



RÉPUBLIQUE
FRANÇAISE

*Liberté
Égalité
Fraternité*



Projet BIRD DYNAMIC – Programme ECUME

Evaluation de l'impact démographique du risque de collision aviaire causé par l'éolien en mer sur les populations d'oiseaux marins

Rapport final



GROUPEMENT D'INTÉRÊT SCIENTIFIQUE
OISEAUX MARINS



STATION MARINE
CONCARNEAU

Août 2024

Rédaction :

Thierry Chambert – Centre d'Ecologie Fonctionnelle et Evolutive (CEFE), Univ Montpellier, CNRS, EPHE-PSL University, IRD, Montpellier, France

Christophe Barbraud – Centre d'Etudes Biologiques de Chizé, UMR 7372, Centre National de la Recherche Scientifique, La Rochelle Université, Villiers en Bois, France

Nicolas Sadoul – Groupement d'intérêt scientifique oiseaux marins (GISOM), Station de biologie marine, Place de la Croix, 29900 Concarneau, France

Emmanuelle Cam – LEMAR, CNRS, IRD, Ifremer, Université de Bretagne Occidentale, Plouzané, France

Antoine Chabrolle – Centre d'Ecologie et des Sciences de la Conservation (CESCO), Muséum national d'Histoire naturelle, Station de Biologie Marine, 29900 Concarneau, France

Aurélien Besnard – Centre d'Ecologie Fonctionnelle et Evolutive (CEFE), Univ Montpellier, CNRS, EPHE-PSL University, IRD, Montpellier, France

Contacts : thierry.chambert@gmail.com ; aurelien.besnard@cefe.cnrs.fr

Vérification : Groupe d'experts scientifiques du GT ECUME

Validation : Par consultation en ligne en juillet 2024

Approbation : Marie-Pierre CABOS (MTES/DGALN/DEB/ELM1), Lise DEGOY (MTES/DGEC)

1 Le GT ECUME

Le présent rapport a été réalisé dans le cadre du GT ECUME.

La capacité du milieu marin à recevoir plus d'activités doit être évaluée au-delà de projets autorisés de manière successive, en portant un regard global sur leurs effets cumulés à l'échelle du milieu marin.

Le GT ECUME (Groupe de travail sur les Effets CUMulés des projets d'énergies Marines Renouvelables sur l'Environnement marin) répond au besoin identifié lors de la 2ème Conférence nationale de l'Océan d'avril 2016 de mener une réflexion sur l'intégration environnementale des projets d'énergies renouvelables en mer (EMR) en amont de toute décision d'implantation d'un de ces parcs. Cela nécessite en particulier une analyse des impacts cumulés de ces projets sur les écosystèmes marins et littoraux.

A cet égard, quatre objectifs complémentaires ont été identifiés pour le GT ECUME :

- améliorer les évaluations des projets d'EMR sur le volet « analyse des impacts cumulés », pour les services de l'État comme pour les porteurs des projets,
- identifier les connaissances scientifiques manquantes pour réaliser cette analyse et proposer une méthode opérationnelle pour combler les lacunes identifiées,
- améliorer la prise en compte des autres sources de pression que les projets EMR et de leurs évolutions futures,
- sécuriser les autorisations administratives des projets d'EMR vis-à-vis des engagements de la France pour la préservation des écosystèmes marins.

L'atteinte de ces objectifs implique la proposition de méthodes d'évaluation nécessaires à mettre en place afin que les projets français d'énergies renouvelables en mer – non encore autorisés - puissent être mis en œuvre en répondant à l'exigence introduite par la loi sur la biodiversité de 2016¹ à savoir « l'absence de perte nette de biodiversité » par la mise en place de mesures de la séquence « éviter, réduire, compenser », dite « séquence ERC ».

Dans ce contexte, le GT ECUME a pour but d'apporter des réponses d'experts de l'environnement marin, sur les impacts cumulés des projets de parcs éoliens en mer déjà attribués afin de bien les prendre en compte pour les futurs projets de parcs non encore autorisés. Pour cela une démarche méthodologique d'analyse de ces impacts

¹ Loi n ° 2016-1087 « Loi pour la reconquête de la biodiversité, de la nature, et des paysages »

cumulés doit être proposée. Cette démarche est, dans un premier temps, définie et testée sur un périmètre d'étude restreint constitué de deux parcs situés au large de la Normandie, ceux de Fécamp et Courseulles-sur-Mer. Elle a vocation à être ensuite généralisée et appliquée à l'ensemble des projets de parcs éoliens en mer de la façade Manche- Mer du Nord, ou adaptée et reproduite pour d'autres façades.

Table des matières

1	Le GT ECUME	3
2	Avant-propos	7
3	Acronymes.....	9
4	Résumé	10
5	Abstract	11
6	Introduction.....	12
7	Méthode.....	14
7.1	Aire d'étude	14
7.2	Espèces étudiées.....	14
7.3	Analyses démographiques	16
7.4	Estimation et projection des tendances démographiques sans impact éolien.....	17
7.4.1	Modélisation démographique.....	17
7.4.2	Données utilisées pour l'estimation des tendances démographiques.....	19
7.4.3	Délimitation spatiale des populations	20
7.4.4	Taille de population totale.....	21
7.5	Estimation de l'impact démographique dû aux collisions potentielles.....	22
7.5.1	Analyse d'impact.....	22
7.5.2	Données de mortalité.....	23
7.5.3	Cas des espèces non étudiées dans BIRD RISK.....	27
8	Résultats.....	29
8.1	Résultats d'impact à l'échelle nationale	30
8.2	Résultats d'impact à l'échelle des sous-populations.....	37
9	Discussion	39
9.1	Sources d'incertitudes.....	41
9.2	Perspectives.....	46
10	Références bibliographiques	48
11	Annexes.....	56
11.1	Annexe 1. Résultats d'impact détaillés par espèce.....	56
11.1.1	Fou de Bassan (<i>Morus bassanus</i>).....	56
11.1.2	Goéland marin (<i>Larus marinus</i>).....	58
11.1.3	Mouette tridactyle (<i>Rissa tridactyla</i>).....	64
11.1.4	Cormoran huppé (<i>Gulosus aristotelis</i>).....	68
11.1.5	Goéland brun (<i>Larus fuscus</i>)	73
11.1.6	Goéland argenté (<i>Larus argentatus</i>)	79
11.1.7	Grand cormoran (<i>Phalacrocorax carbo</i>).....	86
11.1.8	Mouette mélanocéphale (<i>Ichthyaeetus melanocephalus</i>).....	91

11.1.9	Mouette rieuse (<i>Chroicocephalus ridibundus</i>).....	95
11.1.10	Sterne de Dougall (<i>Sterna dougallii</i>).....	100
11.1.11	Goéland cendré (<i>Larus canus</i>).....	104
11.1.12	Sterne caugek (<i>Thalasseus sandvicensis</i>).....	108
11.1.13	Sterne pierregarin (<i>Sterna hirundo</i>)	112
11.1.14	Pingouin torda (<i>Alca torda</i>).....	117
11.1.15	Guillemot de Troïl (<i>Uria aalge</i>)	121
11.1.16	Guifette noire (<i>Chlidonias niger</i>).....	126
11.1.17	Goéland leucophée (<i>Larus michahellis</i>).....	131
11.1.18	Macareux moine (<i>Fratercula arctica</i>).....	136
11.2	Annexe 2. Résultats d'estimation des tendances démographiques pour le scénario sans impact éolien	140
11.3	Annexe 3. Résultats des analyses préliminaires basées sur des modèles classiques de population close.....	144
11.4	Annexe 4. Article scientifique décrivant la méthode démographique innovante développée pour les besoins du projet BIRD DYNAMIC	146
11.5	Annexe 5. Liste des références bibliographiques consultées par le GISOM pour obtenir les paramètres démographiques (survie et fécondité par classe d'âge) de chaque espèce.....	165
11.6	Annexe 6. Résultats basés sur un taux d'évitement de 0.95.....	173
11.6.1	Fou de Bassan (<i>Morus bassanus</i>).....	173
11.6.2	Goéland brun (<i>Larus fuscus</i>)	174
11.6.3	Goéland argenté (<i>Larus argentatus</i>)	178

2 Avant-propos

Citation du document :

Citation recommandée : Chambert T., Barbraud C., Sadoul N., Cam E., Chabrolle A., Besnard A. (2024). Evaluation de l'impact démographique du risque de collision aviaire causé par l'éolien en mer sur les populations d'oiseaux marins – Rapport au Ministère de la Transition Ecologique et de la Cohésion des Territoires, 146 pages.

Remerciements :

Nous remercions la DEB (MTECT/DGALN) pour le financement de ce projet de recherche, et tout particulièrement Marie-Pierre Cabos pour son implication dans le suivi et l'animation du projet. Nous tenons également à remercier tous les participants de ce projet (membres du COPIL et partenaires scientifiques) et notamment :

- Marie-Pierre CABOS, DGALN/DEB/ELM1
- Sylène LASFARGUES, DGALN/DEB/ELM1
- Lucas LEPELIER, DGALN/DEB/ELM1
- Ilinca MATHIEU, DGALN/DEB/ELM1
- Adeline MORLIERE, DGEC/DE/SD3/3A
- Lise DEGOY, DGEC/DE/SD3/3A
- Jean-Marc BRIGNON, INERIS
- Olivier DELMAS, INERIS
- Karen BOURGEOIS, OFB
- Christophe AULERT, OFB
- Sylvain MICHEL, OFB
- Nina CUDENNEC, OFB
- Gilles FAGGIO, GISOM

Nous tenons également à exprimer un grand remerciement à toutes les personnes ayant participé à la collecte des données utilisées dans cette étude :

- Bretagne Vivante
- Groupe d'Études Ornithologiques des Côtes-d'Armor (GEOCA)
- Groupe Ornithologique Normand (GONm)
- Ligue pour la Protection des Oiseaux (LPO)
- Centre d'Etude du Milieu d'Ouessant (CEMO)
- Parc naturel marin d'Iroise (PNMI)
- Parc naturel régional d'Armorique (PNRA)
- Réserve naturelle nationale des Sept-Îles
- Office National de la Chasse et de la Faune Sauvage (ONCFS)
- VivArmor Nature
- Syndicat Mixte EDEN 62
- Groupe ornithologique et naturaliste du Nord (GON)
- Picardie Nature
- Syndicat Mixte Baie de Somme
- RNN Marais d'Orx
- Centre de la Mer de Biarritz
- Conseil départemental de la Gironde

