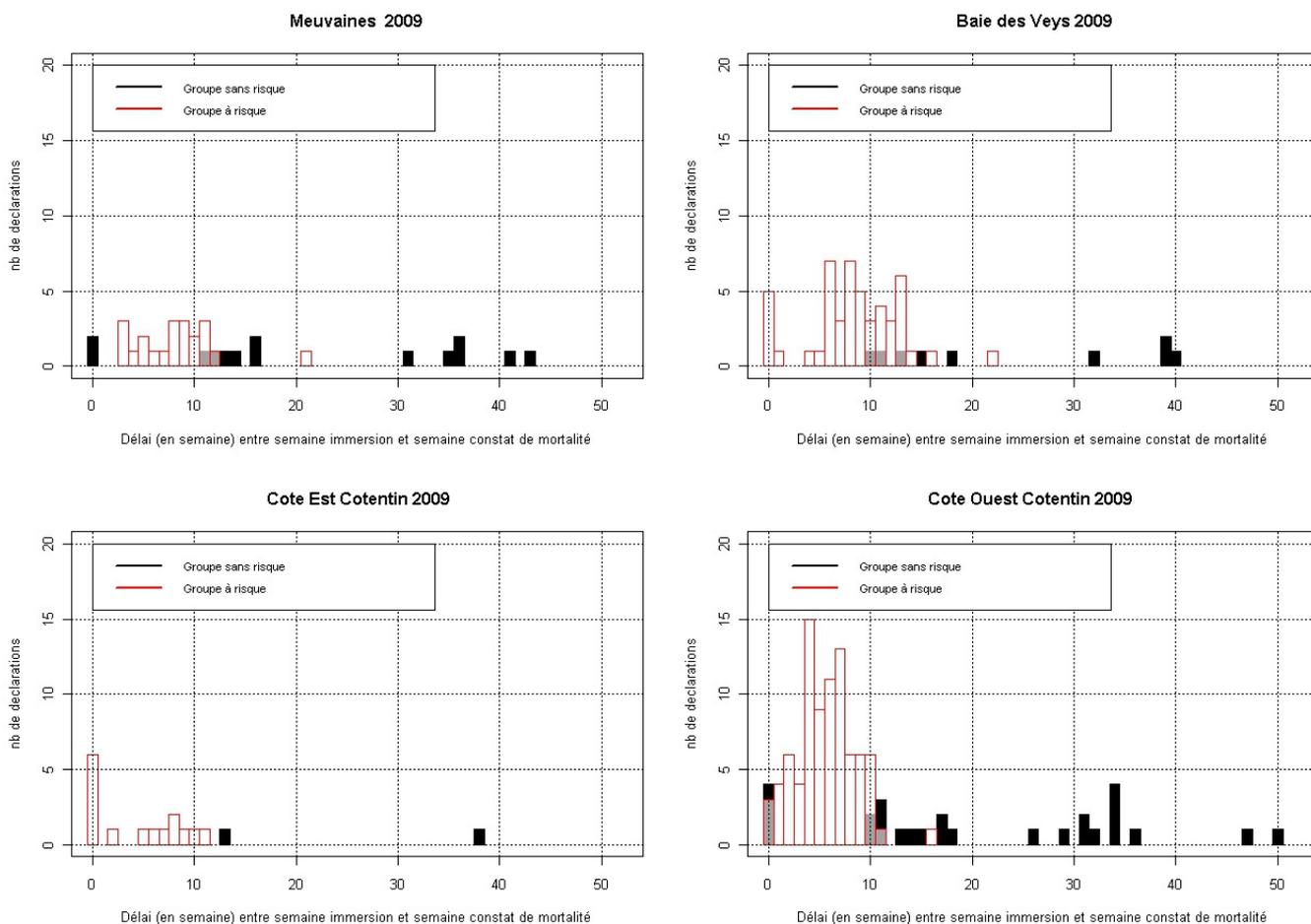


Figure 8 : délai entre semaine immersion et semaine de constat des mortalités

Le groupe à risque est ici le groupe dont l'immersion est comprise entre le 31 mars et le 31 août. Comme les mortalités sont majoritairement observées en période estivale, il est logique que le délai soit plus court pour le groupe à risque que pour le groupe sans risque. Il faut cependant observer que, dans les 2 groupes, certaines mortalités s'expriment la semaine même de l'immersion. Sauf erreur (questionnaire, saisie) cela traduit le fait qu'un stress lié à la ré-immersion, quelque soit la période, peut déclencher une mortalité anormale. Pour le groupe non à risque, en noir, ces mortalités concomitantes aux immersions ont été constatées en dehors de la période estivale (Meuvaines, Côte Ouest).

4.3.4.4.4. Estimations sur résultats bruts (sans modèle)

Les moyennes brutes de mortalités sont en moyenne de 53.6%, quantiles à 95% estimées par bootstrap [11-90] et médiane à 55%.

Les moyennes brutes de mortalités sont en moyenne de 51% IC95 [10,85] médiane 51% en 2009.
Les moyennes brutes de mortalités sont en moyenne de 56% IC95 [15,90] médiane 56% en 2010.

Les moyennes de mortalités par bassin, en regroupant 2009 et 2010, sont :

- Meuvaines 52% [10-82] médiane 52%
- Baie des Veys 56% [20-85] médiane 56%
- Côte Est 44% [13-85] médiane 43%
- Côte Ouest 58% [11-90] médiane 61%

Les moyennes de mortalités, suivant les groupes à risques, sont :

- Groupe à risque pour une ré-immersion entre le 31 mars et le 31 août
 - Groupe à risque 57% [15-89] médiane 58%
 - Groupe pas à risque 47% [10-90] médiane 45%
- Groupe à risque pour une ré-immersion entre le 15 avril et le 31 août (pour mémoire car non significatif)
 - Groupe à risque 55% [10-88] médiane 55%
 - Groupe pas à risque 51% [13-90] médiane 51.3 %
- Groupe à risque pour une ré-immersion entre le 30 avril et le 31 août (pour mémoire car effet s'inverse)
 - Groupe à risque 50% [10-87] médiane 49%
 - Groupe pas à risque 56% [15-90] médiane 56%
 - L'effet s'inverse. L'immersion tardive devient un facteur protecteur vis-à-vis des mortalités.

L'analyse multi-variée va permettre d'ajuster l'effet des facteurs listés ci-dessus (voir d'autres facteurs) les uns vis-à-vis des autres.

4.3 résultats analyse multivariée

Les variables explicatives autres que la date d'immersion ont été sélectionnées suivant les critères suivants :

- Les variables dont le taux de non réponse est supérieur à 20% sont éliminées.
- Exclusion de l'analyse des variables explicatives non liées aux mortalités (non significatives au seuil de 5%) (analyse mono-variée).
- Recherche de colinéarité entre variables explicatives, exclusion d'une variable lorsque $P < 0.05$ à l'aide du test X_2 .

Les calculs et les graphes sont menés sur R version 2.12.2, avec le module lme4 pour la prise en compte d'effet aléatoire.

Les modèles emboîtés sont comparés à l'aide du test de rapport de vraisemblance (Likelihood Ratio Test).

Les modèles non emboîtés sont comparés sur la base du critère AIC (Akaike Information Criteria).

Les animaux pris en compte sont d'âge inférieurs à 18 mois. Un lot, ou une mesure, est considéré comme des huîtres de même âge, même origine, nature, **immergés au même moment sur un même parc et dont la date de constat de mortalité est la même (même déclaration)**. Le fichier sur les 2 années comporte 450 lignes.

4.3.1 Exclusion des variables >20% de NR (Non Renseignés ou non exploitables)

Les variables prises en compte pour l'analyse sont :

1. Le taux de mortalité selon 4 hypothèses de précision de la mesure (comptage sur $n=10$, $n=100$, $n=300$, $n=1000$). Les données de comptage comportent plus de 20% de NR (26%) et beaucoup de comptages semblent un peu élevés (de 1000 individus à 45000 41.7%).
2. L'année de constat des mortalités (2009-2010)(ACM)
3. Le groupe de ré-immersion : entre le 31 mars-15 avril-30 avril et le 31 août de l'année du constat des mortalités (GR=1 si période ré-immersion entre 31 mars et 31 août, 0 sinon)
4. Semaine de mise sur parc (SMSP)
5. Année mise sur parc (intégré dans le groupe de ré-immersion) (AMSP)
6. Le bassin
7. Le secteur du bassin (effet aléatoire)
8. L'identifiant de la concession (effet aléatoire) ID
9. Le coefficient d'accès (coeffaces) (40% de NR donc exclus de l'analyse)
10. Le type d'huître (captage naturel, éclosion 2N, éclosion 3N) (type)
11. Origine géographique du lot (OriginGeoLot) (43% et 46% de NR ou de non exploitables sur les 2 items du questionnaire donc exclus de l'analyse)
12. Semaine de constat de mortalité (SCM)
13. Distance entre la semaine de constat de mortalité et le pic estival des mortalités (SCMD)
14. Nombre de poches du même lot sur le parc
15. Nombre d'unités par poche (15% de NR mais pris en compte)

16. Taille calibre (20% de NR donc non pris en compte)
17. Poids concernée par mortalité (>20% de NR donc non pris en compte)
18. Présence de pousse récente (Pous=1 oui)
19. Classification du lot (TAilm)
20. Maturité sexuelle (61.7% de NR donc non pris en compte)
21. Nature du sol (Sol)
22. Stress : type de manipulation (intra-zone=1,interzone ou importante=2)/ (délai entre jour stress et jour mortalité). (variable quantitative). En effet il est supposé que plus le stress est fort et plus il est proche de la date des mortalités plus il est supposé d'impact important sur les mortalités 24.6% de NR donc abandonné (pas possible de différencier si ce sont des NR ou si aucune manipulation avant mortalités)
23. Stress détail de la manipulation. 24.6% de NR donc abandonné (pas possible de différencier si ce sont des NR ou si aucune manipulation avant mortalités)
24. Coefficient de marée de la semaine de constat de mortalité

Les variables quantitatives restantes ont été centrées réduites.

