

Appendice 1

Méthodes d'évaluation (informations techniques à l'appui)

La surface balayée par les chaluts influence évidemment la quantité de déchets collectée. Nous voulons être en mesure de contrôler cette variable dans nos évaluations, pour nous assurer que les différences apparentes qui peuvent exister dans les quantités de déchets sont des effets réels, et ne sont pas causées par des différences dans la surface balayée.

Nous pouvons calculer la surface balayée par un trait de chalut en multipliant l'écartement des ailes par la longueur du trait. Dans le cas des chaluts à perche, l'écartement des ailes correspond simplement à la largeur de l'engin.

Pour les traits GOV, il existe de nombreuses situations dans lesquelles l'écartement des ailes n'est pas enregistré. Par conséquent, pour les traits GOV, nous avons utilisé la formule fournie par O'Donoghue et Van Hal (2018) pour imputer l'écartement des ailes à partir de l'écartement des panneaux pour les traits néerlandais :

$$\text{Écartement des ailes} = 5,8728 + 0,1887 * \text{Écartement des panneaux} \quad (1)$$

Cette formule est utilisée comme approximation pour tous les traits GOV dans la présente évaluation. Les évaluations futures devront tenir compte des rapports du CIEM sur les algorithmes de calcul de la surface balayée ; ceux-ci décrivent les fonctions mathématiques qui permettent d'estimer les valeurs manquantes de l'écartement des panneaux, de l'écartement des ailes et de la distance, pour chaque pays et pour chaque étude. Ces fonctions mathématiques sont basées sur les valeurs observées sur plusieurs années durant la campagne, et elles sont fournies par les instituts nationaux.

Selon la version 4.0 du Manuel pour les études internationales par chalutage de fond (IBTS) dans l'Atlantique du Nord-Est (*Manual of the IBTS North-Eastern Atlantic Surveys Version 4.0* (CIEM, 2017)), l'écartement moyen des ailes pour les traits NCT (PT-IBTS) est de 15,1. Nous avons donc utilisé ce chiffre pour nos données.

Pour notre ensemble de données original, il manquait les valeurs d'écartement des ailes dans 48 % des 17 100 traits. Après les procédures d'imputation décrites ci-dessus, ce chiffre a été ramené à 5 856, soit 34 % des traits. Ces traits n'ont pas été utilisés dans les analyses.

En ce qui concerne les caractéristiques des engins utilisés dans l'étude NS-IBTS du Royaume-Uni, nous avons reçu les avis suivants des opérateurs :

- Le filet utilisé est un chalut à panneaux GOV (à grande ouverture verticale) 36/47, la mention 36/47 représentant, respectivement, la longueur de la corde de dos et la longueur de la fune.
- Le filet est configuré conformément aux spécifications IBTS (International Bottom Trawl Survey) pour permettre des captures comparatives dans toutes les études IBTS.
- Il est conseillé d'axer l'ensemble de données sur la période 2015-2020, car des changements importants ont été apportés aux engins juste avant cette période, concernant la construction du filet ainsi que l'introduction d'un changement à la flottaison du filet.

En ce qui concerne les lieux d'échantillonnage pour l'étude NS-IBTS du Royaume-Uni :

- Pour le trait, le personnel chargé d'effectuer les relevés essaie toujours de suivre le même trajet que l'année précédente, si les résultats ont été bons. Cependant, cela n'est pas toujours possible en raison de problèmes tels que la marée. Lorsque cela se produit, ils essaient toujours de diviser en deux parties égales la ligne suivie pour le trait de l'année précédente.

- L'étude exige seulement qu'un trait se trouve dans le bon rectangle CIEM. Par conséquent, si le trait doit être déplacé (en raison de dommages occasionnés à l'engin lors d'un trait précédent, de câbles posés depuis l'année précédente, ou d'un navire sismique en activité, etc.), il le sera. Cela a probablement eu lieu pour moins de 5 des 77 traits effectués chaque année.

Méthodes statistiques

Comme il a été expliqué, le problème, avec les différents types d'engins, est qu'ils ont tous différentes capacités de capture des déchets. Bien que nous puissions contrôler la surface balayée par l'engin, ces engins présentent d'autres caractéristiques qui produisent différents taux de capturabilité des déchets. Comme différents engins figurent dans nos données, nous ne savons pas si les niveaux des quantités de déchets sont une fonction de l'emplacement du trait de chalut ou du type d'engin utilisé. Cela dit, nous voulons utiliser toutes les données disponibles, afin de pouvoir maximiser notre couverture spatiale et l'intensité d'échantillonnage. Nous revenons sur cette question ci-dessous.

Un autre problème est que l'effort d'échantillonnage est inégal dans l'espace. Si une partie d'une région est échantillonnée plus intensément qu'une autre, lorsque nous considérons une moyenne simple de tous les résultats, notre moyenne est biaisée en faveur de la zone où l'effort d'échantillonnage a été le plus important. Ainsi, par exemple, si nous échantillonnons plus intensément dans une zone présentant de faibles niveaux de déchets que dans des parties de la région où les niveaux de déchets sont plus élevés, une moyenne simple sous-estimera les niveaux de déchets moyens par km² sur l'ensemble de la région.