- SEPANSO
- Communauté de communes de l'Île de Noirmoutier
- Fédération Départementale des Chasseurs de la Vendée
- Parc Naturel Régional du Golfe du Morbihan
- Syndicat mixte du Grand Site Cap d'Erquy-Cap Fréhel

3 Acronymes

CEFE :	Centre d'Ecologie Fonctionnelle et Evolutive
CMR :	Capture-Marquage-Recapture
DGEC :	Direction générale de l'énergie et du climat
DEB :	Direction de l'eau et de la biodiversité
DGALN :	Direction générale de l'aménagement, du logement et de la nature
GISOM :	Groupement d'Intérêt Scientifique sur les Oiseaux Marins
MTECT :	Ministère de la Transition Ecologique et de la Cohésion des Territoires
OFB :	Office Français de la Biodiversité
SD3 :	Sous-direction du système électrique et des énergies renouvelables

4 Résumé

Le projet BIRD DYNAMIC vise à évaluer l'impact cumulé des parcs éoliens offshore sur la démographie des oiseaux marins. Notre analyse se focalise sur l'impact des sept premiers parcs éoliens autorisés et/ou en cours d'autorisation le long de l'arc atlantique français sur 18 espèces nicheuses, et ne prend en compte que le risque de collision. Les autres effets négatifs connus de l'éolien en mer, que sont la perte d'habitat et l'effet barrière, ne sont donc pas considérés ici, faute d'estimation actuellement disponible les concernant. Nous avons utilisé une approche contrefactuelle consistant à projeter les trajectoires démographiques sur 30 ans selon deux scénarios : avec et sans collision. Les projections pour le scénario de référence (sans collision) sont basées sur les données de suivi des colonies d'oiseaux marins sur la période 2009 – 2021. L'ajout de l'effet des collisions, dans le scénario avec impact, est basé sur des estimations issues d'un modèle de risque de collision. L'impact démographique estimé correspond à la différence relative de taille de population à 30 ans entre les deux scénarios. Cette métrique d'impact relatif est utilisée car elle est beaucoup plus robuste aux incertitudes que les métriques basées sur les valeurs absolues de taille de population prédites. Nos résultats indiquent que le risque de collision induit par ces sept parcs éoliens pourrait avoir des impacts substantiels sur certaines populations aviaires. Le goéland cendré (*Larus canus*)² et les alcidés (notamment le macareux moine *Fratercula arctica*) pourraient subir un impact important à l'échelle nationale en raison de leurs effectifs nicheurs relativement faibles. D'autre part, un certain nombre de colonies naturelles de goélands marin (*Larus marinus*), brun (*Larus fuscus*) et argenté (*Larus argentatus*) pourraient également être fortement impactées, voire complètement disparaître du fait de ce risque de collision. Enfin, plusieurs autres espèces, comme le fou de Bassan (*Morus bassanus*) et le cormoran huppé (*Gulosus aristotelis*), pourraient également subir des impacts démographiques locaux non négligeables. Ces résultats, bien que teintés d'une certaine incertitude, sont préoccupants. Ils appellent à une prise en compte plus poussée des enjeux liés à la conservation des oiseaux marins, un groupe déjà soumis à de nombreuses pressions anthropiques, dans le développement futur de l'éolien en mer. La méthode développée ici peut d'ores et déjà être utilisée dans les évaluations environnementales des projets.

² Pour le Goéland cendré, la population nicheuse de l'arc atlantique français étant très réduite et déjà en fort déclin, l'impact cumulé sur la dynamique des populations est de 100%, mais la part de l'éolien sur l'augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans est seulement de 1%.

5 Abstract

The BIRD DYNAMIC project aims to assess the cumulative impact of offshore wind farms on the demography of seabirds. Our analysis focuses on the impact of the first seven authorized offshore wind farms along the French Atlantic coast on 18 nesting seabird species, and only takes into account the risk of collision. Other known negative effects of offshore wind, such as habitat loss and barrier effects, are not considered here due to a lack of reliable estimates. We employed a counterfactual approach to project demographic trajectories over 30 years under two scenarios: with and without collision. Projections for the “no collision” scenario are based on monitoring data from seabird colonies during the period 2009 – 2021. The addition of collision effects in the *impact scenario* is based on estimates from a collision risk model. The estimated demographic impact corresponds to the relative difference in population size at 30 years between the two scenarios. This *relative metric* of impact is used because it is much more robust to uncertainties than metrics based on absolute predicted population sizes. Our results indicate that the collision risk posed by these seven wind farms could have substantial impacts on several bird populations. The Common gull (*Larus canus*)³ and the three alcids (notably the Atlantic puffin *Fratercula arctica*), could experience significant impacts at the national level due to their relatively low breeding numbers. Additionally, several natural colonies of great black-backed gulls (*Larus marinus*), lesser black-backed gulls (*Larus fuscus*) and herring gulls (*Larus argentatus*) could also be heavily impacted, even facing complete disappearance due to this collision risk. Finally, several other species, such as the northern gannet (*Morus bassanus*) and European shag (*Gulosus aristotelis*), may also experience significant demographic impacts at the local scale. These findings, although subject to some uncertainty, are concerning. They call for a more thorough consideration of conservation issues of seabirds, a group already subjected to numerous anthropogenic pressures, in the future development of offshore wind energy. The method developed here can already be used in project environmental assessments.

³ For the Common gull, because the breeding population located on the French Atlantic coast is very small and already in steep decline, the estimated cumulative impact on population dynamics is 100%, but the contribution of offshore wind energy to the relative increase of the 30-year extinction probability is only 1%.

6 Introduction

Pour lutter contre le réchauffement climatique global, de nombreux pays se sont engagés à réduire considérablement leurs émissions de gaz à effet de serre (Accord de Paris 2015). Pour la France, cet engagement s'est traduit par l'adoption de son Plan Climat en juillet 2017, plan qui vise à atteindre la neutralité carbone d'ici à 2050⁴. Que ce soit à l'échelle mondiale ou française, les scénarios envisagés pour atteindre cet objectif de neutralité carbone incluent systématiquement le développement massif de modes de production énergétique décarbonés (Afep 2019; Teske et al. 2019). Récemment, la communauté internationale a réaffirmé cette volonté en appelant tous les pays signataires de l'Accord de Paris à accélérer leur transition vers des énergies renouvelables (IPCC 2022).

Pour assurer cette transition énergétique et répondre aux objectifs d'augmentation de la production d'électricité d'ici à 2050 liée à l'électrification des usages, l'Union européenne et la France misent sur le développement massif de l'éolien en mer (Commission européenne 2020). Avec en 2023 une capacité installée d'environ 30 GW (Wind Europe 2023), l'UE prévoit d'accélérer le développement de l'éolien en mer pour atteindre 300 GW à l'horizon 2050 (Commission européenne 2020). Au sein de l'UE, la France accuse un certain retard avec, à ce jour, seulement deux parcs éoliens en mer officiellement mis en service (Saint-Nazaire et Fécamp) et un troisième qui devrait l'être dans le courant de l'année 2024 (Saint-Brieuc), pour une capacité totale de près de 1,5 GW⁵. Toutefois, le gouvernement français compte rattraper son retard et accélérer le déploiement de l'éolien en mer avec pour objectif la mise en service de 18 GW d'éolien en mer à 2035 et de 45 GW à l'horizon 2050, ce qui représenterait près d'une trentaine de parcs éoliens en mer, autrement dit 2 000 à 3 000 éoliennes, posées et flottantes, réparties sur l'ensemble de ses façades maritimes (MTE 2023).

Le développement massif de cette nouvelle industrie représente une nouvelle menace pour la biodiversité marine (Galparsoro et al. 2022), notamment les oiseaux marins, qui sont par ailleurs déjà confrontés à de multiples pressions d'origine anthropiques (Dias et al. 2019). Trois types d'effet négatif potentiel de l'éolien en mer sur les oiseaux marins ont été décrits dans la littérature scientifique internationale (Drewitt and Langston 2006; Fox et al. 2006; Schuster et al. 2015; Fox and Petersen 2019) : (1) la perte d'habitat, qui peut résulter d'une destruction directe d'habitat physique ou d'un comportement d'aversion de la part de certaines espèces qui évitent les parcs éoliens ; (2) les effets « barrières », c'est-à-dire le contournement des parcs éoliens par les oiseaux lors de leurs déplacements quotidiens (ex. recherche alimentaire) ou saisonnier (ex. migration), qui peuvent engendrer un surcoût énergétique pour les individus ; (3) les mortalités directes dues aux collisions avec les éoliennes. Les deux premiers types d'effet (perte d'habitat et effets barrières), souvent regroupés sous l'appellation « effet déplacement » (Furness et al. 2013; Busch and Garthe 2016), sont des *effets indirects* qui peuvent avoir des conséquences sur la survie et la reproduction des oiseaux via la modification de leur balance énergétique (Masden et al. 2009, 2010). A l'heure actuelle, ces impacts indirects sont encore mal documentés et difficiles à quantifier (Vanermen and Stienen 2019). A l'échelle individuelle, l'impact des collisions est plus évident : une collision induit quasi inévitablement la mort de l'individu. Toutefois, la quantification du nombre de collisions causées par un parc éolien en mer n'est pas simple, car on ne retrouve pratiquement jamais les cadavres au pied

⁴ Loi n° 2019-1147 du 8 novembre 2019 (voir : <https://www.legifrance.gouv.fr/loda/id/JORFTEXT000039355955>)

⁵ Site web www.eoliennesenmer.fr consulté le 29 mars 2023.

des éoliennes en milieu marin. Cette quantification passe donc par l'utilisation de modèles théoriques (Band et al. 2007; Masden 2015; McGregor et al. 2018) dont la qualité des résultats est très dépendante de la fiabilité de certains paramètres d'entrée tels que la vitesse et la hauteur de vol des oiseaux (Masden et al. 2021), ou leur capacité à éviter les éoliennes (taux d'évitement ; Chamberlain et al. 2006). A l'heure actuelle, ces modèles n'ont pas pu être validés par des données empiriques (Masden and Cook 2016 ; mais voir Eichhorn et al. 2012 pour une comparaison entre estimation théorique et empirique, dans le contexte de l'éolien terrestre).