4.3.2 Exclusion des variables suite à l'analyse univariée

Les critères d'exclusion des variables, suite à l'analyse univariée, sont détaillés ci-dessous :

- Exclusion de l'analyse multivariée pour un des modèles spécifiés des variables explicatives non significatives au seuil de 5% lors de l'analyse univariée
- Exclusion des variables pour lesquelles le sens de l'effet sur les mortalités n'est pas stable suivant la structure du modèle (tantôt favorable tantôt défavorable).
- La variable « effet du stress » est gardée ici (permet de voir le sens de l'effet prédit) mais était normalement exclue suite à l'étape 1.
- Si le sens de l'effet n'est pas celui attendu ou explicable biologiquement, l'effet est exclu de la suite de l'analyse
- Les modèles testés correspondent à différentes hypothèses sur :
 - La précision du comptage : 100 individus par concession. Une hypothèse de mesure plus précise (n=300) ne change pas de façon importante les résultats. Les données de comptage réelles ne sont pas utilisables (trop de non réponse ou de réponses non utilisables) ;
 - La prise en compte de corrélations des données quand elles ont été mesurées sur une même concession ;
 - La prise en compte de corrélations des données quand elles ont été mesurées sur un même secteur. Le bassin Cotentin Ouest est trop grand pour être défini comme une unité hydrologique homogène. La prise en compte de corrélations au niveau du secteur géographique vise, notamment, à corriger cet effet ;
 - Le critère AIC le plus petit est choisi comme critère de meilleur ajustement ;

Les résultats sont indiqués dans le tableau ci-dessous.

Tableau 5 : résultats de l'analyse monovariée

| Type variable et valeur référence (ref) | Variable | Modèle sans corrélation | Modèle avec corrélation secteur et concession (effet aléatoire) | Décision | Interprétation |
|---|-------------------------------|--|--|-----------------|--|
| | | N=100 Paramètre (logOR) se=écart type P significativité Valeur AIC | N=100 Paramètre (logOR) se=écart type P significativité Valeur AIC | Gardé (oui/non) | Sens de l'effet en monovarié |
| ACM (ref 2009) | Année constat mortalité | 0.2 se 0.01 <2.10-16 11405 | 0.39 se 0.11 0.000587 2341 | Oui | Effet aggravant (plus de mortalité) en 2010 qu'en 2009 |
| Ref=0 Sans risk | GR1 (31 mars) | 0.38 se 0.02 <2.10-16 11201 | 0.45 se 0.05 <2.10-16 2285 | Oui | Effet aggravant (plus de mortalité) quand immersion entre 30 mars-30 août |
| Ref=0 Sans risk | GR2 (15 avril) | 0.13 se 0.02 10-12 11472 | -0.07se 0.04 0.08 2350 | Non | Non significatif Effet protecteur (moins de mortalité) quand immersion entre 15 avril-30 août non significatif seuil 5% |
| Ref=0 Sans risk | GR3 (30 avril) | -0.22 se 0.02 10-16 11438 | -0.2se 0.06 0.001 2342 | Non | Effet protecteur (moins de mortalité) quand immersion entre 30 avril-30 août significatif seuil 5% Sens de l'effet non expliqué |
| Quant | D entre jour réimmet 30 juin | -0.002 se 0.0001 <2.10-16 11293 | -0.001se 0.0004 P=0.001 2341 | oui | Effet protecteur (moins de mortalité) quand on s'éloigne du 30 juin |
| Quant | D entre jour réimm et 30 août | -0.002 se 0.0001 <2.10-16 11295 | -0.001se 0.0002 P=0.001 2341 | oui | Effet protecteur (moins de mortalité) quand on s'éloigne du 30 août |
| Ref=CO | bassin | BDV -0.09 p 0.02 CE -0.56 p 10-16 Meu -0.22 p.10-13 11009 | BDV -0.21 p 0.14 CE -0.56 p 0.0002 Meu -0.38 p 0.021 2346 | Oui | La côte est et Meuvaines ont moins de mortalité que la Côte Ouest |

Tableau 6 : résultats de l'analyse monovariée (suite)

Anses • rapport d'appui scientifique et technique pour le traitement de la Saisine « n° 2010-SA-0273 sur l'évaluation de l'efficacité d'une mesure préventive vis-a-vis du risque de surmortalité d'huîtres creuses *Crassostrea gigas*»

| Type variable et valeur référence (ref) | Variable | Modèle sans corrélation | Modèle avec corrélation secteur et concession (effet aléatoire) | Décision | Interprétation |
|---|---------------------|--|---|---|---|
| Ref=N | Type huître | E2 -0.29 p 3.10-11 E3 -0.29 p2.10-16 11293 | E2 -0.65 p 2.10-9 E3 -0.48 2.10-12 2285 | Oui | Les produits d'écloserie ont moins de mortalité que le captage naturel |
| Ref=26 | SCM | 22 p<5% 10438 | 5 p<5% 2304 | Non au profit MCM plus simple à interpréter | Suivant les semaines de constat de mortalité les mortalités sont différentes |
| MCM Ref=6 | Mois mortalité | 7 p<5%/8 11127 | 3 p <5%S/8 2322 | Oui | Suivant les mois de constat de mortalité les mortalités sont différentes |
| Quant | Nbpoc Sur conc | 0.10 se 0.01 <2.10-16 10104 | -0.01 se 0.04 P=0.77 2182 | Non | Non significatif Sens différent suivant modèle sur les mortalités du nombre de poches de naissain présentes par concession |
| Quant | Nbpoc*Nb unitpoc | -0.06 se 0.01 2.10-8 8683 | -0.07 se 0.04 0.12 1835 | Non | Non significatif Effet protecteur de la surdensité (nb de poches et nb individus /poche |
| Quant | Nbunitpoc | -0.06 se 0.01 2.10-8 8683 | -0.07se 0.04 0.12 1835 | Non | Non significatif Tendance : Effet protecteur de la surdensité (nb de poches et nb individus /poche |
| Ref=0 | Pousse Récente | -0.28 0.03 <2.10-16 10944 | -0.36 0.07 10-6 2207 | Non* | Effet protecteur d'une pousse récente (non cohérent avec théorie) |
| Ref=TT | Classificati on lot | QL-0.6 <2.10-16 TTL-0.1 <10-6 11024 | QL-0.5 10-5 TTL-0.1 0.91 2210 | Non* | Non significatif Tendance :Effet queue de lot protecteur |

Tableau 7 : résultats de l'analyse monovariée (suite)

| Type variable et valeur référence (ref) | Variable | Modèle sans corrélation | Modèle avec corrélation secteur et concession (effet aléatoire) | Décision | Interprétation |
|---|----------------------|--|---|----------|---|
| Ref=roche | Nature sol | SAB -0.4 <2.10-16 VAS-1 <2.10-16 11160 | SAB -0.05 0.64 VAS-0.40 0.08 2353 | Non* | Non significatif Tendance vase et sable protecteur/vase |
| Quant | Coefficient de marée | 0.0004se0.0006 10-10 11369 | -0.01 10-8 2311 | Non** | Sens variable de l'effet du coefficient de marée de la concession |
| Quant Obs=253 Au lieu de 450 | Stress quant | -0.49 se0.07 10-11 6378 | -0.39 se0.22 0.08 1430 | Non*** | Non significatif Tendance : moins le stress est fort et plus il est éloigné de la date de constat de mortalité, plus les mortalités sont faibles |

Il est intéressant de constater que, souvent, les valeurs de paramètres sont dans le sens attendu vis-à-vis des mortalités. Le sens de l'effet et sa significativité doivent être interprétés au regard de l'analyse multivariée qui suit.

4.3.3 Recherche de colinéarité entre variables explicatives

- Recherche de variables colinéaires par le X2, les données quantitatives ont été transformées suivant leurs quantiles (0-25%,25-50%,50-75%,75-100%) en variables qualitatives pour l'exploration des colinéarités entre les données explicatives.

Tableau 8 : colinéarité entre année de constat de mortalité et autres variables explicatives

| | Année Constat de mortalité résultats p Khi-2 | Remarques |
|---------------------------------|--|--|
| Immersion avant/après 30 mars | 0.33 | NS |
| Immersion avant /après 15 avril | 0.257 | NS |
| Immersion avant/après 30 avril | <0.0001 | S effet de l'interdiction en 2010 |
| Immersion < ou > au 30 juin | <0.0001 | S effet de l'interdiction en 2010 |
| Immersion < ou > au 30 août | <0.0001 | S effet de l'interdiction en 2010 |
| bassin | <0.0001 | S Nb déclarations/bassin différentes selon année |
| secteur | <0.0001 | S Nb déclarations/secteur différentes selon année |
| Type huître | <0.0001 | En 2010 dans déclarations mortalités anormales plus de |

| | | |
|---|---------|--|
| | | triploïdes d'écloserie (de 39 à 113)et moins de diploïdes d'écloserie (21 à 1), diminution captage naturel de 165 à 111. |
| Semaine constat mortalité | <0.0001 | S |
| Mois constat mortalité | <0.0001 | S Plus de déclarations par exemple en août en 2010 (de 1 à 48) et moins en mars avril mai juin |
| Nb huitres sur parc | 0.0036 | S |
| Charge poche | 0.001 | S |
| Pousse Récente (exclus analyse) | 0.0017 | S |
| Indicateur quantitatif de stress (exclus analyse) | 0.001 | S |
| Mois mise sur site | 0.001 | S |

S = significatif, NS = non significatif

Tableau 9 : colinéarité entre groupe à risque (immersion 30 mars-31 août) et autres variables explicatives

| | GR 31 mars résultats p Khi-2 |
|----------------------------------|------------------------------|
| bassin | P=0.003 |
| secteur | P=0.003 |
| Type huître | P=0.001 |
| Semaine constat mortalité | P=0.001 |
| Mois constat mortalité | P<0.0001 |
| Nb huitres sur parc | P=0.002 |
| Charge poche | P<0.0001 |
| Pousse Récente | 0.51 |
| Indicateur quantitatif de stress | P<0.0001 |

Tableau 10 : colinéarité entre groupe à risque (immersion 15 avril-31 août) et autres variables explicatives

| | GR 15 avril résultats p Khi-2 |
|----------------------------------|-------------------------------|
| bassin | P=0.15 |
| secteur | P=0.02 |
| Type huître | P=0.001 |
| Semaine constat mortalité | P=0.0003 |
| Mois constat mortalité | 0.003 |
| Nb huitres sur parc | P=0.44 |
| Charge poche | P<0.0001 |
| Pousse Récente | 0.1 |
| Indicateur quantitatif de stress | P<0.0001 |

Tableau 11 colinéarité entre groupe à risque (immersion 30 avril-31 août) et autres variables explicatives

| | GR 30 avril résultats p Khi-2 |
|----------------------------------|-------------------------------|
| bassin | P=0.02 |
| secteur | P=0.1 |
| Type huître | P=0.0006 |
| Semaine constat mortalité | P=0.0007 |
| Mois constat mortalité | 0.06 |
| Nb huitres sur parc | P=0.7 |
| Charge poche | P=0.72 |
| Pousse Récente | P<0.0001 |
| Indicateur quantitatif de stress | P=0.007 |

Tableau 12 : colinéarité entre bassin et autres variables explicatives

| | bassin résultats p Khi-2 |
|----------------------------------|--------------------------|
| Type huître | P=0.0001< |
| Semaine constat mortalité | P=0.0001< |
| Mois constat mortalité | P=0.0001< |
| Nb huitres sur parc | P=0.0001< |
| Charge poche | P=0.0001< |
| Pousse Récente | P=0.26 |
| Indicateur quantitatif de stress | P<0.0001 |
| Mois mise sur site | P<0.0001 |

Le croisement par secteur et facteur est aussi globalement significatif (résultats non montrés).