Pour l'évaluation des probabilités que les traits de chalut contiennent des déchets, ainsi que pour l'étude de démonstration concernant les nombres de déchets dans le cadre de la campagne NS-IBTS du Royaume-Uni, nous avons adopté une approche de modélisation statistique pour tenir compte des trois problèmes potentiels (surface balayée, type d'engin, et effort d'échantillonnage spatial) qui ont été décrits ci-dessus.

Probabilités que les traits de chalut contiennent un déchet

La première étape a consisté à placer une grille carrée (virtuelle) sur la région. Le but de cette opération était de nous permettre de générer une grille de points répartis uniformément sur la région. Pour chaque année, nous avons ensuite déterminé si un point de grille se trouvait à moins de 20 km d'un point d'échantillonnage. Dans l'affirmative, ce point de grille a été utilisé comme point auquel les valeurs modélisées étaient estimées.

Nous avons ajusté un modèle additif généralisé (GAM) (Wood, 2017) aux données de chaque année en utilisant la fonction *gam* dans le package *mgcv* R. La fonction de liaison de ce modèle correspondait à la formule suivante :

$$f(p) = \alpha + \beta_{\text{surface balayée}} + \text{engin}_j + s(\text{lat}, \text{long}) \quad (2)$$

où p est la probabilité qu'un ou plusieurs déchets soient présents dans un trait, $f(p)$ est la fonction logit standard pour les données binaires telle que $f(p) = \log\left(\frac{p}{1-p}\right)$, α est un terme d'interception, $\beta_{\text{surface balayée}}$ est une fonction linéaire de la surface balayée par le trait de chalut, engin_j est une estimation de l'effet du $j^{\text{ème}}$ engin, et $s(\text{lat}, \text{long})$ est une fonction bidimensionnelle lisse de latitude et de longitude qui inclut à la fois les deux effets principaux et l'interaction. Pour l'évaluation concernant la Région Golfe de Gascogne et côte ibérique, un seul engin a été utilisé. Ainsi, pour cette évaluation, il n'a pas été nécessaire d'utiliser le terme engin_j figurant dans (2).

Les paramètres figurant dans (2) ont été estimés pour chaque année de 2012 à 2019, en utilisant la méthode par défaut de validation croisée (Wood, 2017). Le principe de la validation croisée consiste essentiellement à

omettre chaque point à tour de rôle et à calculer la capacité moyenne des points restants à prédire la donnée qui a été omise. Les estimations des paramètres sont choisies de manière à produire la meilleure prédiction moyenne. Nous n'avons pas restreint les degrés de liberté des termes lisses (les degrés de liberté déterminent dans quelle mesure les termes lisses sont flexibles – ou mobiles).

Après avoir ajusté les modèles de la formule (2), nous avons utilisé les estimations des paramètres issues des modèles pour prédire p , la probabilité que le point de grille contienne un déchet. La latitude et la longitude, dans le modèle, étaient simplement l'emplacement du point de grille, une valeur constante de 57 000 m² a été définie comme surface balayée pour tous les points de grille, et l'engin GOV a été sélectionné comme engin si plus d'un engin avait été utilisé dans la région. Il y a eu une exception pour la petite analyse réalisée pour la péninsule ibérique. L'engin NCT a été utilisé dans ce cas, et la surface balayée était plus petite. Ainsi, pour cette analyse, la surface balayée a été normalisée en utilisant une valeur de 44 000 m².

Il y a une mise en garde en ce qui concerne la variable « surface balayée ». Pour certaines analyses, la surface balayée n'était pas une variable statistiquement importante pour expliquer les proportions des déchets. Par exemple, le paramètre β a parfois été négatif dans les estimations. Nous ne savons pas pourquoi c'est le cas ; il se peut que les surfaces balayées par les traits de chalut pour ces analyses aient été similaires, et que le modèle ait eu du mal à établir un rapport entre l'augmentation de la surface balayée et l'augmentation des proportions de déchets rencontrés. Il est important de faire preuve de circonspection quand on utilise la variable « surface balayée » pour les prédictions dans ces situations. Par exemple, si un β négatif est utilisé, cela aura un impact sur nos valeurs prédites de p . Nous avons donc adopté l'approche ci-dessous.

Après avoir ajusté le modèle (2), nous avons évalué le paramètre β . Si β n'était pas statistiquement significatif ($p < 0,05$) ou si l'estimation de $\beta < 0$, le modèle a été ajusté de nouveau, mais sans le terme « surface balayée ». Dans ce cas, pour la prédiction, on n'a utilisé que la latitude, la longitude et, le cas échéant, le type d'engin.