Dans le cadre du Groupe de Travail ECUME⁶, trois projets ont été initiés pour conduire une première évaluation de l'impact cumulé sur les oiseaux marins des sept premiers parcs éoliens offshore autorisés le long l'arc atlantique français (voir figure 1) :

- Le projet BIRD RISK, porté par le bureau d'étude Natural Power, a pour mission d'estimer le risque de collision des oiseaux marins pour chacun des sept parcs éoliens français de l'arc Atlantique en utilisant les modèles mathématiques existants.
- Le projet BIRD MOVE, porté par le CEFE, a pour objectif de développer une méthodologie permettant d'évaluer l'impact des effets « déplacement » sur les oiseaux marins.
- Le projet BIRD DYNAMIC, qui est l'objet du présent rapport, a pour objectif d'intégrer les résultats des deux précédents projets dans des modèles de dynamique de population afin d'évaluer l'impact cumulé des parcs éoliens sur la démographie des oiseaux marins. Ce projet est lui aussi porté par le CEFE.

Dans ce rapport nous présentons les résultats d'analyses d'impact démographique réalisées dans le cadre du projet BIRD DYNAMIC. Il est important de noter que **les résultats fournis ici excluent l'impact des effets déplacement et concernent exclusivement l'impact démographique dû au risque de collision**. En effet, l'impact des effets déplacement ne peut, pour l'heure, pas être évalué de façon robuste faute d'informations disponibles. Ces effets déplacement et leurs impacts sur la survie et/ou la productivité des oiseaux marins sont en effet beaucoup plus difficiles à appréhender et à quantifier que les mortalités directes par collision (Maclean et al. 2013; Marques et al. 2021; Croll et al. 2022). Le développement d'une méthodologie permettant d'évaluer ces effets déplacement sur les oiseaux marins est justement l'objet de BIRD MOVE, un projet qui est encore en cours de réalisation et qui ne se terminera qu'en 2025. L'intégration des effets déplacements dans les modèles démographiques développés dans le cadre de BIRD DYNAMIC ne pourra se faire qu'une fois que cette méthodologie sera en place et que suffisamment de données seront disponibles pour la mettre en œuvre.

⁶ Le GT « ECUME » (pour « Effets CUMulés des projets Eoliens en Mer ») a été mis en place en 2017 pour développer des méthodologies visant à évaluer l'impact cumulé des parcs éoliens offshore sur l'environnement marin.

7 Méthode

7.1 Aire d'étude

L'aire d'étude du projet BIRD DYNAMIC comprend les trois façades maritimes de la côte Atlantique française : la façade « Sud Atlantique », la façade « Nord Atlantique – Manche Ouest » et la façade « Manche Est – Mer du Nord » (Figure 1). Dans la suite de ce document, nous utiliserons le terme « arc atlantique » pour désigner cette zone d'étude. Il convient de noter que lorsque nous faisons référence aux effectifs "nationaux" des oiseaux marins étudiés ici (voir la liste des espèces dans la section suivante), nous n'incluons donc que les colonies situées le long du littoral de cet arc atlantique français. Autrement dit, toutes les colonies continentales et celles de la façade méditerranéenne en sont exclues.

Sur l'arc atlantique français, sept parcs éoliens sont actuellement autorisés ou en cours d'autorisation (Figure 1). Le projet BIRD DYNAMIC se concentre donc sur l'évaluation des impacts de ces sept parcs éoliens. Au moment où nous rédigeons ce rapport (avril 2024), deux de ces parcs éoliens sont en activité : le parc éolien de Saint-Nazaire (80 éoliennes), qui est en service depuis novembre 2022 ; et le parc éolien de Saint-Brieuc, dont une partie des éoliennes est en opération depuis juillet 2023.

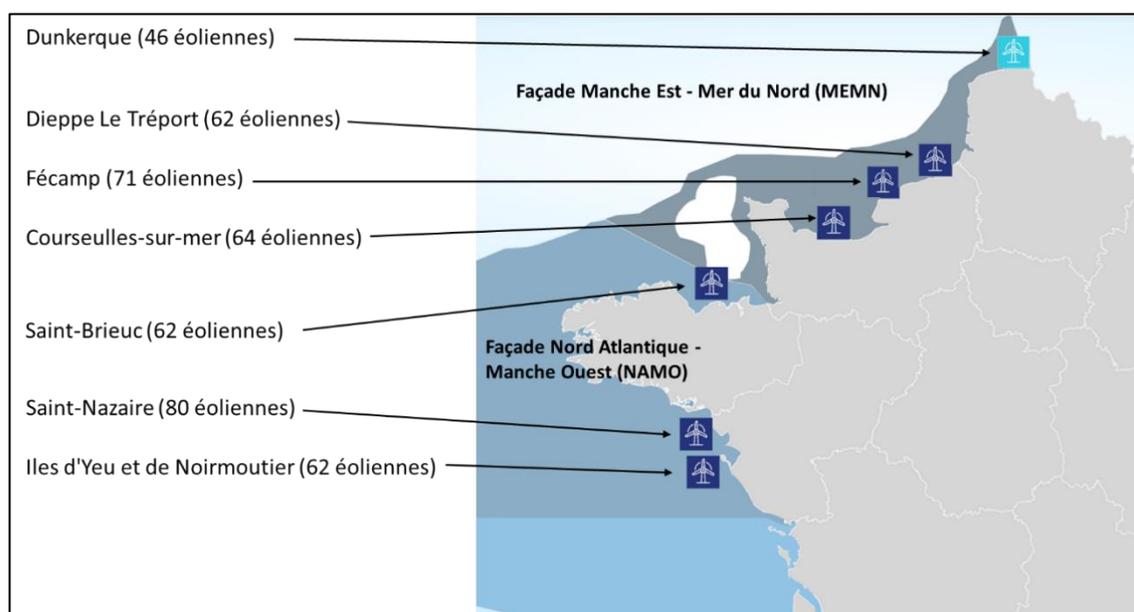


Figure 1. Aire d'étude et localisation géographique des sept parcs éoliens en mer autorisés par la France étudiés dans BIRD DYNAMIC.

7.2 Espèces étudiées

Parmi les 36 espèces d'oiseaux marins fréquentant les côtes de l'arc atlantique français de façon régulière, 21 espèces nicheuses ont été sélectionnées pour l'analyse démographique (Tableau 1). Les espèces ne nichant pas sur nos côtes ont été exclues, faute d'informations fiables sur leurs effectifs dans la zone d'étude et la dynamique de leurs populations. Sur ces 21 espèces, le risque de collision était disponible pour les 16 espèces ayant été étudiées dans BIRD RISK (voir Tableau 1).

L'analyse démographique du scénario de référence, c'est à dire sans impact éolien (voir détails ci-dessous) a pu être réalisée pour les 21 espèces. Cependant l'analyse d'impact incluant les mortalités par collision n'a pu être effectuée que sur 18 espèces. Les trois espèces qui n'ont pas pu être traitées sont les trois espèces de Procellariiformes, à savoir : l'Océanite tempête (*Hydrobates pelagicus*), le Fulmar boréal (*Fulmarus glacialis*) et le Puffin des anglais (*Puffinus puffinus*). Il n'a en effet pas été possible de réaliser l'analyse d'impact sur ces trois espèces faute de donnée sur le risque de collision, étant donné que ces trois espèces n'ont pas été traitées dans BIRD RISK (voir Tableau 1). Initialement, il était prévu d'utiliser les résultats de collision sur le puffin des Baléares (*Puffinus mauretanicus*) comme *proxy* du risque de collision sur ces trois espèces (voir plus bas, section « Cas des espèces non étudiées dans BIRD RISK »), mais **l'absence d'information sur les tailles de population de puffin des Baléares** (une espèce non nicheuse sur la zone d'étude) n'a pas permis de le faire. En effet, la procédure d'approximation du risque de collision à partir d'une espèce proche consiste à calculer un risque de collision par individu exposé en faisant le ratio entre le nombre de collisions estimés par BIRD RISK pour un parc éolien donné et la taille des populations exposées à ce parc. Cette dernière information n'étant pas disponible pour le puffin des Baléares, nous n'avons pas pu calculer un risque de collision individuel et l'extrapoler aux trois autres espèces de Procellariiformes. En revanche, cette procédure d'extrapolation du risque de collision individuel a pu être appliquée pour deux espèces : le Goéland leucophée (*Larus michahellis*) et le Macareux moine (*Fratercula arctica*), pour lesquelles les risques de collision ont été calculés à partir des données disponibles pour le Goéland argenté (*Larus argentatus*) et le Pingouin torda (*Alca torda*), respectivement.

Tableau 1. Liste des 36 espèces d'oiseaux marins fréquentant les côtes de l'arc atlantique français de façon régulière, dont les 21 espèces (en vert) nicheuses qui ont été retenues pour les analyses. Les espèces en rouge sont les espèces non-nicheuses qui n'ont pas été incluses dans ce projet, faute d'informations fiables sur leurs

Nom vernaculaire	Nom scientifique	Inclus dans BIRD DYNAMIC	Inclus dans BIRD RISK
Fou de Bassan	<i>Morus bassanus</i>	oui	oui
Goéland marin	<i>Larus marinus</i>	oui	oui
Mouette tridactyle	<i>Rissa tridactyla</i>	oui	oui
Cormoran huppé	<i>Gulosus aristotelis</i>	oui	oui
Goéland brun	<i>Larus fuscus</i>	oui	oui
Goéland argenté	<i>Larus argentatus</i>	oui	oui
Grand cormoran	<i>Phalacrocorax carbo</i>	oui	oui
Mouette mélanocéphale	<i>Larus melanocephalus</i>	oui	oui
Mouette rieuse	<i>Chroicocephalus ridibundus</i>	oui	oui
Sterne de Dougall	<i>Sterna dougallii</i>	oui	oui
Goéland cendré	<i>Larus canus</i>	oui	oui
Sterne caugek	<i>Thalasseus sandvicensis</i>	oui	oui
Sterne pierregarin	<i>Sterna hirundo</i>	oui	oui
Pingouin torda	<i>Alca torda</i>	oui	oui
Guillemot de Troïl	<i>Uria aalge</i>	oui	oui
Guifette noire	<i>Chlidonias niger</i>	oui	oui
Océanite tempête	<i>Hydrobates pelagicus</i>	oui	non
Goéland leucophée	<i>Larus michahellis</i>	oui	non
Fulmar boréal	<i>Fulmarus glacialis</i>	oui	non
Puffin des anglais	<i>Puffinus puffinus</i>	oui	non
Macareux moine	<i>Fratercula arctica</i>	oui	non
Puffin des Baléares	<i>Puffinus mauretanicus</i>	non	oui
Labbe parasite	<i>Stercorarius parasiticus</i>	non	oui
Mouette pygmée	<i>Hydrocoloeus minutus</i>	non	oui
Plongeon arctique	<i>Gavia arctica</i>	non	oui
Grèbe huppé	<i>Podiceps cristatus</i>	non	non
Grèbe à cou noir	<i>Podiceps nigricollis</i>	non	non
Grand Labbe	<i>Catharacta skua</i>	non	non
Harle huppé	<i>Mergus serrator</i>	non	non
Eider à duvet	<i>Somateria mollissima</i>	non	non
Bernache cravant	<i>Branta bernicla bernicla</i>	non	non
Macreuse noire	<i>Melanitta nigra</i>	non	non
Macreuse brune	<i>Melanitta fusca</i>	non	non
Plongeon catmarin	<i>Gavia stellata</i>	non	non
Plongeon imbrin	<i>Gavia immer</i>	non	non
Puffin fuligineux	<i>Ardenna grisea</i>	non	non

7.3 Analyses démographiques

Pour évaluer l'impact démographique des sept parcs éoliens étudiés dans le cadre de BIRD DYNAMIC, nous avons adopté une approche contrefactuelle basée sur des projections démographiques (Cook and Robinson 2017). Notre objectif est de prédire l'évolution

démographique des populations d'oiseaux marins sur une période de 30 ans, en considérant deux scénarios distincts :

(i) Un scénario de référence : ce scénario représente l'état initial, c'est-à-dire une situation en l'absence de parcs éoliens en mer et, par conséquent, en l'absence de leurs impacts potentiels.