Tableau 13 : colinéarité entre type huîtres et autres variables explicatives

| | Type huître résultats p Khi-2 |
|----------------------------------|-------------------------------|
| Semaine constat mortalité | P=0.0001< |
| Mois constat mortalité | P=0.0001< |
| Nb huitres sur parc | P=0.0001< |
| Charge poche | P=0.0001 |
| Pousse Récente | P=0.07 |
| Indicateur quantitatif de stress | P<0.0001 |
| Mois mise sur site | P<0.0001 |

Tableau 14 : colinéarité entre mois de constat de mortalité et autres variables explicatives

| | Mois constat mortalité résultats p Khi-2 |
|----------------------------------|--|
| Nb huitres sur parc | P=0.0001< |
| Charge poche | P=0.0001< |
| Pousse Récente | P=0.0016 |
| Indicateur quantitatif de stress | P<0.0001 |
| Mois mise sur site | P<0.0001 |

Tableau 15 : colinéarité entre nombre d'huîtres sur parc et autres variables explicatives

| | Nb huitres sur parc résultats p Khi-2 |
|----------------------------------|---------------------------------------|
| Charge poche | P=0.0001< |
| Pousse Récente | P=0.88 |
| Indicateur quantitatif de stress | P<0.0001 |
| Mois mise sur site | P=0.1 |

Tableau 16 : colinéarité entre charge poche et autres variables explicatives

| | Charge poche résultats p Khi-2 |
|----------------------------------|--------------------------------|
| Pousse Récente | P=0.2 |
| Indicateur quantitatif de stress | P<0.0001 |
| Mois mise sur site | P<0.0001 |

Tableau 17 : colinéarité entre charge poche et autres variables explicatives

| | Pousse récente résultats p Khi-2 |
|----------------------------------|----------------------------------|
| Indicateur quantitatif de stress | P=0.001 |
| Mois mise sur site | P=0.02 |

Les résultats significatifs (avec $P < 0.05$) indiquent une relation entre les deux variables testées. Cependant, les variables liées peuvent être un facteur de confusion les unes vis à vis des autres, et entraîner des effets inattendus si elles ont des effets différents sur les mortalités. Les facteurs « pousse récente » et « type d'huître » sont ainsi liés à l'année de constat de mortalité (tableau 6). Il devient alors difficile de distinguer réellement les effets « pousse récente » et « type d'huîtres » de l'année de constat des mortalités.

Il est décidé de garder les variables décrivant, en plus de la période à risque, les aspects temporels et spatiaux des constats de mortalité.

Certaines variables explicatives ont été maintenues, bien que leur colinéarité pouvait être suspectée par le test de X2, car il a été considéré qu'elles étaient importantes biologiquement (mois de mortalité, bassin, année, groupe à risque). Il a cependant été vérifié que leur ajout ne déstabilisait pas les estimations de paramètres des autres variables et que la corrélation des effets fixes était en général inférieure à 0.5.

4.3.4 Résultats modèle logistique multivarié

Un modèle logistique multivarié peut être décrit de la façon suivante :

Soit P_{ijkl} le pourcentage de mortalité le mois i , dans un bassin j , l'année k , pour un groupe d'immersion à risque (*gr u*) (ou pas) sur la concession v appartenant au secteur w ; celle-ci est exprimée au travers du modèle suivant :

$$\text{Logit}(P_{ijkvw}) = \text{intercept} + a \text{ mois } i + b \text{ bassin } j + c \text{ année } k + d \text{ gr } u + e(v/w)$$

Équation 1 : modèle logistique multivarié

- $\text{logit}(P) = \log(P/(1 - P))$;
- const est la constante générale (ordonnée à l'origine ou intercept) ;
- a mois i , b bassin j , c année k , d gr u , correspondent respectivement aux effets fixes du mois i , du bassin j , de l'année k , et de l'effet du groupe à risque gr u estimés sur l'ensemble des données ;
- e lieu l est un effet aléatoire lié à la concession et secteur de mortalité. Dans la modélisation choisie ici, l'effet aléatoire est spécifié sur l'ordonnée à l'origine et est, en moyenne, nul. La prise en compte de cet effet aléatoire peut, d'une part, rendre non significatif des effets qui l'étaient sans prise en compte de l'effet aléatoire, d'autre part, peut améliorer l'ajustement du modèle aux données en présence de corrélations de celles-ci.

Les coefficients du modèle sont estimés par ajustement sur les résultats des questionnaires de mortalités anormales (pour le modèle mixte par approximation de Laplace). Les résultats d'un modèle sans effet aléatoire sont systématiquement comparés à un modèle mixte (avec prise en compte effet aléatoire) améliorant la qualité de l'ajustement (critère AIC).

Les coefficients du modèle étant estimés, le taux de mortalité peut être prédit chaque mois, pour chaque bassin, chaque année et chaque groupe à risque, quel que soit le nombre de données présentes dans chaque cas, grâce à la formule suivante (modèle sans effet aléatoire) :

$$P_{ijkvw} = \frac{\exp(\text{const} + a \text{ mois } i + b \text{ bassin } j + c \text{ année } k + d \text{ gr } u + e)}{1 + \exp(\text{const} + a \text{ mois } i + b \text{ bassin } j + c \text{ année } k + d \text{ gr } u + e)}$$

Équation 2 : estimations des taux de mortalités issues d'un modèle logistique

Les paramètres de ce modèle (a, b, g, \dots) sont souvent décrits sous leur forme exponentielle : ($\exp(a)$, $\exp(b)$, $\exp(c)$) dénommée Odds-Ratio (OR(a), OR(b), OR(c)).

4.3.4.4.5. Résultats pour un groupe à risque du 31 mars-31 août sans prise en compte des interactions

- Meilleure structure des effets aléatoires

Deux types d'ajustement ont testés : le premier, avec un effet aléatoire lié à la concession et le second lié à la concession et au secteur géographique. La valeur la plus faible de l'AIC indique un meilleur ajustement quand les 2 effets aléatoires sont pris en compte.

- Meilleur modèle sans interaction

Le meilleur modèle tient compte du groupe à risque, du bassin et du mois de constat des mortalités, quelque soit la structure du modèle et la précision de comptage de l'année de constat de mortalité.

Les modèles emboîtés sont comparés à l'aide du test de rapport de vraisemblance (Likelihood Ratio Test).

Les modèles non emboîtés sont comparés sur la base du critère AIC (Akaike Information Criteria).

Tableau 18 : meilleur modèle aléatoire sans interactions

| | Précision comptage 100 individus | | Précision comptage 300 individus | |
|-----------------|--|---------------------------------|---|---------------------------------|
| | Effet Aléatoire : Secteur + concession | Effet Aléatoire : concession | Effet Aléatoire : secteur +concession | Effet Aléatoire : concession |
| Meilleur modèle | ACM+GR+BASS IN+MCM | ACM+GR+BASSIN +MCM | ACM+GR+BASSIN +MCM | ACM+GR+BASSIN +MCM |
| AIC | 2224 | 2284 | 4292 | 4523 |

Dans tous les cas, le meilleur modèle prend en compte l'effet secteur et l'effet concession comme effet aléatoire.

Les effets et le sens ne diffèrent pas selon la précision de comptage choisie (non montré). Par conséquent, il est choisi de montrer les résultats pour n=100 individus (effet aléatoire secteur+concession).

Tableau 19 : résultats du modèle sans interaction, avec effets aléatoires bassins et concessions pour un groupe à risque 31 mars-31 août

| | Estimate (log OR) | Standard error | Pr (significatif si une des modalités inférieures à 1%) |
|-------------------------------|-------------------|----------------|---|
| Intercept | -0.12 | 0.10 | 0.27 |
| Année constat mortalité (ACM) | 0.44 | 0.12 | 0.000216 |
| Groupe à risque | 0.5 | 0.05 | <2*10 ⁻¹⁶ |
| <u>Bassin</u> | | | |

| | | | |
|------------------------|-------|------|--------|
| Baie des Veys | -0.11 | 0.15 | 0.43 |
| Cote Est | -0.57 | 0.16 | 0.0003 |
| Meuvaines | -0.36 | 0.17 | 0.03 |
| Ref Côte Ouest | | | |
| Mois constat mortalité | | | |
| Mars | -0.83 | 0.24 | 0.006 |
| Avril | -0.55 | 0.41 | 0.18 |
| Mai | -0.47 | 0.23 | 0.04 |
| Juillet | -0.65 | 0.10 | 10-9 |
| Août | 0.007 | 0.25 | 0.97 |
| Septembre | 0.22 | 0.32 | 0.47 |
| Octobre | 0.67 | 0.5 | 0.17 |
| Novembre | 1.62 | 0.58 | 0.006 |
| Décembre | 0.51 | 0.99 | 0.61 |
| Référence juin | | | |

4.3.4.4.6. Date immersion pendant ou en dehors période 15 avril-31 août

La même analyse est tentée pour la deuxième période de groupe à risque, les résultats sont indiqués ci-dessous.