Un problème similaire se posait si l'élément spatial du modèle n'était pas statistiquement significatif. Dans de telles situations, l'indication de différences spatiales dans les niveaux de déchets prédits prête à confusion, étant donné que nous n'avons pas de preuves de l'existence de ces différences spatiales. Dans ces circonstances, nous n'avons pas utilisé le terme spatial dans nos prédictions. Dans les situations où l'effet de la surface balayée n'est pas statistiquement significatif et où il n'y a qu'un seul engin, nos prédictions sont les valeurs moyennes de la variable déchets (0, 1) pour la région – c'est-à-dire que la variable a la valeur 0 si l'on ne rencontre pas de déchet, et la valeur 1 si l'on rencontre au moins un déchet.

Pour dresser les cartes, nous avons simplement utilisé les valeurs prédites aux points de grille. Nous avons également calculé des erreurs-types, qui reflètent la précision de ces prédictions, mais celles-ci n'ont pas été utilisées pour les évaluations actuelles.

Pour obtenir une estimation de p pour une région et pour une année données, nous avons utilisé la moyenne de tous les points prédits sur la grille. Toutefois, pour permettre de faire des comparaisons assez bonnes entre les années, seuls les points de grille situés à moins de 20 km d'un point échantillonné *sur l'ensemble* des huit années de l'étude ont été utilisés (alors que pour les cartes, tous les points de grille d'une année donnée situés à moins de 20 km d'un point échantillonné ont été utilisés). Pour obtenir un intervalle de confiance à 95 % pour cette estimation, nous avons suivi la procédure décrite aux pages 342-343 de Wood (2017). Essentiellement, cela implique de faire une simulation à partir de la distribution postérieure des paramètres – en supposant qu'ils aient une distribution normale multivariée –, de calculer le prédicteur linéaire (LP, le côté droit de l'équation (2)) pour chaque simulation, puis de revenir à l'échelle d'origine en utilisant la rétrotransformation $p = \frac{\exp(LP)}{1 + \exp(LP)}$ standard. Pour les simulations répétées (nous en avons utilisé 1 000), l'intervalle de confiance à 95 % correspond aux 2,5^{ème} et 97,5^{ème} percentiles de ces p simulés. Essentiellement, nous pourrions considérer ce processus comme une forme de bootstrapping paramétrique des paramètres.

Nombres de déchets

Conformément aux orientations du groupe de travail, nous n'avons pas entrepris d'exercice complet d'évaluation par modélisation des nombres. Cependant, nous avons réalisé une étude de démonstration pour les études NS-IBTS menées dans la mer du Nord au sens large par le Royaume-Uni. Nous avons également effectué des analyses préliminaires et exploratoires de la capturabilité de différents types de déchets par les engins. De toute évidence, ces résultats doivent être interprétés avec prudence, et pour les mêmes raisons, nous n'avons pas réalisé une évaluation complète des nombres. Nous pensons toutefois qu'ils apportent des informations intéressantes et nous rapportons donc nos conclusions initiales dans la présente évaluation.

Pour l'étude de démonstration concernant les nombres dans la Région GNS, nous avons modélisé les nombres totaux de déchets à l'aide d'un modèle GAM, en utilisant la fonction de liaison :

$$\log(E[C]) = \alpha + \beta \text{surface balayée} + s(\text{lat}, \text{long}) \quad (3),$$

où $E[C]$ est le nombre moyen. En ce qui concerne les nombres, nous avons utilisé les données brutes pour comparer la distribution binomiale négative et la distribution selon la loi de Poisson. Théoriquement, nous nous attendrions à ce que la distribution binomiale négative soit appropriée si les déchets sont présents en groupes sur le fond marin ; la distribution de Poisson serait appropriée en cas de répartition aléatoire des déchets dans l'espace.

Pour l'étude de la capturabilité de différents types de déchets, nous avons transformé les nombres originaux en nombre par unité d'effort, en divisant le nombre par la surface balayée (en m^2), puis en multipliant le résultat par 10^6 . Nous obtenons ainsi les nombres par 1 km carré.

Pour calculer le facteur de conversion entre les traits de chalut à perche (BT) et les traits GOV pour la Région GNS, nous avons choisi 80 carrés spatiaux couvrant la région GNS. La moyenne du rapport (MOR) nombres BT/nombres GOV par unité d'effort a été calculée sur ces 80 carrés pour chacun des types de déchets définis (ce calcul a été effectué pour tous les points de données et il n'a pas été effectué séparément pour chaque année). Ainsi, pour normaliser les nombres par unité d'effort afin de les exprimer relativement aux traits GOV, tous les nombres BT par unité d'effort ont été divisés par la valeur MOR appropriée. Pour la Région Mers celtiques, nous avons utilisé 90 carrés et nous avons calculé les rapports engins BT/engins GOV et les rapports engins PORB/engins GOV. Pour la Région Golfe de Gascogne et côte ibérique, nous avons utilisé 80 carrés et nous avons calculé les rapports engins BAK/engins GOV.