(ii) Un scénario d'impact : ce scénario intègre les impacts estimés des parcs éoliens en mer sur les espèces concernées. **Dans notre cas, il intègre uniquement les mortalités par collision** comme précisé en introduction de ce rapport.

La comparaison des tailles de population projetées après 30 ans entre ces deux scénarios nous permet de quantifier l'impact démographique des parcs éoliens lié aux risques de collision attendus. Pour chacune des espèces étudiées, nous quantifions l'impact cumulé des sept parcs éoliens sur chaque population, ainsi que l'impact sur l'ensemble des effectifs "nationaux" (arc atlantique) de l'espèce en question.

Comme explicité en introduction, il est important de noter que, dans le temps de réalisation du projet BIRD DYNAMIC, les impacts liés aux effets déplacement (projet BIRD MOVE) n'ont pas pu être évalués. **Seuls les impacts liés aux collisions, estimés dans le cadre du projet BIRD RISK, ont donc été pris en compte dans les analyses démographiques** (voir section « Discussion »).

L'évaluation des impacts démographiques s'est faite en deux phases :

- (1) Une phase d'estimation de la tendance démographique récente et de projection des trajectoires de population attendues selon le scénario de référence sans impact éolien. Cette première analyse était basée sur les données historiques de suivi des populations d'oiseaux marins.
- (2) Une phase de projection des trajectoires de population selon le scénario incluant l'impact des risques de collision. Cette seconde analyse, réalisée à partir de simulations, s'est basée sur les projections démographiques du scénario de référence issues de la première analyse en y ajoutant les résultats de risques de collisions estimés par le programme BIRD RISK.

Dans la suite de cette section nous décrivons chacune de ces deux phases d'analyse. Toutefois, les résultats présentés par la suite dans le corps de ce rapport ne concernent que les résultats d'impact finaux de la seconde phase d'analyse (section « Résultats » et Annexe 1). Les résultats spécifiques à la première phase d'analyse (projections démographiques selon le scénario de référence) sont fournis dans l'Annexe 2.

7.4 Estimation et projection des tendances démographiques sans impact éolien

7.4.1 Modélisation démographique

Classiquement, les projections démographiques sont réalisées à partir d'un modèle faisant l'hypothèse que la population étudiée est géographiquement close (Beissinger and McCullough 2002; Morris and Doak 2002), ce qui signifie qu'il n'y pas d'immigration, ni d'émigration au sein de cette population (Boyce 1992). La raison pour laquelle cette hypothèse dite de « population close » est généralement posée est simple : les taux de dispersion entre populations sont très difficiles et coûteux à estimer (Cayuela et al. 2018), et ils ne sont donc pratiquement jamais

connus dans la nature (Miller et al. 2019). Toutefois, pour les besoins du projet BIRD DYNAMIC, l'utilisation de ce type de modèle en population close s'avère inadaptée. En effet, les colonies d'oiseaux marins ne fonctionnent pas en populations closes (Jeglinski et al. 2023). Il existe de nombreux échanges entre colonies qui ne peuvent pas être ignorés au risque de fortement biaiser les projections démographiques (Goodwin and Fahrig 1998; Thomas and Kunin 1999). C'est ce qui a été mis en évidence par nos analyses préliminaires basées sur des modèles classiques de « population close » à l'échelle de la colonie (Annexe 3). Le même problème s'est manifesté après avoir regroupé les colonies d'oiseaux marins à différentes échelles spatiales. La seule option pertinente pour utiliser un modèle de « population close », sans obtenir des projections démographiques aberrantes, est de regrouper les colonies à une échelle spatiale très large (Goodwin and Fahrig 1998), par exemple à l'échelle nationale. Toutefois, cette approche est peu satisfaisante car elle ne permet pas d'appréhender les différences régionales en termes d'impacts attendus. En utilisant une échelle spatiale trop large pour la modélisation des trajectoires démographiques, on court en effet le risque de sous-estimer les impacts que subissent certaines populations localement (Wilson et al. 2023). Pour remplir les objectifs de BIRD DYNAMIC, il est donc primordial de pouvoir estimer des impacts à des échelles plus fines que l'échelle nationale.

Nous avons donc dû développer un modèle démographique qui réponde spécifiquement à ces deux contraintes : (i) relâcher l'hypothèse de « population close » à l'échelle locale afin d'obtenir des projections démographiques fiables, équivalentes à celles qui seraient obtenues par agrégation de l'ensemble des données au niveau national ; (ii) tout en permettant de générer des trajectoires démographiques spécifiques à chaque localité (c'est-à-dire, ne pas se contenter d'une simple analyse à l'échelle nationale). Cette approche novatrice a fait l'objet d'un article scientifique qui a été soumis à une revue internationale pour publication (voir Annexe 4).

Cette méthode consiste à modéliser les variations interannuelles d'effectifs d'une espèce donnée en deux étapes. Dans une première étape, nous modélisons les variations d'effectifs à l'échelle nationale en faisant l'hypothèse d'une population close à cette échelle. Cela signifie que l'on considère que les changements d'effectifs à l'échelle nationale ne sont liés qu'aux processus de survie et de reproduction des individus. Cette hypothèse est valide pour un certain nombre d'espèces ayant des distances de dispersion relativement faibles, mais probablement pas pour toutes. Par exemple, pour la mouette tridactyle, dont les jeunes peuvent disperser sur des distances supérieures à 400km (Coulson and Nève de Mévergnies 1992; McCoy et al. 2005), il est probable que la contribution démographique des pays voisins à la dynamique de la population française ne soit pas totalement négligeable. Pour les besoins du projet, qui se focalise uniquement sur les populations nicheuses françaises, et par souci de « pragmatisme », nous avons toutefois été obligés de faire cette hypothèse simplificatrice même si l'on sait qu'elle n'est pas totalement valide pour toutes les espèces étudiées. Les conséquences potentielles de cette hypothèse sur les résultats sont discutées en fin de rapport. Dans la deuxième étape, nous redistribuons les effectifs nationaux annuels entre les *populations locales*⁷, ce qui permet d'obtenir des trajectoires démographiques locales distinctes. Cette deuxième étape de redistribution des effectifs nationaux est une manière simplifiée de modéliser les différences locales en termes de croissance démographique, sans

⁷ Une population locale correspond à un regroupement de colonies de reproduction (voir la section « Délimitation spatiale des populations » plus bas).

avoir besoin de connaître les taux de dispersion entre populations, qui sont totalement inconnus et seraient extrêmement difficiles à estimer.

Mathématiquement, l'écriture formelle de ce modèle démographique est la suivante. La première étape de modélisation des variations d'effectifs interannuels à l'échelle nationale

$$N_{t+1} = \lambda \times N_t$$

s'écrit :

où N_t est l'effectif national (c-à-d., la somme des effectifs de toutes les populations locales) l'année t , et λ représente le taux de croissance interannuel à l'échelle nationale.

La seconde étape de redistribution de l'effectif national N_t , qui permet de déterminer les effectifs locaux ($n_{i,t}$) de chaque population i l'année t , s'écrit :

$$n_{i,t} = \gamma_{i,t} \times N_t$$

où $\gamma_{i,t}$ est le paramètre de *redistribution*, qui correspond à la proportion de l'effectif national N_t allouée à la population i . Ces proportions $\gamma_{i,t}$ varient entre populations, ce qui permet de modéliser les différences d'effectifs locaux. De plus, les paramètres $\gamma_{i,t}$ varient dans le temps, ce qui permet de modéliser les différences de dynamiques démographiques locales. Pour une description plus complète et détaillée de ce modèle et de ses performances, notamment en termes de prédictions des trajectoires démographiques, voir l'Annexe 4.

7.4.2 Données utilisées pour l'estimation des tendances démographiques

L'analyse démographique visant à estimer les tendances démographiques sans impact éolien repose sur des données de suivis annuels réalisés sur les colonies d'oiseaux marins situées le long de l'arc atlantique français. Ces suivis annuels permettent de comptabiliser le nombre de sites apparemment occupés (SAO, mais aussi NAO, nids apparemment occupés, et TAO, terriers apparemment occupés, selon les espèces) sur ces colonies. Chacune de ces unités de dénombrement est définie par la présence d'un ou deux individus matures sur un nid ou dans un terrier potentiel, qu'il y ait ou non la présence de matériaux de nidification (Monnat and Cadiou 2004). Elles sont donc un indicateur direct du nombre de couples reproducteurs présents sur une colonie. Dans la suite de ce rapport, nous utiliserons simplement le terme "nombre de couples" pour désigner ces données.

Ces données, collectées sur le terrain par diverses structures (voir la liste dans les remerciements, en début de document), ont été centralisées, vérifiées et validées par le GISOM pour les besoins du projet BIRD DYNAMIC. Le jeu de données brutes couvre la période de 1997 à 2021 et comprend les 21 espèces nicheuses. Ce jeu de données totalise 19 284 recensements.

Pour les analyses, nous souhaitons estimer des tendances démographiques relativement récentes, soit sur environ les dix dernières années. Le jeu de données disponible s'étendant jusqu'en 2021, nous avons donc choisi de commencer nos analyses à une année proche de 2011. Etant donné qu'un suivi décennal des oiseaux marins nicheurs de France métropolitaine avait eu lieu sur la période 2009 – 2011, un plus grand nombre de comptages était disponible ces années-là par rapport à la plupart des autres années. Par conséquent, nous avons sélectionné l'année 2009 comme point de départ pour nos analyses, car il s'agit de la première année de ce suivi décennal.