Tableau 20 : résultats du modèle sans interaction, avec effets aléatoires bassins et concessions pour un groupe à risque 15 avril-31 août

| | estimate | Standard error | P |
|-------------------------------|----------|----------------|----------|
| Intercept | 0.27 | 0.10 | 0.009 |
| Année constat mortalité (ACM) | 0.45 | 0.12 | 0.000216 |
| Groupe à risque | -0.08 | 0.045 | 0.08 |
| <u>Bassin</u> | | | |
| Baie des Veys | -0.04 | 0.15 | 0.76 |
| Cote Est | -0.56 | 0.16 | 0.0003 |
| Meuvaines | -0.39 | 0.17 | 0.02 |
| Ref Côte Ouest | | | |
| Mois constat mortalité | | | |

| | | | |
|----------------|-------|------|------|
| Mars | | | |
| Avril | -0.48 | 0.24 | 0.04 |
| Mai | -0.44 | 0.41 | 0.29 |
| Juillet | -0.21 | 0.23 | 0.37 |
| Août | -0.65 | 0.10 | 10-9 |
| Septembre | -0.04 | 0.25 | 0.87 |
| Octobre | 0.22 | 0.32 | 0.49 |
| Novembre | 0.43 | 0.5 | 0.39 |
| Référence juin | 1.24 | 0.58 | 0.03 |

Pour n=300, les résultats sont significatifs (P significatif à 0.0002) mais l'effet du groupe à risque devient protecteur des mortalités, ce qui n'est pas vraiment le sens attendu, comme pour n=100 (mais non significatif à 5% pour n=100).

4.3.4.4.7. Date immersion pendant ou en dehors période 30 avril-31 août

Pour 2009 et 2010 :

Pour n=100 les résultats sont significatifs (P significatif à 0.0002) mais l'effet du groupe à risque devient protecteur (comme pour n=300) en ajustant avec le mois et le bassin.

L'effet de l'année n'est pas introduit dans ce modèle (colinéarité avec groupe à risque)

Pour 2009 seulement :

Pour n=100 les résultats sont significatifs (P significatif à 0.0002) mais l'effet du groupe à risque devient protecteur (comme pour n=300) en ajustant sur le mois et le bassin.

4.3.4.4.8. Date immersion 31 mars -31 août prise en compte des interactions

Toutes les interactions sont testées pour une précision de comptage n=100.

L'interaction d'ordre 1 est testée pour les principaux facteurs du modèle précédent.

Une procédure de sélection semi-automatique, basée sur le meilleur AIC, est utilisée sur le modèle sans effet aléatoire (backward et forward avec librairie MASS de R.2.12.2.). Les résultats sont vérifiés par le test de rapport des vraisemblances.

Si on compare l'amélioration du modèle avec les interactions (année de constat de mortalité, bassin, groupe à risque et mois de constat de mortalité), le meilleur modèle est celui qui tient compte des interactions avec le bassin (AIC 9100).

Le meilleur modèle possible tient compte de toutes les interactions pour toutes les variables. Cependant ce modèle n'est pas retenu car l'effet du groupe à risque devient difficile à comprendre biologiquement (effet global du groupe à risque significatif protecteur mais en interaction facteur aggravant AIC 8969). D'autre part, compte tenu des corrélations entre facteurs, un modèle simple paraît plus approprié.

Il est donc décidé d'analyser séparément les données sur chaque bassin (puisque les interactions liées à ce facteur sont importantes dans le modèle), et d'optimiser un modèle pour chacun.

Le modèle final sans effet aléatoire est finalement comparé avec un modèle avec effet aléatoire.

Ce dernier modèle ne permet cependant pas d'analyser les interactions avec le mois de constat de mortalité (non convergence du modèle).

4.3.4.4.9. Résultats pour le bassin de Meuvaines

La qualité de l'ajustement du modèle sans effet aléatoire a été évalué par le test d'Hosmer-Lemeshow (bibliothèque `MKmisc` de R.2.12.2). Ce test est cependant peu puissant et d'autres approches sont utilisées pour évaluer la qualité de l'ajustement et on analyse graphiquement la visualisation des résidus de Pearson par modalités des variables.

- Ajustement des données

- Le test d'Hosmer-Lemeshow (C statistic) ne rejette pas l'hypothèse de l'ajustement du modèle sans effet aléatoire aux données $p=0.98$.
- L'écart entre les valeurs observées et prédites peut être évalué par la représentation des résidus de Pearson (peut permettre de repérer des valeurs ou des situations). On peut ainsi remarquer qu'un certain nombre de valeurs s'ajustent mal aux modèles (résidus $>+2$ ou inférieurs à -2). Compte tenu des résultats sur les autres bassins, la recherche de valeurs influentes n'est pas effectuée.

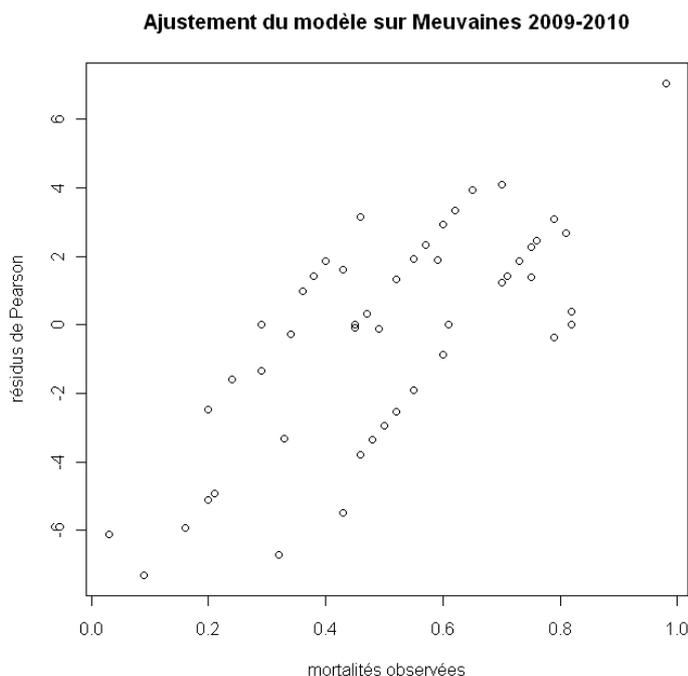


Figure 9 : ajustement des données de Meuvaines au modèle sans effet aléatoire

- Courbe ROC et valeur de l'aire sous la courbe (AUC)

Le meilleur modèle minimiserait le taux de faux positifs (1-sensibilité) (False positive rate) et maximiserait le taux de vrais positifs (spécificité)(true positive rate), et serait le plus au nord ouest du graphe de la courbe ROC ci-dessous.

La valeur de l'AUC est de 0.66 (idéalement 1, supérieur à 0.5 au minimum). Le modèle est donc « acceptable ».

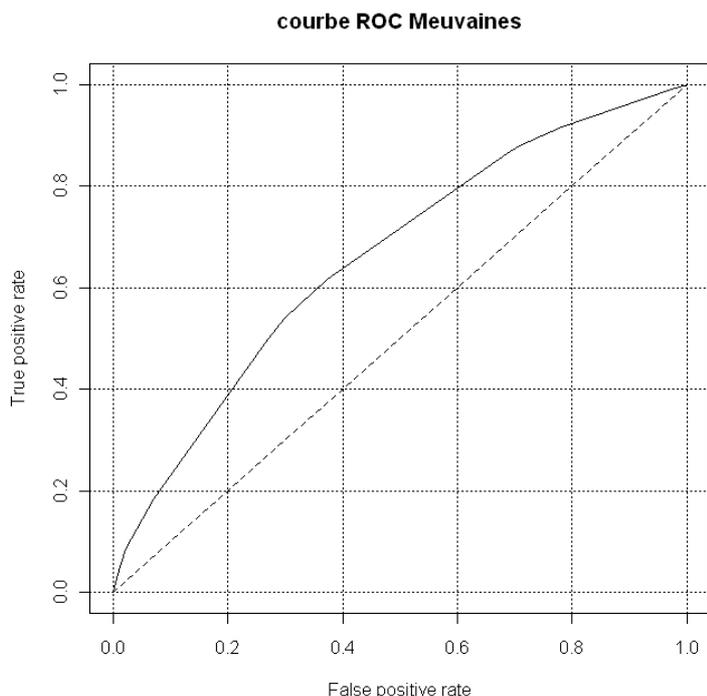


Figure 10 : courbe ROC sur Meuvaines (modèle sans effet aléatoire)

- Valeurs des paramètres du modèle final pour Meuvaines (modèle sans effet aléatoire)

Tableau 21 : résultats du modèle sur Meuvaines (sans effet aléatoire)

| AIC=858 | OR | IC 95 | P |
|-------------------------------|------|-------------|---------------|
| Intercept (exp) | 0.45 | [0.4-0.52] | $<2*10^{-16}$ |
| Année constat mortalité (ACM) | 2.14 | [1.89-2.44] | $<2*10^{-16}$ |
| Groupe à risque | 1.82 | [1.57-2.1] | $5*10^{-16}$ |
| Mois constat mortalité | | | |
| Mai | 0.49 | [0.31-0.76] | 0.002 |
| Juillet | 1.19 | [0.90-1.56] | 0.2 |

| | | | |
|---|------|-------------|----------------------|
| Octobre | 3.41 | [2.5-4.69] | $2 \cdot 10^{-14}$ |
| Novembre | 9 | [6.2-13.3] | $< 2 \cdot 10^{-16}$ |
| Référence juin | | | |
| Interaction mois/année Juillet*2010 | | | |
| Référence juin-2009 | 0.17 | [0.10-0.28] | $3 \cdot 10^{-13}$ |
| Interaction mois/groupe risque | | | |
| Juillet*Gr | 2.18 | [1.55-3.1] | 10^{-5} |
| Octobre*Gr | 1.6 | [0.89-2.99] | 0.12 |
| Référence juin-groupe pas risque | | | |

L'interprétation des valeurs des paramètres est la suivante : Un Odds-Ratio supérieur à 1 indique un effet aggravant sur les mortalités, et un odds-ratio inférieur à 1 indique un effet protecteur, diminuant les mortalités.

- Prédications pour le secteur de Meuvaines

Pour le modèle sans effet aléatoire, les prédictions sont obtenues directement. Les prédictions pour le modèle à effet aléatoire ont été obtenues à l'aide du package AICcmodavg.

Pour les estimations pour le modèle à effet aléatoire, seuls les effets fixes sont pris en compte, ce qui n'introduit pas de biais systématique (en moyenne, l'effet aléatoire est nul). Le modèle à effet aléatoire ne prend pas en compte les interactions (ici avec le mois de mortalité) et ne prend en compte que l'effet concession (1 seul secteur sur Meuvaines).