Pour les analyses, nous n'avons retenu que les colonies (pour une espèce donnée) ayant été occupées par au moins un couple entre 2009 et 2021. Les colonies qui existaient avant 2009 mais qui se sont éteintes avant 2009 n'ont pas été incluses. En revanche, nous avons conservé les colonies actuellement éteintes mais qui ont été occupées à un moment donné entre 2009 et 2021. En d'autres termes, une colonie a été incluse dans nos analyses tant qu'au moins un comptage depuis 2009 indiquait une présence. Cette approche garantit que l'information concernant le déclin récent d'une colonie éteinte soit prise en compte dans l'analyse, évitant ainsi un biais positif potentiel sur la tendance nationale de l'espèce en question.

En ce qui concerne les quatre espèces de grands goélands (Goéland argenté, Goéland marin, Goéland brun et Goéland leucophée), nous n'avons inclus que les colonies en milieu naturel. En effet, les données existantes sur les colonies urbaines sont peu fiables, non exhaustives et issues d'une pression d'observation non homogène sur la période considérée. Nous avons donc choisi de les exclure des analyses. Il est important de garder cet élément à l'esprit pour les interprétations des résultats car (i) les effectifs en milieu urbain peuvent être conséquents pour certaines espèces, jusqu'à représenter plus de la moitié des effectifs nationaux pour le Goéland argenté, et (ii) leurs tendances démographiques peuvent être assez différentes de celles en milieu naturel.

7.4.3 Délimitation spatiale des populations

L'objectif du projet BIRD DYNAMIC est d'estimer l'impact des parcs éoliens à **l'échelle des populations** d'oiseaux marins. Il est donc crucial d'utiliser une définition de la notion de « population » qui soit pertinente avec cet objectif (Clapham et al. 2008). Cela implique de fixer des limites spatiales pour délimiter les contours de ce que l'on considère comme étant une « population » (Goodwin and Fahrig 1998; Debouzie 1999). Dans le cas d'oiseaux marins, qui sont répartis dans l'espace en colonies de reproduction, on cherche donc à déterminer une échelle spatiale pertinente de regroupement de plusieurs colonies dans une même population (Miller et al. 2019). Si l'on choisit une échelle spatiale trop fine (ex : considérer chaque colonie comme une population à part entière), alors les variations locales d'effectifs ne reflèteront pas forcément bien l'état de santé de ladite « population », du fait des mouvements de dispersion importants qui peuvent exister entre colonies proches (Kendall et al. 2000). En effet, la dynamique démographique de colonies proches est intimement liée, car la reproduction d'une colonie contribuera substantiellement au recrutement et donc à la croissance de ses colonies voisines (Ranta et al. 1995; Paradis et al. 1999). Il ne serait donc pas pertinent de considérer de telles colonies comme des entités séparées et indépendantes. A l'inverse, si l'on choisit une échelle spatiale trop large (ex : rassembler toutes les colonies de l'arc atlantique en une seule population) pour définir les populations ciblées par l'analyse, on risque de diluer artificiellement l'impact estimé des parcs éoliens, en considérant que la dynamique de colonies lointaines viendrait compenser les pertes subies localement dans les colonies les plus impactées (Thomas and Kunin 1999; Wilson et al. 2023). Or, ce n'est pas le cas. Il existe probablement une spatialisation forte des impacts des parcs éoliens sur les colonies d'oiseaux marins. Les colonies situées à proximité immédiate d'un parc éolien souffriront *a priori* bien plus de ses impacts qu'une colonie qui en est éloignée. Il est donc important que l'analyse démographique puisse mettre en évidence ces différences régionales (Clapham et al. 2008; Wilson et al. 2023).

Pour que l'analyse démographique soit pertinente, nous avons donc choisi de rassembler les colonies proches en sous-populations, mais sans choisir un niveau d'agrégation trop large. Précisons ici que le terme de « sous-population » est utilisé pour désigner un agrégat de

colonies proches et donc très fortement connectées entre elles. On considère également la possibilité que les différentes sous-populations ainsi définies soient connectées entre elles, mais dans un degré moindre, par de la dispersion (Hanski 1999). Ces sous-populations sont donc des systèmes géographiquement ouverts, d'où l'utilisation de ce terme distinctif visant à éviter toute confusion avec la notion vague de « population ». En effet, le terme générique de « population » pourrait tout aussi bien correspondre à un système clos ou un système ouvert. Toujours pour éviter toute ambiguïté, nous utiliserons le terme de « métapopulation » (Hanski 1998) pour dénommer l'ensemble des sous-populations d'une même espèce à l'échelle de l'arc atlantique français, car il s'agit de l'échelle spatiale à laquelle nous faisons l'hypothèse de population close (voir ci-dessus). Il convient de noter que le terme "métapopulation" est utilisé dans ce contexte par commodité et que, pour certaines espèces, le système qu'il décrit peut ne pas correspondre strictement à la définition écologique classique de métapopulation (Hanski 1999).

Pour remplir au mieux les objectifs de BIRD DYNAMIC, le rassemblement des colonies en sous-populations se fait en deux étapes. Premièrement, nous appliquons un regroupement fin, à une échelle de 5km, basé sur un algorithme de clustering « *mean shift* » (Fukunaga and Hostetler 1975) : une fenêtre glissante d'une largeur de 5km permet d'identifier les agrégats de colonies à rassembler. Ensuite, nous rassemblons également toute colonie *isolée* à l'agrégat le plus proche, si elle se situe à moins de 20km de celui-ci. Ce choix de 20km est forcément arbitraire, mais nous avons considéré qu'il serait peu pertinent de considérer une colonie seule comme une sous-population séparée si elle se situe à moins de 20km d'une autre colonie ou d'un agrégat de colonies. En revanche, les colonies isolées de plus de 20km de toute autre colonie sont définies comme des sous-populations à part entière. Ceci permet garder une échelle d'analyse relativement locale, et d'éviter de regrouper des colonies dont la dynamique démographique et l'exposition aux impacts éoliens pourraient être assez différentes du fait de la distance géographique qui les sépare.

Ici, la *sous-population* ainsi définie représente l'unité cible de l'analyse démographique.

7.4.4 Taille de population totale

Comme expliqué plus haut, les suivis annuels réalisés permettent de comptabiliser le *nombre de couples* présents sur chaque colonie (Monnat and Cadiou 2004), mais ils ne donnent pas d'information sur les classes d'âges non matures. **Or, les éoliennes impactent a priori toutes les classes d'âges** sans distinction (même si ce n'est pas forcément de façon uniforme ; voir Stienen et al. 2008), sauf bien sûr les juvéniles de l'année avant leur premier envol. Il est donc important que les projections démographiques prédisent la taille de population totale, et pas seulement le nombre de couples reproducteurs. Ici, ce que nous appelons *taille de population totale* inclut les effectifs totaux (reproducteurs et non-reproducteurs) de toutes les classes d'âges sauf les juvéniles (individus non-volants).

En l'absence d'information sur les effectifs non reproducteurs, nous utilisons deux autres sources d'information pour estimer la taille de population totale à partir du nombre de couples : (1) la proportion d'individus reproducteurs (π_i) par classe d'âge (i) et (2) la distribution en âges stable (DAS) de la population (Caswell 2001). A partir de ces deux informations et du nombre total de couples (N_c), on peut facilement inférer la taille de population totale (N_{tot}) avec la formule suivante :

$$N_{tot} = \frac{N_c}{\sum_i (DAS_i \times \pi_i)}$$

Pour chaque espèce, la proportion d'individus reproducteurs (π_i) par classe d'âge est issue de la littérature scientifique lorsque cette information était disponible (voir la liste complète des références consultées en Annexe 5). Autrement, en l'absence d'information, nous faisons l'hypothèse que 100% des individus ayant atteint la maturité sexuelle se reproduisent. La DAS est, quant à elle, calculée à partir d'une matrice de Leslie (Caswell 2001) construite avec des valeurs de survie et de fécondité par classe d'âge issues de la littérature scientifique (voir Annexe 5).

7.5 Estimation de l'impact démographique dû aux collisions potentielles

7.5.1 Analyse d'impact

L'analyse de l'impact démographique a été réalisée via l'approche dite « contrefactuelle » (Cook and Robinson 2017), basée sur des simulations, qui consiste à projeter les trajectoires démographiques selon les deux scénarios alternatifs : (i) le scénario de référence sans impact éolien, dont les tendances démographiques ont déjà été estimées dans l'étape précédente (voir Annexe 2) ; et (ii) le scénario avec impact des collisions potentielles. La seule différence entre les deux scénarios est donc l'ajout des mortalités par collision estimées par BIRD RISK (voir ci-après) dans le scénario avec impact. En effet, les deux scénarios étant simulés en parallèle (« matched runs » ; Cook and Robinson 2017), toutes les autres caractéristiques demeurent identiques, au sein d'une même simulation. Dans cette étude, pour chaque espèce analysée, nous avons simulé 100 000 trajectoires selon chaque scénario pour quantifier l'impact démographique.

La métrique d'impact utilisée pour l'interprétation finale des résultats correspond à la différence relative, en termes de taille de population à 30 ans, entre les deux scénarios. Le choix d'utiliser cette métrique relative a été fait pour les raisons suivantes :

- **Robustesse aux incertitudes.** Cette métrique relative est beaucoup plus robuste aux incertitudes que les métriques *d'impact absolu*, comme cela a été clairement mis en évidence dans la littérature (Green et al. 2016; Cook and Robinson 2017). Lorsque l'on fait des prédictions, il existe *de facto* beaucoup d'incertitudes sur le résultat final (Maris et al. 2018). En effet, rien ne garantit que les conditions récentes, sur lesquelles est basée la projection des trajectoires démographiques dans le futur, vont demeurer identiques à l'avenir. L'évolution potentielle de ces conditions peut grandement fausser la prédiction des tailles de population à un horizon temporel relativement lointain (30 ans, dans notre cas), et il serait donc risqué de baser nos conclusions et les décisions qui en découlent sur ces valeurs absolues fortement incertaines. La métrique relative contrefactuelle que l'on utilise est beaucoup plus robuste car la principale source d'incertitude qui l'influence est l'estimation du risque de collision. Les incertitudes sur les autres paramètres du modèle n'ont qu'une influence très limitée car ces paramètres sont identiques entre les deux scénarios comparés (Cook and Robinson 2017). On peut voir cette approche comme une estimation de l'impact démographique des collisions potentielles « toutes choses étant égales par ailleurs ».
- **Interprétabilité.** Bien qu'elle ne permette pas de conclure directement sur ce que sera l'état de conservation d'une population dans 30 ans, cette métrique relative est plus simple à interpréter car elle mesure explicitement la *contribution relative* des parcs éoliens aux impacts anthropiques totaux que peut subir une population ; et ce quel que soit l'influence des autres pressions anthropiques. En effet, un impact de X% sur une population demeure la même chose quel que soit le niveau absolu des effectifs de la population dans 30 ans. Compte tenu des incertitudes et de l'absence de seuil

préalablement fixé sur ce qui constitue ou non un état favorable pour une population, nous pensons qu'il est plus prudent de raisonner à partir de ce type de métrique relative plutôt qu'à partir des prédictions en termes de taille de population absolue. Ce choix ne nous est pas exclusif, il est également prôné par d'autres scientifiques (Green et al. 2016; Cook and Robinson 2017). Ces questions concernant l'interprétation d'un impact relatif seront développées en discussion.

7.5.2 Données de mortalité

Les données de mortalité par collision utilisées dans nos modèles démographiques sont issues des analyses du projet BIRD RISK qui ont été réalisées avec un modèle prédictif de risque de collision (Band et al. 2007; Masden and Cook 2016; McGregor et al. 2018). Nous rappelons que ces estimations sont donc basées sur une modélisation théorique qui repose sur un certain nombre de postulats, et non pas sur des données empiriques de mortalités observées. Les résultats de BIRD RISK correspondent à l'estimation, avec incertitude⁸ associée, du nombre de mortalités mensuelles prédites pour chaque espèce sur chaque parc éolien. Pour un certain nombre de situations (parc éolien x espèce), le calcul des risques de mortalité s'est fait selon deux options (voir le rapport de BIRD RISK⁹) :

- Option 1 : en utilisant des hauteurs de vol spécifiques au site d'implantation d'un parc éolien donné, obtenues à partir des observations en mer réalisées sur site.
- Option 2 : en utilisant des hauteurs de vol génériques, dérivées de données génériques issues de recommandations d'un rapport britannique (Johnston et al. 2014)

Afin de respecter le choix de la communauté des experts du GT ECUME consistant à toujours considérer le « *pire cas réaliste* » dans les études, nous avons systématiquement choisi l'estimation la plus pessimiste (i.e. nombre de mortalités estimé le plus élevé), mais néanmoins réaliste, parmi ces deux options.

Pour pouvoir intégrer les résultats de BIRD RISK dans nos analyses démographiques, plusieurs étapes (décrites ci-après) ont été nécessaires. A chacune de ces étapes, les incertitudes sont systématiquement propagées.

⁸ L'incertitude des résultats de BIRD RISK est représentée sous forme d'une distribution de probabilité représentant la gamme des valeurs possibles du nombre de mortalités pour chaque cas étudié (mois, parc éolien, espèce). Cette incertitude a été propagée dans les analyses démographiques de BIRD DYNAMIC en utilisant la totalité de ces distributions de probabilité comme valeurs d'entrées pour les mortalités par collision.

⁹ Rapport disponible ici : <https://www.eoliennesenmer.fr/>

1. Cumul annuel des mortalités mensuelles

Pour l'analyse démographique, nous avons besoin d'une estimation annuelle du nombre de collisions potentielles concernant les individus appartenant aux sous-populations de l'arc atlantique français (individus « locaux »).

Or, pour une espèce et un parc éolien donnés, les résultats de BIRD RISK correspondent à une estimation mensuelle du nombre de collisions concernant tous types d'individus (locaux et non-locaux) de l'espèce en question fréquentant le site d'implantation du parc éolien en question. En effet, les suivis de terrain (observations visuelles par bateau, en général) utilisés pour déterminer la fréquentation du site par une espèce donnée ne permettent pas de déterminer l'origine des oiseaux observés. Selon l'époque de l'année, il peut parfois s'agir (i) d'individus provenant des sous-populations de l'arc atlantique français, que nous nommerons individus « locaux » ; ou bien (ii) d'individus en hivernage ou en transit migratoire et donc provenant de populations plus lointaines, que nous nommerons « visiteurs » ; ou encore (iii) d'un mélange des deux (présence à la fois individus locaux et visiteurs).

Pour intégrer ces estimations dans l'analyse démographique, il faut donc dans un premier temps déterminer quelle proportion du nombre potentiel de collisions estimé chaque mois concerne des individus locaux. Pour ce faire, nous avons distingué trois situations (Tableau 2) :

- (i) Les mois de l'année où l'on peut considérer que ce sont en grande majorité des individus locaux qui sont présents sur l'arc atlantique français : on inclue alors 100% des mortalités estimées ces mois-là dans l'analyse. C'est typiquement le cas pendant la saison de reproduction.
- (ii) Les mois de l'année où aucun individu local n'est *a priori* présent sur l'arc atlantique français : on n'inclue alors aucune des mortalités (0%) estimées ces mois-là dans l'analyse. Ce cas ne concerne que les espèces ayant une stratégie migratoire stricte, dont on est sûr que les individus locaux migrent tous vers le sud pour l'hivernage (pas de résidents annuels). C'est par exemple le cas du Goéland brun ou de la sterne de Dougall.
- (iii) Les mois de l'année où il peut y avoir à la fois des individus locaux et des visiteurs dans la région : il faut alors tenir compte du fait qu'une certaine proportion (X) non-nulle, mais *a priori* $<100\%$ des collisions potentielles estimées concerne les individus locaux. N'ayant pas de moyen de savoir quelle est la proportion relative des locaux et des visiteurs parmi les oiseaux fréquentant le site d'implantation d'un parc éolien donné à cette période, nous avons fait le choix de laisser varier librement, dans l'analyse, cette proportion X entre une valeur minimale X_{\min} et une valeur maximale de $X_{\max} = 100\%$. Concrètement, à chaque simulation une valeur X est tirée aléatoirement dans une loi de probabilité uniforme $U(X_{\min}, X_{\max})$. Cette approche **permet d'intégrer explicitement l'incertitude** liée à la proportion de mortalités estimées affectant des individus locaux pendant cette période de l'année. La valeur minimale X_{\min} considérée pour cette proportion est calibrée pour donner un nombre de mortalités équivalent à ce qui est estimé pendant la période de présence exclusive des individus locaux sur un site (ex : période de reproduction). Il est possible qu'en réalité la vraie valeur X_{\min} soit inférieure à cela (c-à-d. qu'il y ait moins de mortalités, en nombre absolu, sur les individus locaux dans ces périodes qu'en période de reproduction), mais c'est une hypothèse conservatrice que nous avons choisi de faire, toujours dans l'optique de considérer le « pire cas réaliste ».

Pour chaque espèce, nous appliquons donc la règle adaptée à sa situation, parmi les situations décrites ci-dessus, pour déterminer la proportion (0%, X% ou 100%) des collisions potentielles estimées sur chaque mois de l'année à intégrer dans le cumul annuel. Ensuite, nous faisons la somme sur les 12 mois de l'année pour déterminer le nombre potentiel de collisions annuelles affectant les sous-populations de l'arc atlantique français, tout en propageant les incertitudes.

2. Répartition des mortalités de chaque parc entre les différentes sous-populations

Comme expliqué dans la partie « délimitation spatiale des populations », la sous-population est l'unité cible de l'analyse démographique. Le nombre total de collisions « locales » d'une espèce donnée sur un parc éolien donné doit donc être réparti entre les différentes sous-populations potentiellement exposées à ce parc éolien. Pour faire cette répartition spatiale, nous avons utilisé l'approche théorique préconisée par l'agence environnementale écossaise (NatureScot 2018) qui consiste à répartir les mortalités entre différentes colonies selon un facteur de pondération tenant compte de trois critères :

- (1) **La distance entre la colonie et le parc éolien.** Plus une colonie est proche d'un parc éolien, plus les individus qui la composent sont, en théorie, exposés au risque de collision. On s'attend donc à ce qu'une plus grande proportion des collisions provienne des colonies proches. En s'éloignant de la colonie, la densité d'oiseaux diminue théoriquement¹⁰ d'un facteur $\pi \cdot d^2$, où d est la distance entre la colonie et le parc éolien. Pour ce critère, la pondération est donc basée sur un facteur $1/d^2$. Pour la plupart des espèces, qui ne survolent que très rarement les grandes étendues terrestres, nous avons utilisé la distance la plus courte *par la mer* plutôt que la distance euclidienne. Toutefois, nous avons utilisé la distance euclidienne pour un certain nombre d'espèces, majoritairement des laridés, aux mœurs terrestres, à savoir : le Goéland marin, le Goéland brun, le Goéland argenté, le Grand cormoran, la Mouette mélanocéphale, la Mouette rieuse, le Goéland cendré, la Sterne caugek, la Sterne pierregarin, la Guifette noire, le Goéland leucophée et la Mouette pygmée.
- (2) **Les effectifs (taille de population) d'une colonie.** Les colonies plus abondantes contribuent plus aux densités d'individus observées sur les parcs éoliens. A distance égale, on s'attend donc à ce qu'une plus grande proportion des collisions affecte des individus issus des grosses colonies. Pour ce critère, la pondération est donc simplement basée sur la taille de colonie.
- (3) **La surface maritime environnante de la colonie,** qui correspond au ratio entre la surface maritime et la surface terrestre au sein du rayon d'action de l'espèce et immédiatement autour de la colonie. Ici, la logique est que l'intensité d'utilisation de l'habitat marin environnant par un individu est inversement proportionnelle à la surface de mer disponible autour de la colonie. Quand la proportion d'habitat terrestre autour de la colonie est élevée, un individu a moins d'alternative, en termes de zones d'alimentation disponibles dans son rayon d'action, de telle sorte qu'il a une plus grande probabilité de fréquenter le site d'implantation du parc éolien.

Dans notre cas, nous avons appliqué ces pondérations à l'échelle de la sous-population, et non pas de la colonie, mais la logique reste exactement la même quelle que soit l'échelle considérée. Une sous-population étant généralement constituée de plusieurs colonies, nous

¹⁰ Sous l'hypothèse que les oiseaux occupent l'espace disponible de façon aléatoire.

avons utilisé le barycentre (centroïde) pondéré par les effectifs des différentes colonies pour déterminer ses coordonnées spatiales. La taille d'une sous-population a simplement été calculée en faisant la somme des effectifs (estimation en 2021) des colonies qui la constituent. Enfin, la surface maritime environnante d'une sous-population a été calculée en faisant la moyenne, pondérée par les effectifs, des surfaces maritimes des colonies qui la constituent.