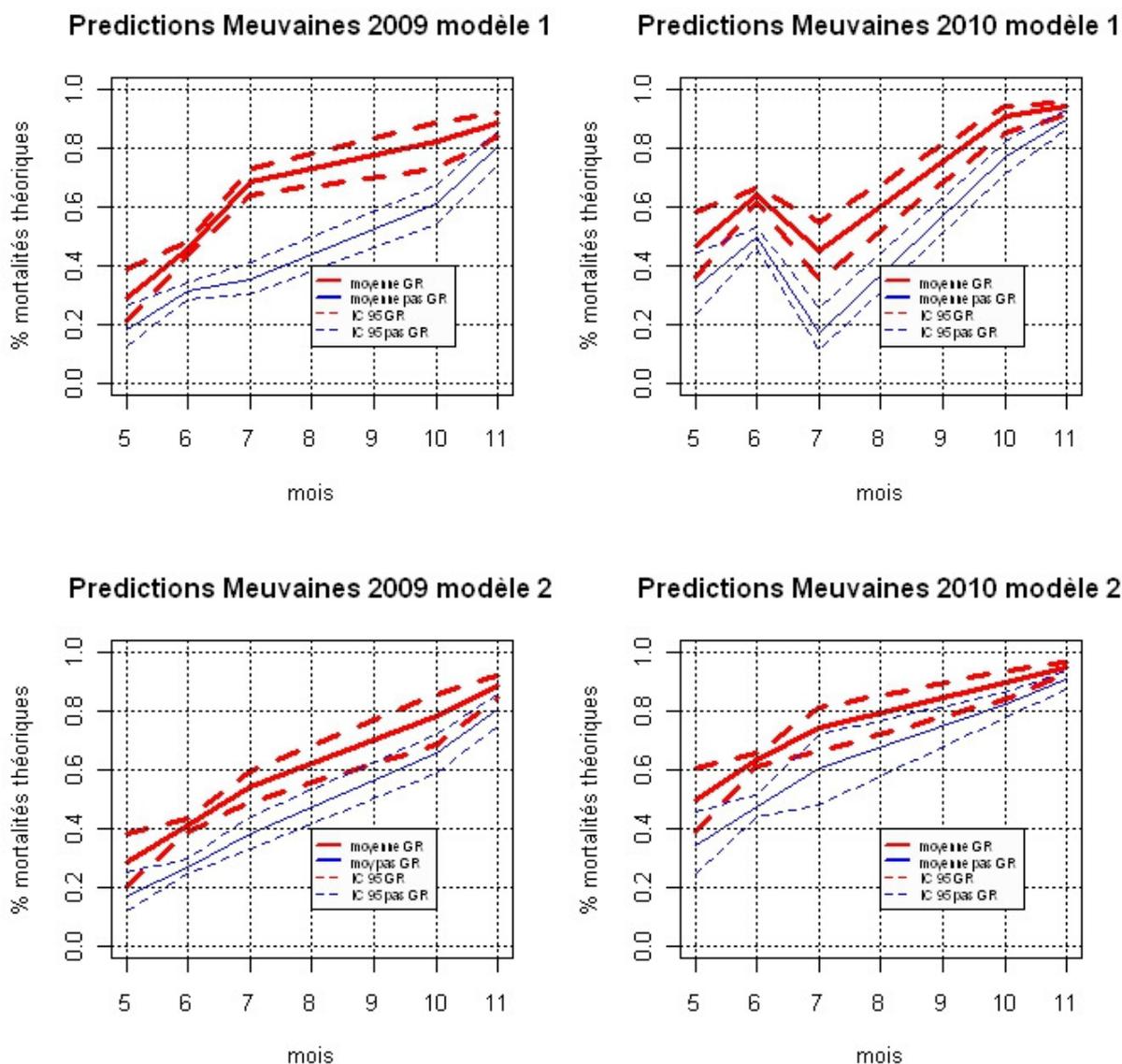


Figure 11 : résultats du modèle sur Meuvaines (modèle 1 sans aléatoire, modèle 2 avec effet aléatoire)

Les résultats de la figure 11 indiquent que, pour un groupe à risque (immersion du 31 mars au 31 août), les mortalités sont plus élevées de 10 à 30% maximums suivant les mois (et le type de modélisation).

En 2010, les mortalités sont plus élevées qu'en 2009 (pour ceux ayant déclaré des mortalités anormales).

4.3.4.4.10. Résultats pour le bassin de Baie des Veys

La qualité de l'ajustement a été évalué par le test d'Hosmer-Lemeshow (bibliothèque *MKmisc* de R.2.12.2). Ce test est cependant peu puissant et d'autres approches sont utilisées pour évaluer la qualité de l'ajustement et on analyse graphiquement la visualisation des résidus de Pearson par modalités des variables.

- Ajustement des données

- Le test d'Hosmer-Lemeshow (C statistic) ne rejette pas l'hypothèse de l'ajustement du modèle sans effet aléatoire aux données $p=0.99$.

L'écart entre les valeurs observées et prédites peut être évalué par la représentation des résidus de Pearson (peut permettre de repérer des valeurs ou des situations). Un certain nombre de valeurs s'ajustent mal aux modèles (résidus $>+2$ ou inférieurs à -2), en particulier pour 2 valeurs faibles de mortalités observées. Compte tenu des résultats sur les autres bassins, la recherche de valeurs influentes n'est pas effectuée.

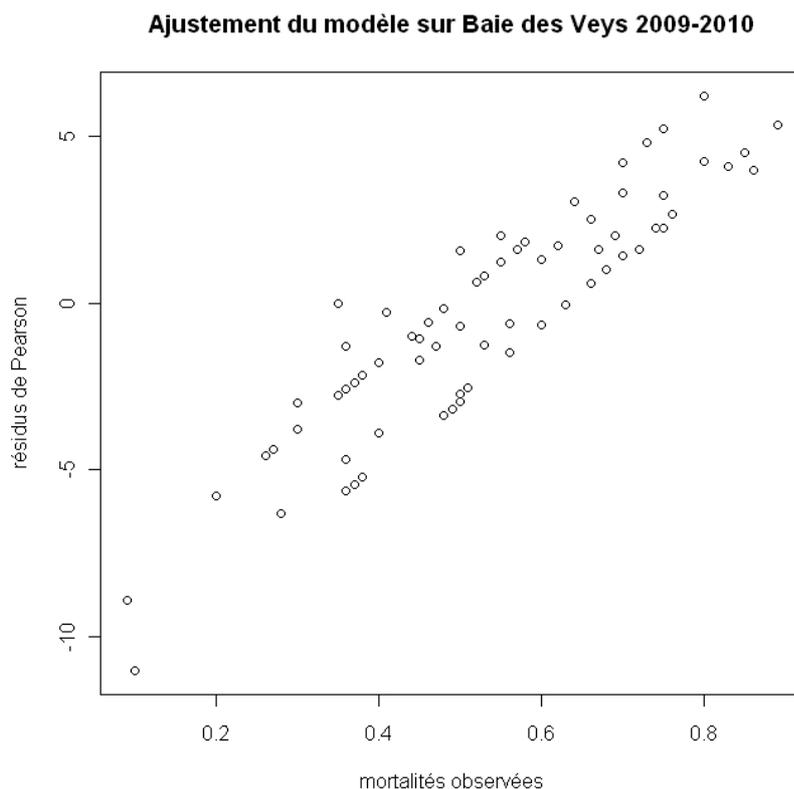


Figure 12 : ajustement du modèle sans effet aléatoire aux données de Baie des Veys

- Courbe ROC et valeur de l'aire sous la courbe (AUC)

Le meilleur modèle minimiserait le taux de faux positifs (1-sensibilité) (False positive rate) et maximiserait le taux de vrais positifs (spécificité)(true positive rate), et serait le plus au nord ouest du graphe de la courbe ROC ci-dessous.

La valeur de l'AUC est de 0.58 (idéalement 1, supérieur à 0.5 au minimum). Le modèle est donc « acceptable ».

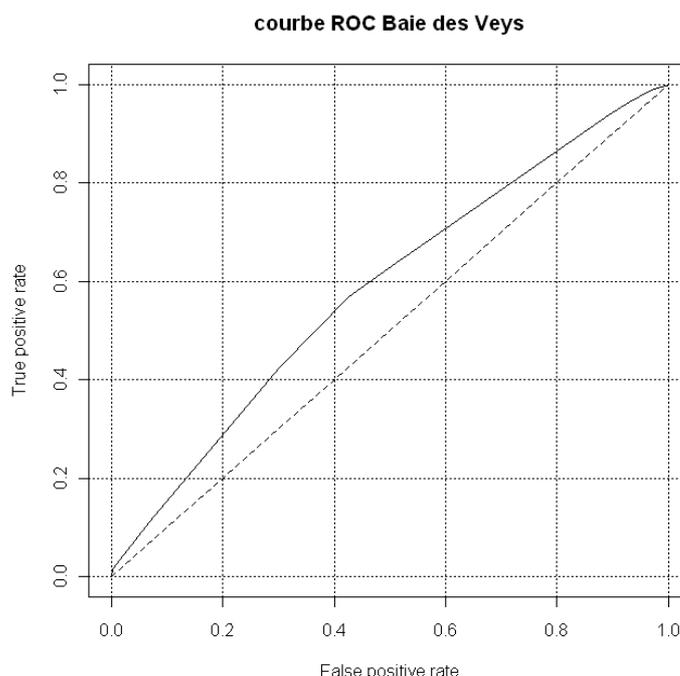


Figure 13 : courbe ROC du modèle sans effet aléatoire ajusté sur les données de la Baie des Veys

- Valeurs des paramètres du modèle final pour Baie des Veys (modèle sans effet aléatoire)

Le groupe à risque est très fortement corrélé à l'effet année (colinéarité). Le facteur année explique davantage les mortalités que le groupe à risque (critère AIC). On pourrait exclure du modèle le groupe à risque afin d'améliorer la prédiction. Cependant afin de faire figurer les résultats avec le groupe à risque, celui-ci est maintenu dans le modèle avec l'effet année (le sens des effets pour l'effet année et de l'interaction avec le groupe à risque est celui attendu).

Le modèle final est le suivant :

Tableau 22 : résultats du modèle de la Baie des Veys (sans effet aléatoire)

| AIC=1569 | OR | IC 95 | P (S si p<0.01) |
|-------------------------------|-------|-------------|----------------------|
| Intercept (exp) | 1.14 | [1-1.31] | 0.04 |
| Année constat mortalité (ACM) | 1.80 | [1.66-2] | <2*10 ⁻¹⁶ |
| Groupe à risque | 0.83* | [0.71-0.96] | 0.02 |
| Mois constat mortalité | | | |

| | | | |
|---|------|-------------|------------------|
| Avril | 0.77 | [0.6-0.97] | 0.03 |
| Mai | 0.56 | [0.37-0.85] | 0.006 |
| Juillet | 0.71 | [0.56-0.9] | 0.005 |
| Septembre | 0.56 | [0.37-0.85] | 0.007 |
| Référence juin | | | |
| Interaction mois/année | | | |
| Juillet*2010 | 0.69 | [0.56-0.84] | 0.000246 |
| Référence juin-2009 | | | |
| Interaction mois/groupe risque | | | |
| Juillet*Gr | 2.13 | [1.64-2.77] | 10 ⁻⁸ |
| Référence juin-groupe pas risque | | | |

*l'effet groupe à risque globalement n'a pas le sens attendu, et est différent de l'effet sur Meuvaines. Par contre l'interaction avec le mois à l'effet attendu.