Tableau 2. Présence mensuelle d'individus locaux et/ou de visiteurs, pour chaque espèce, sur l'arc atlantique français. En vert, les mois de l'année où l'on considère que seuls des individus locaux sont présents dans la zone : « B » (breeding) correspond à la période de reproduction de l'espèce ; « R » (residents) correspond à la période hors-reproduction mais où seuls des résidents (locaux) sont présents dans la zone. En bleu, ce sont les mois de l'année où il y a un mélange d'individus locaux et de visiteurs dans la zone : « T » (transition) correspond à une phase de transition entre la période de reproduction et la période migratoire pendant laquelle il peut déjà/encore y avoir des individus de passage (non-locaux) dans la zone ; « M » (mixed) correspond à la période hors-reproduction pendant laquelle on peut avoir sur place un mélange d'individus locaux (des résidents) et de migrants en hivernage (des non-locaux). En gris, ce sont les mois de l'année (tous hors-reproduction) pendant lesquels aucun individu local n'est présent : « V » correspond au cas où l'on peut voir des individus de l'espèce présents, mais ce sont nécessairement des visiteurs (hivernants non-locaux) car tous les individus locaux hivernent plus au sud ; « A » (absent) correspond au cas où l'espèce est entièrement absente (pas de locaux ni de visiteurs) de la région à l'époque de l'année considérée.

Espèce	janv.	févr.	mars	avril	mai	Juin	juillet	août	sept.	oct.	nov.	déc.
Fou de Bassan	M	M	T	B	B	B	B	B	B	T	M	M
Goéland marin	M	M	T	B	B	B	B	B	R	T	M	M
Mouette tridactyle	M	M	T	B	B	B	B	B	T	M	M	M
Cormoran huppé	R	R	B	B	B	B	B	B	B	R	R	R
Goéland brun	V	V	T	B	B	B	B	R	T	T	V	V
Goéland argenté	M	M	T	B	B	B	B	T	T	M	M	M
Grand cormoran	M	M	T	B	B	B	B	B	R	T	M	M
Mouette mélanocéphale	R	R	R	R	B	B	B	R	R	R	R	R
Mouette rieuse	M	M	T	B	B	B	B	B	T	T	M	M
Sterne de Dougall	A	A	A	T	B	B	B	T	T	A	A	A
Goéland cendré	M	M	M	B	B	B	B	B	M	M	M	M
Sterne caugek	M	M	M	T	B	B	B	B	T	M	M	M
Sterne pierregarin	A	A	T	T	B	B	B	T	T	A	A	A
Pingouin torda	M	M	T	B	B	B	B	B	R	T	T	M
Guillemot de Troïl	M	M	T	B	B	B	B	R	R	T	T	M
Guifette noire	A	A	A	T	B	B	B	B	T	A	A	A
Océanite tempête	V	V	V	T	T	B	B	T	T	V	V	V
Goéland leucophée	M	M	T	B	B	B	B	T	T	M	M	M
Fulmar boréal	M	M	M	T	B	B	B	T	T	M	M	M
Puffin des Anglais	A	A	A	T	B	B	B	B	T	A	A	A
Macareux moine	V	V	T	B	B	B	B	T	V	V	V	V

Pour déterminer quelles sous-populations étaient exposées à un parc éolien donné nous avons utilisé le rayon d'action d'alimentation de chaque espèce, en nous basant sur les recommandations et les valeurs fournies dans Woodward et al. (2019). Nous avons donc considéré que si la distance entre un parc éolien et le centroïde d'une sous-population était inférieure ou égale au rayon d'action de l'espèce concernée, alors cette sous-population était exposée à ce parc éolien. A l'inverse, si cette distance était supérieure au rayon d'action de l'espèce, alors nous avons considéré que la sous-population en question n'était pas exposée au parc éolien. Nous avons utilisé la valeur maximale du rayon d'action de chaque espèce mentionnée dans le document de Woodward et al. (2019), à l'exception de quatre espèces :

- Pour la Guifette noire, qui n'est pas présente dans le document de Woodward et al. (2019), nous avons utilisé une valeur de 100km. Cette valeur est probablement supérieure au rayon d'action d'alimentation de cette espèce en période de reproduction, mais l'utilisation de valeurs inférieures à celle-ci ne permettait pas de rendre compte des observations d'oiseaux et donc des mortalités prédites sur certains parcs éoliens. Nous avons donc choisi cette distance de sorte à pouvoir rendre compte de toutes les mortalités estimées dans BIRD RISK.
- Pour la Mouette rieuse, la Mouette mélanocéphale et la Sterne de Dougall, les valeurs de rayon d'action issues de Woodward et al. (2019) étaient de 18.5km, 20km et 24km respectivement. Ces faibles valeurs ne permettant pas de rendre compte des observations d'oiseaux et donc des mortalités prédites sur certains parcs éoliens, nous avons jugé nécessaire d'étendre le rayon d'action de ces trois espèces jusqu'à une valeur de 100km.

3. Conversion du nombre de mortalités annuel en taux de mortalité annuel

La dernière étape consiste à convertir le *nombre* estimé de collisions annuelles affectant une sous-population donnée en **taux** de collision annuel *par individu*. En effet, pour les projections démographiques, on ne peut pas considérer que le nombre de collisions que subit une population soit constant au cours des années (sauf si la population est stable), car ce nombre de collisions dépend directement des effectifs de la population à un temps *t*. Quand une population croît, de plus en plus d'individus sont exposés au parc éolien, on s'attend donc à ce qu'il y ait de plus en plus de collisions. A l'inverse, on s'attend à ce que le nombre absolu de collisions baisse lorsque qu'une population décroît, car de moins en moins d'individus sont alors exposés aux collisions. Dans cette situation, ce que l'on suppose être constant au cours du temps, c'est le *taux de collision par individu exposé*. Le nombre de collisions annuelles total que subit une population est en fait la résultante du produit entre la taille de la population et le *taux* annuel de collision par individu exposé. Pour calculer ce taux de collisions annuel, il suffit de faire le rapport entre le nombre absolu de collisions annuelles que subit une population (résultat obtenue à l'étape 2) et l'effectif le plus récent (2021) de cette population :

$$\text{Taux de collision annuel} = \text{Nombre de collisions annuelles} / \text{Taille de population en 2021}$$

Nous appliquons ensuite ce taux de collision annuel constant dans le modèle démographique. Ici aussi, les incertitudes, liées au nombre de collisions annuelles et à l'estimation de la taille de population en 2021, ont été propagées tout au long de l'analyse d'impact.

7.5.3 Cas des espèces non étudiées dans BIRD RISK

Parmi les 18 espèces analysées ici, deux d'entre elles n'ont pas été étudiées dans BIRD RISK : le Goéland leucophée et le Macareux moine. Pour ces deux espèces, ne disposant pas directement d'estimation des mortalités par collision, nous avons fait une approximation du risque de collision par individu exposé à chaque parc éolien en nous basant sur une espèce proche en termes de phylogénie et de comportement de vol (espèce « proxy »). Pour le Goéland leucophée, nous nous sommes basés sur le risque de collision du Goéland argenté. Et pour le Macareux moine, nous nous sommes basés sur le risque de collision du Pingouin torda. La valeur approximative du taux de collision par individu exposé a été calculée en faisant le ratio entre (i) le nombre de collisions estimé dans BIRD RISK pour l'espèce proxy sur un parc éolien donné et (ii) l'effectif total des sous-populations de l'espèce proxy exposées à ce parc. Le nombre de mortalités attendues pour l'espèce cible a ensuite été calculé en multipliant ce

taux de collision individuel par l'effectif total des sous-populations de l'espèce cible exposées à ce parc.

8 Résultats

Pour aider à l'interprétation des résultats, nous rappelons que la métrique d'impact relatif utilisée ici correspond à la **différence relative de taille de population à 30 ans** entre les deux scénarios, sans et avec impact des collisions estimées. Cette métrique représente donc le **déficit populationnel à 30 ans directement imputable au risque de collision** estimé pour les sept parcs éoliens étudiés. Nous indiquons également dans les résultats la probabilité d'extinction de la population à 30 ans pour chacun des deux scénarios. Il est important de bien distinguer ces deux métriques : impact relatif vs. probabilité d'extinction.

L'impact relatif est la métrique la plus importante à prendre en considération dans l'interprétation des résultats car elle mesure directement la contribution de l'éolien au déficit populationnel à 30 ans, et ce, quel que soit la trajectoire de la population. Par exemple, on peut très bien avoir un impact démographique relatif de 45% sur une population, même si elle continue d'être en croissance. Un impact de 45% signifie simplement que, au bout de 30 ans, la taille de population est inférieure de 45% à ce qu'elle aurait été sans l'impact éolien ; et cela, même si au bout de 30 ans, avec impact de l'éolien, la taille de cette population est supérieure à ce qu'elle est aujourd'hui. Nous rappelons que l'impact relatif est très robuste aux incertitudes (Cook and Robinson 2017), notamment sur la trajectoire de population, ce qui en fait une métrique fiable pour l'objectif du projet. Même si la tendance démographique projetée est fautive (notamment parce qu'il est difficile voire impossible de prédire ce que sera une population dans 30 ans), la valeur d'impact relatif estimée restera valable tant que le risque de mortalité estimé est juste.

La probabilité d'extinction doit, quant à elle, être interprétée avec beaucoup plus de précaution. Il s'agit de la probabilité qu'une population atteigne un effectif égal à zéro (extinction totale) au bout de 30 ans. Sur une échelle de temps aussi courte (30 ans), l'extinction d'une population est en général un événement très peu probable. Cette métrique est donc un indicateur d'une situation très dégradée, et l'absence d'extinction de la population, ne signifie pas du tout que l'impact est négligeable. L'extinction correspond, de fait, à un impact relatif maximal, c'est à dire à un impact de 100%. Avec un impact relatif de 99%, il n'y a pas extinction de la population (car il reste 1% des individus), mais il est évident que cela n'en est pas moins un niveau d'impact extrêmement fort. Par ailleurs, contrairement à la métrique d'impact relatif, la probabilité d'extinction est très sensible aux incertitudes, notamment sur la tendance démographique. Il faut donc être d'autant plus prudent quant à son interprétation.