- Prédications pour le secteur de Baie des Veys

Pour le modèle sans effet aléatoire, les prédictions sont obtenues directement, les prédictions pour le modèle à effet aléatoire ont été obtenues à l'aide du package AICcmodavg.

Dans les estimations pour le modèle à effet aléatoire, seuls les effets fixes sont pris en compte, ce qui n'introduit pas de biais systématique (en moyenne l'effet aléatoire est nul). Le modèle à effet aléatoire ne prend pas en compte les interactions mais prend en compte l'effet concession et secteur.

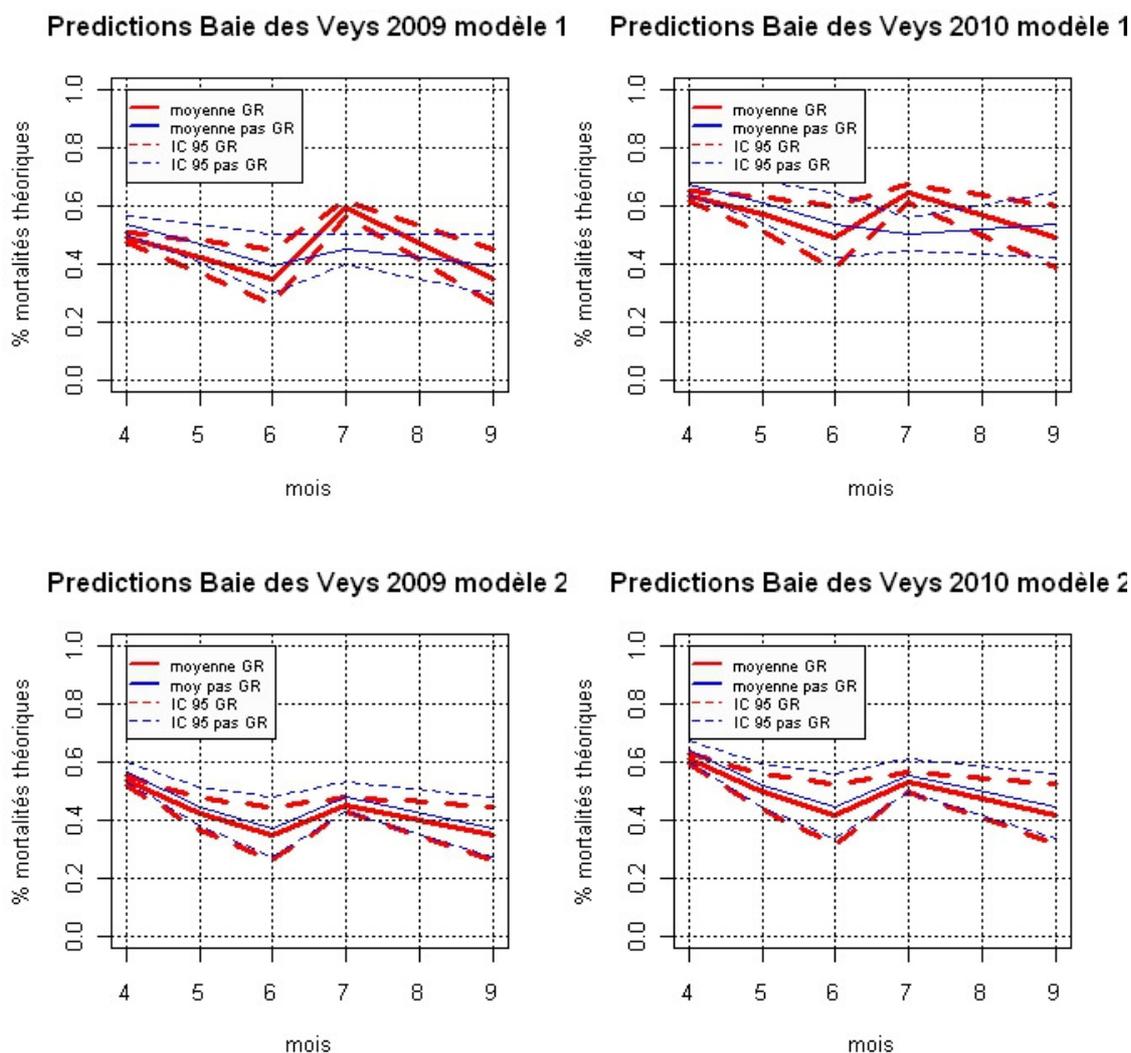


Figure 14 : résultats du modèle sur Baie des Veys (modèle 1 sans aléatoire, modèle 2 avec effet aléatoire)

Les résultats du tableau 20 et de la figure 14 indiquent que l'effet du groupe à risque n'est pas clairement un effet aggravant des mortalités, comme c'était le cas sur le bassin de Meuvaines.

Il faut garder à l'esprit que d'autres caractéristiques peuvent être liés au groupe à risque, et jouer un rôle dans les mortalités. Elles peuvent être représentées différemment dans les bassins de Meuvaines et Baie des Veys. L'année 2010 montre des mortalités plus élevées qu'en 2009 (comme pour Meuvaines).

4.3.4.4.11. Résultats pour le bassin Cotentin Ouest

La qualité de l'ajustement du modèle précédent a été évaluée par le test d'Hosmer-Lemeshow (bibliothèque `MKmisc` de R.2.12.2). Ce test est cependant peu puissant et d'autres approches sont utilisées pour évaluer la qualité de l'ajustement et on analyse graphiquement la visualisation des résidus de Pearson par modalités des variables.

- Ajustement des données
- Le test d'Hosmer-Lemeshow (C statistic) ne rejette pas l'hypothèse de l'ajustement du modèle sans effet aléatoire aux données ($p=0.99$).
- L'écart entre les valeurs observées et prédites peut être évalué par la représentation des résidus de Pearson (peut permettre de repérer des valeurs ou des situations). Un certain nombre de valeurs s'ajustent mal aux modèles (résidus $>+2$ ou inférieurs à -2). Compte tenu des résultats sur les autres bassins, la recherche de valeurs influentes n'est pas effectuée.

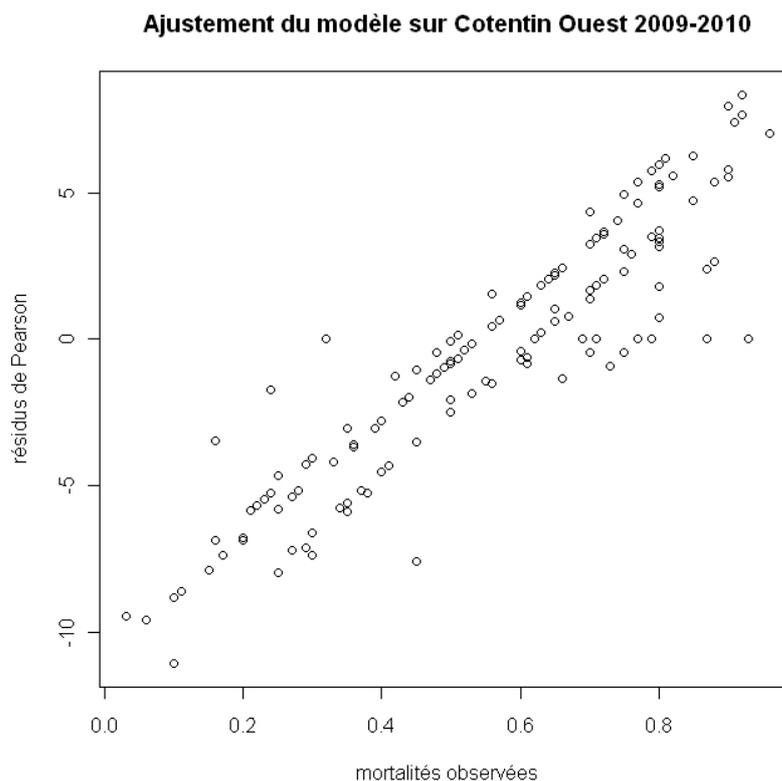


Figure 15 : ajustement du modèle (sans effet aléatoire) aux données sur le secteur Cotentin Ouest

- Courbe ROC et valeur de l'aire sous la courbe (AUC)

Le meilleur modèle minimiserait le taux de faux positifs (1-sensibilité) (False positive rate) et maximiserait le taux de vrais positifs (spécificité)(true positive rate), et serait le plus au nord ouest du graphe de la courbe ROC ci-dessous.

La valeur de l'AUC est de 0.58 (idéalement 1, supérieur à 0.5 au minimum). Le modèle est donc « acceptable ».

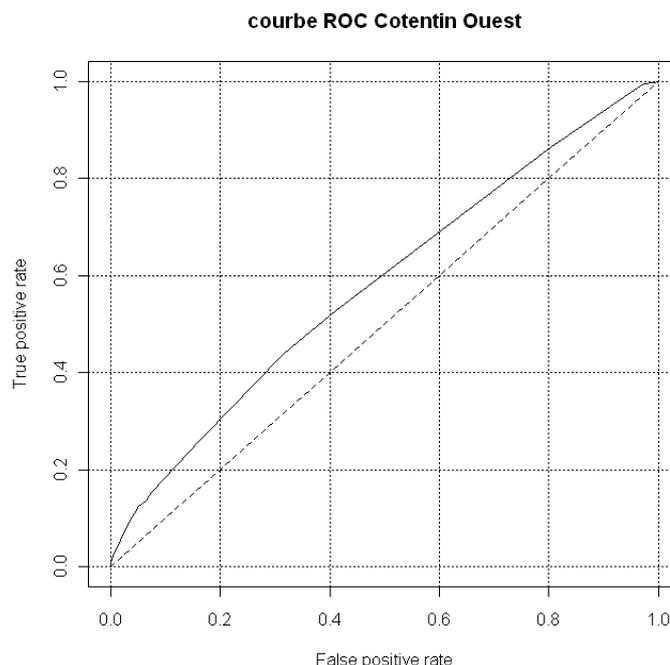


Figure 16 : courbe ROC du modèle ajusté sur les données du Cotentin Ouest (sans effet aléatoire)

- Valeurs des paramètres du modèle final pour Cotentin Ouest (modèle sans effet aléatoire)
Le modèle final est le suivant :

Tableau 23 : résultats du modèle Cotentin Ouest (sans effet aléatoire)

| AIC=5081 | OR | IC 95 | P (S si p<0.01) |
|-------------------------------|-------|-------------|----------------------|
| Intercept (exp) | 1.72 | [1.58-1.88] | <2*10 ⁻¹⁶ |
| Année constat mortalité (ACM) | 0.58 | [0.52-0.66] | <2*10 ⁻¹⁶ |
| Groupe à risque | 0.67* | [0.61-0.74] | 10 ⁻¹⁵ |
| Mois constat mortalité | | | |
| Mars | 0.4 | [0.26-0.6] | 10 ⁻⁵ |
| Avril | 1.4 | [0.94-2.12] | 0.1 |
| Mai | 0.8 | [0.65-1] | 0.03 |
| Juillet | 1 | [0.8-1.3] | 0.79 |
| Août | 1.91 | [1.3-3] | 0.002 |
| Septembre | 48 | [18-140] | 10 ⁻¹⁴ |
| Octobre | 0.6 | [0.4-0.7] | 10 ⁻⁵ |
| Novembre | 1.42 | [0.9-2.3] | 0.12 |

| | | | |
|---|-----------------------------|--|--|
| Décembre Référence juin | 2.3 | [1.45-3.8] | 0.001 |
| Interaction Gr/année GR*2010 Référence 2009- groupe pas risque | 2.4 | [2.1-2.75] | $<2 \cdot 10^{-16}$ |
| Interaction mois/groupe risque Juillet*Gr Septembre*GR Référence juin-groupe pas risque | 0.39 0.12 | [0.31-0.49] [0.05-0.25] | 10^{-15} 10^{-7} |
| Interaction mois/année Mai*2010 Juillet*2010 Août*2010 Septembre*2010 Référence juin-2009 | 1.15 1.8 1.06 0.27 | [0.85-1.54] [1.4-2.27] [0.67-1.67] [0.14-0.5] | 0.35 10^{-6} 0.77 10^{-4} |

*l'effet groupe à risque globalement n'a pas le sens attendu, et est différent de l'effet sur Meuvaines. Par contre l'interaction avec l'année, mais pas pour certains mois, à l'effet attendu.

- Prédications pour le secteur Cotentin Ouest

Pour le modèle sans effet aléatoire, les prédictions sont obtenues directement, les prédictions pour le modèle à effet aléatoire ont été obtenues à l'aide du package AICcmodavg.

Pour les estimations pour le modèle à effet aléatoire, seuls les effets fixes sont pris en compte, ce qui n'introduit pas de biais systématique (en moyenne l'effet aléatoire est nul). Le modèle à effet aléatoire ne prend pas en compte les interactions (ici avec le mois de mortalité) mais prend en compte l'effet concession et secteur.

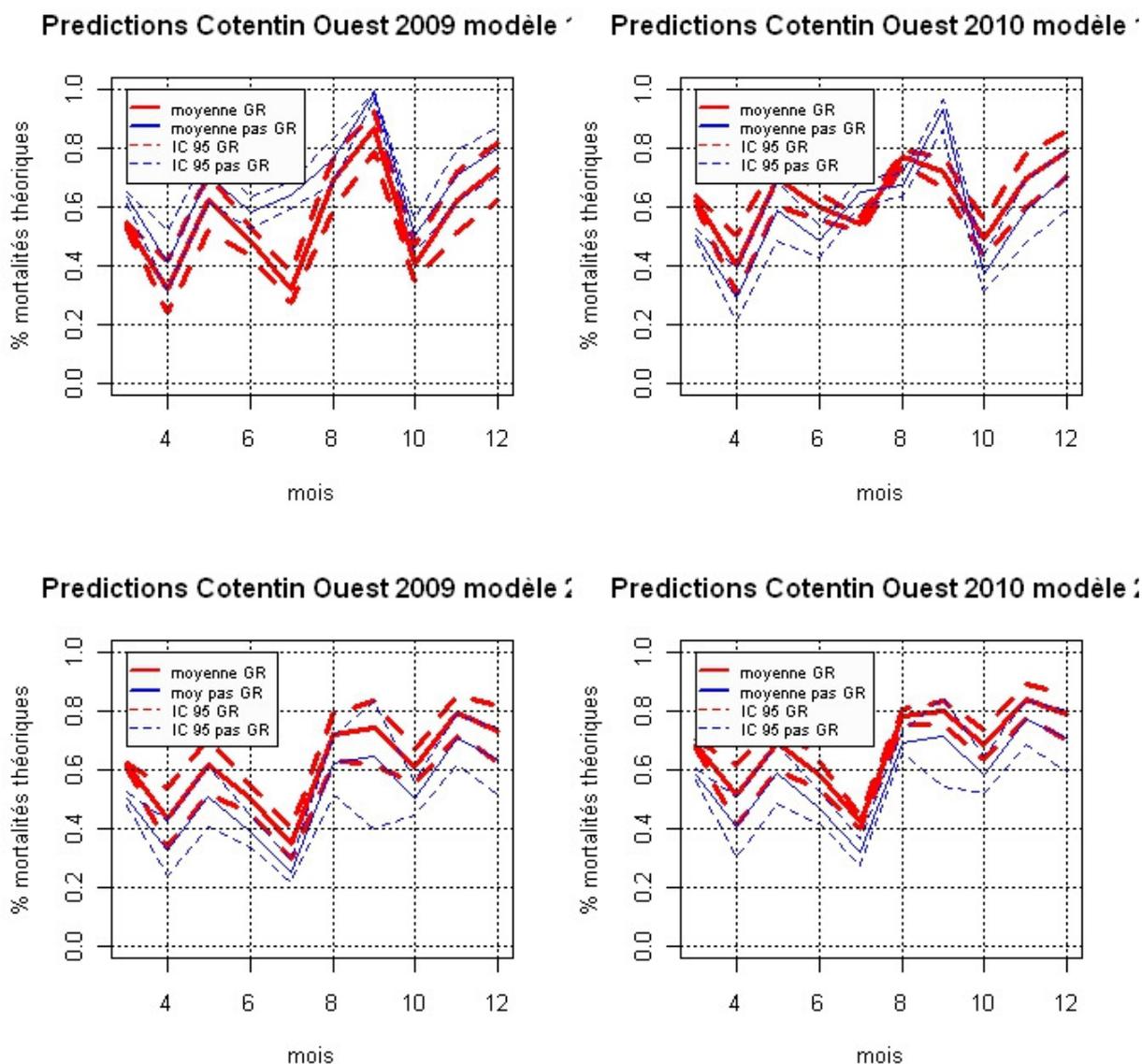


Figure 17 : Résultats du modèle sur Cotentin Ouest (modèle 1 sans effet aléatoire pour les deux graphes du haut, modèle 2 avec effet aléatoire pour les deux graphes du bas)

Les résultats du tableau 21 et de la figure 17 ne montrent pas clairement l'effet de la période d'immersion sur l'intensité des mortalités, comme pour le bassin de baie des Veys. L'année 2010 montre moins de mortalité qu'en 2009 en global, mais l'année 2010 peut présenter des mortalités plus élevées pour le groupe à risque et certains mois (effet de l'interaction) que l'année 2009.

4.3.4.4.12. Résultats pour le Cotentin Est

La qualité de l'ajustement du modèle sans effet aléatoire a été évaluée par le test d'Hosmer-Lemeshow (bibliothèque MKmisc de R.2.12.2). Ce test est cependant peu puissant et d'autres approches sont utilisées pour évaluer la qualité de l'ajustement et on analyse graphiquement la visualisation des résidus de Pearson par modalités des variables.

- Ajustement des données
- Le test d'Hosmer-Lemeshow (C statistic) ne rejette pas l'hypothèse de l'ajustement du modèle sans effet aléatoire aux données $p=0.99$.
- L'écart entre valeurs observées et prédites peut être évalué par la représentation des résidus de Pearson (peut permettre de repérer des valeurs ou des situations). Un certain nombre de valeurs s'ajustent mal aux modèles (résidus $>+2$ ou inférieurs à -2). Compte tenu des résultats sur les autres bassins, la recherche de valeurs influentes n'est pas effectuée.

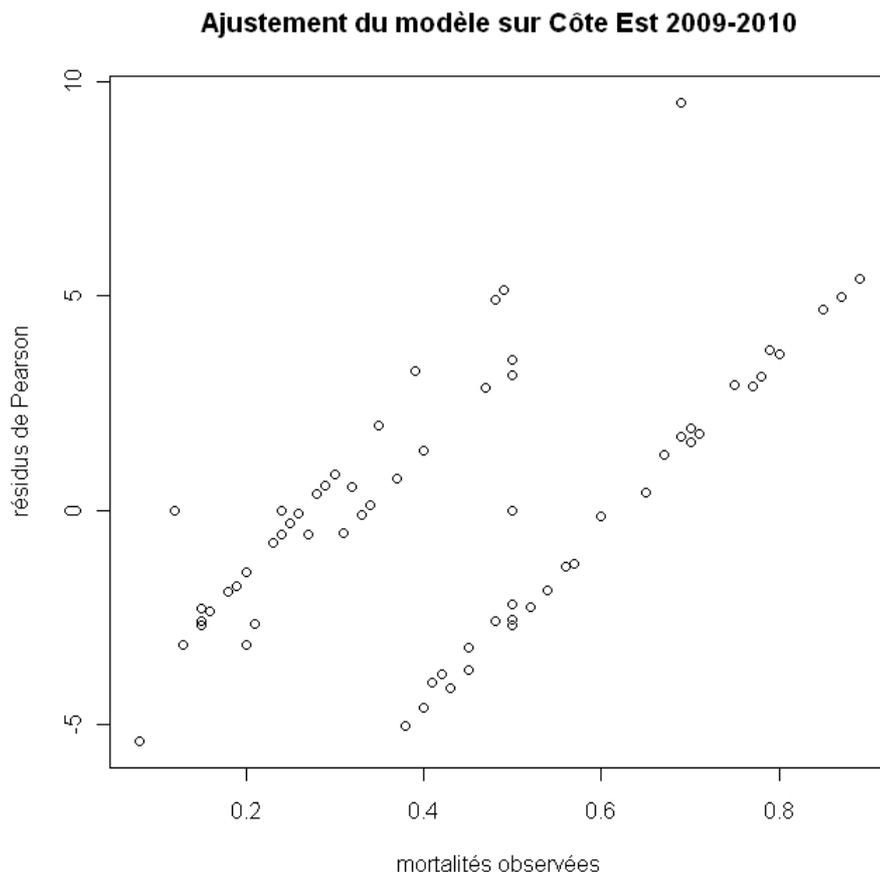


Figure 18 : ajustement du modèle sans effet aléatoire aux données du Cotentin Est

- Courbe ROC et valeur de l'aire sous la courbe (AUC)

Le meilleur modèle minimiserait le taux de faux positifs (1-sensibilité) (False positive rate) et maximiserait le taux de vrais positifs (spécificité)(true positive rate), et serait le plus au nord ouest du graphe de la courbe ROC ci-dessous.

La valeur de l'AUC est de 0.68 (idéalement 1, supérieur à 0.5 au minimum). Le modèle est donc « acceptable ».

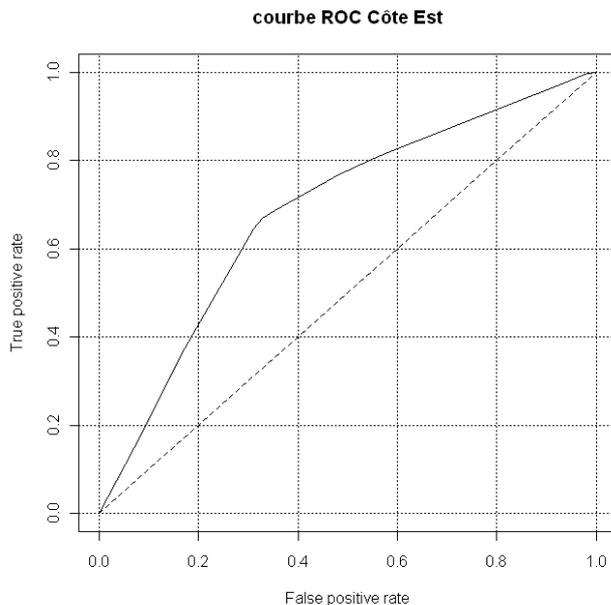


Figure 19 : courbe ROC du modèle ajusté sur les données du Cotentin Est (sans effet aléatoire)

- Valeurs des paramètres du modèle final pour Cotentin Est (modèle sans effet aléatoire)
Le modèle final est le suivant :

Tableau 24 : résultats du modèle sans effet aléatoire pour le Cotentin Est

| AIC=1179 | OR | IC 95 | P (S si p<0.01) |
|-------------------------------|-------|-------------|--------------------|
| Intercept (exp) | 0.54 | [0.4-0.7] | 3*10 ⁻⁵ |
| Année constat mortalité (ACM) | 0.62 | [0.45-0.86] | 0.003 |
| Groupe à risque | 0.93* | [0.67-1.29] | 0.67 NS |
| Mois constat mortalité | | | |
| Mars | 0.63 | [0.38-1] | 0.05 |
| Avril | 0.72 | [0.5-1] | 0.05 |
| Mai | 0.83 | [0.59-1.15] | 0.28 |
| Juillet | 0.27 | [0.14-0.48] | 3*10 ⁻⁵ |
| Août | 1.07 | [0.94-1.22] | 0.29 |
| Référence juin | | | |
| Interaction mois/année | | | |
| Mai*2010 | 0.78 | [0.56-1.21] | 0.26 |
| Juillet*2010 | 4 | [2.23-8] | 10 ⁻⁵ |
| Référence juin-2009 | | | |

| | | | | |
|----------------------------------|--------------------|---|----------|---------------|
| | | | | |
| Interaction risque 2010*Gr | année/groupe | 5 | [3.51-7] | $<2*10^{-16}$ |
| Référence pas risque | 2009-groupe | | | |

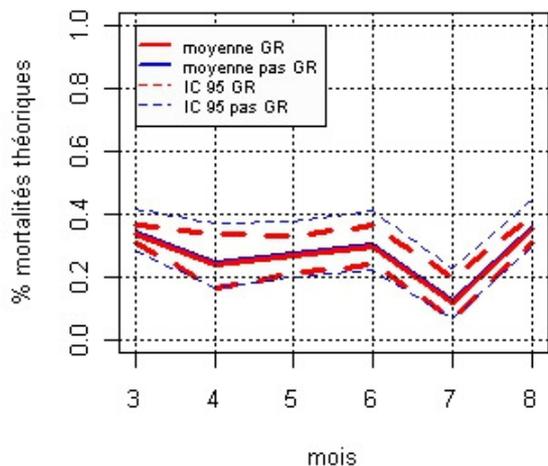
*l'effet groupe à risque globalement n'est pas significatif et est différent de l'effet sur Meuvaines. Par contre l'interaction avec l'année a l'effet attendu.

- Prédications pour le secteur de Cotentin Est

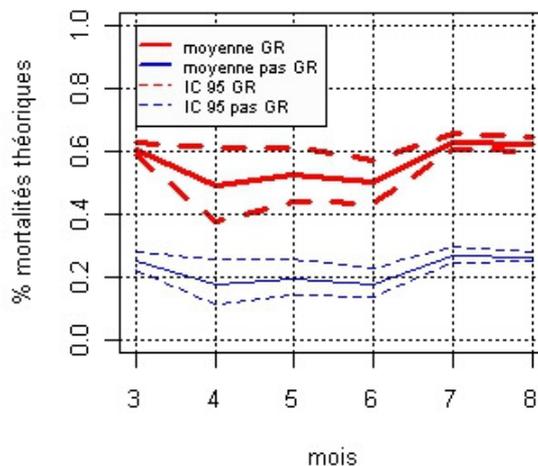
Pour le modèle sans effet aléatoire, les prédictions sont obtenues directement. Les prédictions pour le modèle à effet aléatoire ont été obtenues à l'aide du package AICcmodavg.

Pour les estimations pour le modèle à effet aléatoire, seuls les effets fixes sont pris en compte, ce qui n'introduit pas de biais systématique (en moyenne l'effet aléatoire est nul). Le modèle à effet aléatoire ne prend pas en compte les interactions et prend en compte l'effet aléatoire lié à la concession et au secteur.

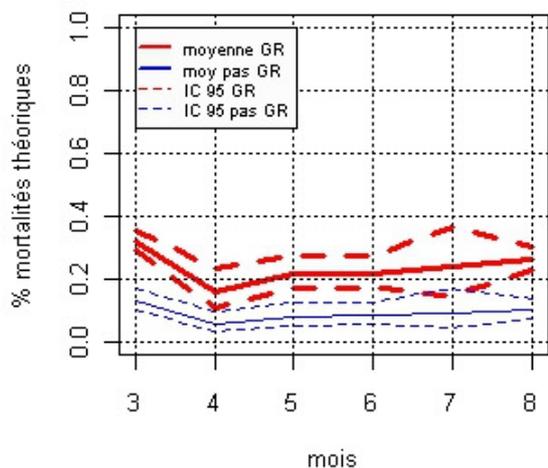
Predictions Cotentin Est 2009 modèle 1



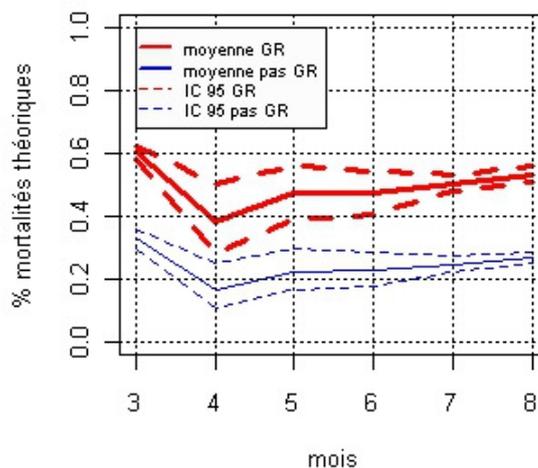
Predictions Cotentin Est 2010 modèle 1



Predictions Cotentin Est 2009 modèle 2



Predictions Cotentin Est 2010 modèle 2



On note un effet sensible « groupe à risque » sur le secteur Cotentin est, en interaction avec l'année de constat des mortalités. L'année 2010 montre moins de mortalité qu'en 2009 en global mais l'année 2010 peut présenter des mortalités plus élevées pour le groupe à risque et certains mois (effet de l'interaction) que l'année 2009.

1. CONCLUSIONS

- L'effet « groupe à risque » c'est à dire une ré-immersion entre le 31 mars et le 31 août, est un facteur aggravant des mortalités pour certains bassins (Meuvaines, Cotentin est) mais pas pour les bassins de Cotentin Ouest et Baie des Veys (pas de gain, encore moins pour une signification biologique).
- Les autres périodes de ré-immersion à risque proposées n'apportent pas d'intérêt sur la survie (non significatif pour 15 avril, aggravant pour le 30 avril).
- L'effet de l'année est aussi différent suivant les secteurs. Globalement l'année 2010 montrait plus de mortalité qu'en 2009, pour ceux ayant déclaré des mortalités anormales, malgré les mesures d'interdiction de ré-immersion tardives prises en 2010.
- La diminution du nombre de déclarations observée en 2010 par rapport à 2009 ou leur augmentation selon les bassins ne peut être analysée statistiquement sans connaître l'évolution de la production exposée au risque (évolution production /secteur des huitres de moins de 18 mois).
- De nombreux facteurs peuvent influencer sur les mortalités et agir en interaction. Une enquête rétroactive sur les seuls déclarants ne permet pas de bien prendre en compte ces facteurs qui peuvent être répartis très inégalement et jouer le rôle de facteur de confusion vis-à-vis de la variable choisie comme importante, ici la période de ré-immersion.
- La qualité du remplissage des questionnaires n'a pas permis d'analyser des variables importantes comme l'origine géographique du lot avant ré-immersion.
- Il n'est donc pas possible de conclure, à partir de ces données, sur l'effet de la période de ré-immersion (effet qui est peut être non linéaire et à regarder au cours du temps) sur le niveau des mortalités.
- Des propositions d'amélioration du recueil des données (questionnaires d'enquêtes) et de recueil actif des données (enquête épidémiologique active) sont proposées dans ce document, car les données recueillies chez des professionnels sont fondamentales pour appréhender le problème des mortalités estivales dans son aspect global et plurifactoriel. D'autres approches, expérimentales apportent des compléments d'information qui permettent de mieux comprendre les mécanismes biologiques en cause.