Dans les résultats présentés ci-dessous, sauf mention contraire, nous utilisons comme *valeur estimée d'impact* le quantile à 95% de la distribution de probabilité des valeurs d'impact relatif possibles. Ce choix, qui est motivé par le principe de précaution et la logique du « pire cas réaliste¹¹ », nous semble plus pertinent que l'utilisation des valeurs centrales plus classiques (moyenne, mode ou médiane). En effet, en prenant la médiane, le risque de sous-estimer l'impact réel est de 50%, ce qui semble très fort pour des espèces protégées. En prenant la valeur du quantile à 95%, ce risque n'est que de 5%, ce qui est donc plus précautionneux et

¹¹ Il est important de noter que toutes les valeurs qui se situent à l'intérieur de la courbe de distribution issue du processus d'estimation sont « réalistes », en l'état des connaissances actuelles. Les seules valeurs « irréalistes » seraient celles qui se situent en dehors de la courbe de distribution estimée.

donc plus en accord avec la législation française et européenne¹² sur l'environnement. Toutefois, on pourrait choisir une valeur plus précautionneuse encore, en utilisant par exemple le quantile à 99%, ce qui reviendrait à tolérer seulement 1% de risque de sous-estimer l'impact réel.

8.1 Résultats d'impact à l'échelle nationale

A l'échelle de l'arc atlantique français, l'impact relatif à 30 ans sur les différentes espèces varie entre 0% et 100% (voir Tableau 3, quantile 95%). **L'impact prédit est nul pour seulement trois espèces** : la Mouette mélanocéphale, la Sterne de Dougall et le Goéland leucophaée. Cette absence d'impact est due au fait que, pour ces trois espèces, le taux de mortalité par collisions affectant les populations nicheuses de l'arc atlantique français, estimé via les données disponibles dans le projet BIRDRIK, est pratiquement nul (<0.01%). La même observation peut être faite pour le Cormoran huppé, la Sterne caugek et la Mouette rieuse qui ont des taux de collision estimés très faibles ($\leq 0.02\%$) et donc un impact démographique prédit à 30 ans également très limité ($\leq 2\%$). Il est important de garder à l'esprit que l'impact estimé du risque de collision ne concerne ici que les sept parcs éoliens étudiés. Certaines de ces espèces sont potentiellement très sensibles au risque de collision, mais peu exposées à ces parcs éoliens du fait de la localisation méridionale de leurs colonies (ex : le Goéland leucophaée) ou de leur faible rayon d'action (ex : Mouette rieuse et Mouette mélanocéphale). A l'opposé, **plusieurs espèces risquent de subir un impact relativement important à l'échelle nationale**.

L'espèce potentiellement la plus impactée est le Goéland cendré, avec un impact relatif à 30 ans de 100% (Tableau 3, quantile 95%). Ce résultat signifie qu'il y a au moins 5% de probabilité que les colonies reproductrices s'éteignent sur la façade Manche-Mer du Nord du fait de l'éolien. Toutefois, cette force d'impact est en grande partie liée au statut déjà très précaire (11 individus en 2021) et à la tendance démographique négative (-8.1% par an) de cette espèce sur le littoral français. En effet, le risque d'extinction à 30 ans pour le scénario sans parc éolien est déjà très élevé (84% ; Tableau 4), et on remarque que le scénario avec impact augmente ce risque d'extinction de 1% seulement (passant de 84% à 85%). Ce dernier résultat peut sembler paradoxal en rapport à ce qui est dit plus haut : le fait que l'impact relatif estimé (quantile 95%) soit de 100%. Ce paradoxe apparent est simplement lié à une différence de conditionnalité dans le calcul des deux métriques : l'impact relatif est une métrique conditionnelle au scénario de référence, alors que la probabilité d'extinction est une métrique inconditionnelle qui est calculée séparément pour chacun des deux scénarios (voir encadré 1 ci-dessous).

Un autre élément important à souligner est le fait qu'il existe une grande incertitude ($IC_{95\%} = [0\% ; 100\%]$) sur le résultat d'impact démographique relatif (Annexe 1), qui est liée au fait que cette espèce fait déjà face à un fort risque d'extinction même sans la contribution négative des collisions avec les éoliennes. On notera aussi que l'impact médian estimé pour cette espèce n'est que de 10%, ce qui contraste avec le quantile 95% d'impact égal à 100%. Du fait de ce fort niveau d'incertitude, il est donc difficile de tirer des conclusions claires quant à l'impact de l'éolien sur cette espèce. Toutefois, il ne faudrait pas négliger cet impact additionnel potentiel, car cette espèce présente tout de même le taux de collisions annuelles par individu le plus élevé (0.91%) après le Macareux moine.

¹² Le principe de précaution est inscrit dans la loi européenne (voir l'article 191 du traité sur le fonctionnement de l'Union européenne) et il s'applique aux domaines de la santé humaine, animale ou végétale, ou pour la protection de l'environnement (ex : CJUE, 10 octobre 2019, Tapiola, C-674/17).

Encadré 1. Calcul des métriques d'impact.

Nous rappelons que les résultats d'impact démographique sont basés sur 100 000 simulations.

L'impact relatif, qui correspond à la différence de taille de population à 30 ans entre les deux scénarios, est calculé à chaque simulation. L'analyse permet donc d'obtenir 100 000 valeurs d'impact relatif, et c'est cela qui permet de construire une courbe de distribution de l'impact relatif et de calculer des quantiles. Un autre point important : le calcul d'une valeur d'impact relatif (pour une simulation donnée) est conditionnel au fait que la taille de population à 30 ans selon le scénario de référence ne soit pas nulle, autrement dit que la population ne se soit pas éteinte. En effet, si la population est éteinte dans le scénario de référence ($N_{30} = 0$), elle sera forcément éteinte dans le scénario avec impact, mais il n'est pas possible de calculer de différence relative entre les deux scénarios. Sur 100 000 simulations, s'il y a 20 000 simulations dans lesquelles la population s'est éteinte dans le scénario de référence, alors on ne pourra calculer la valeur d'impact relatif que pour les 80 000 simulations restantes. L'impact relatif est donc une métrique conditionnelle au scénario de référence.

La probabilité d'extinction est une métrique non conditionnelle. Elle est calculée séparément pour le scénario de référence et le scénario avec impact, et elle est donc toujours basée sur la totalité des simulations, ici 100 000 itérations. C'est cette différence de conditionnalité entre les deux types de métriques qui permet de comprendre pourquoi, dans certains cas très particuliers (espèces à fort risque d'extinction), les deux métriques semblent donner des résultats paradoxaux.

Cas du Goéland cendré

Le Goéland cendré a une probabilité d'extinction à 30 ans de 84% dans le scénario de référence, soit exactement 84 057 simulations sur 100 000. Pour le calcul de l'impact relatif, il reste donc 15 943 simulations « disponibles ».

En ce qui concerne le scénario avec impact, il y a 85 138 simulations qui arrivent à extinction, soit une probabilité d'extinction d'environ 85%. Lorsque l'on s'intéresse juste aux probabilités d'extinction à 30 ans, on peut donc dire que l'ajout de l'impact éolien ne fait augmenter la probabilité d'extinction à 30 ans que de 1% environ. Cette interprétation est juste. Il s'agit d'un raisonnement qui n'est pas conditionnel au fait que la population persiste dans le scénario de référence.

Intéressons-nous maintenant à l'impact relatif, qui est une métrique conditionnelle au scénario de référence. L'impact relatif n'a de sens que s'il existe toujours une population de référence après 30 ans, donc son calcul se base seulement sur les 15 943 simulations correspondantes à ce cas. Parmi ces 15 943 simulations, il y en a 1 081 dans lesquelles le scénario avec impact mène à l'extinction de la population (= impact relatif de 100%), ce qui correspond à une proportion de 6.8% de simulations dans lesquelles l'impact relatif est maximal. Autrement dit, dans 6.8% des cas où la population ne se serait pas éteinte dans le scénario de référence, elle s'éteindrait du fait de l'impact de l'éolien. Lorsque l'on calcule le quantile à 95% de l'impact relatif, il est donc logique que ce soit la valeur d'impact maximal (100%) qui ressorte, car cette valeur à une probabilité de 6.8% (donc >5%). Il est donc juste de dire qu'il y a plus de 5% de probabilité que la population s'éteigne (à 30 ans) du fait de l'éolien. Il faut juste avoir en tête qu'il s'agit d'un raisonnement conditionnel au fait que la population persiste (à 30 ans) dans le scénario de référence. On peut donc interpréter cela de la façon suivante : « **si la population ne s'éteint pas de manière naturelle, il y a plus de 5% de risque qu'elle s'éteigne du fait des collisions sur les parcs éoliens.** »

On notera que le nombre total de simulations avec extinction *dans le scénario avec impact* (85 138) est bel et bien égal au nombre total de simulations avec extinction *dans le scénario de référence* (84 057), plus le nombre de simulations avec extinction (1 081) parmi les simulations conditionnelles au fait que la population ait persisté dans le scénario de référence ($n = 15 943$). On a bien : $84 057 + 1 081 = 85 138$.

Le Macareux moine est la seconde espèce dont la dynamique de population à l'échelle nationale serait potentiellement la plus affectée par les collisions dues à la présence des sept parcs éoliens offshore. Il est important de noter que l'estimation des mortalités pour cette espèce est potentiellement moins fiable que pour les autres espèces car elle n'est pas directement issue du projet BIRD RISK, mais d'une extrapolation basée sur l'estimation des mortalités d'une espèce proxy (le Pingouin torda, voir partie méthode mais aussi ci-dessous). L'impact relatif à 30 ans estimé (quantile 95%) pour cette espèce est de 92% (médiane = 47%, $IC_{95\%} = [9\% ; 96\%]$) à l'échelle nationale (Tableau 3), ce qui s'explique par le fort taux individuel de collisions annuelles estimé (2.17%, la valeur de loin la plus élevée de l'ensemble des espèces étudiées ici). Ce taux de collision est encore plus élevé que pour le Pingouin torda (0.85% ; espèce proxy) car les Macareux moines sont *a priori* exposés à plus de parcs éoliens, du fait de leur rayon d'action plus large, incluant notamment les deux parcs de sud Bretagne (Saint-Nazaire et Yeu-Noirmoutier). La présence des sept parcs éoliens fait augmenter la probabilité d'extinction à 30 ans de l'espèce sur le territoire national de 0% à 0.4%.

Les deux autres espèces d'alcidés, malgré leur tendance démographique positive, sont également dans le haut du tableau en termes d'impact prédit à l'échelle nationale. Le Pingouin torda est la 3^e espèce potentiellement la plus impactée, avec un impact relatif à 30 ans estimé à 70% (médiane = 25%) et un taux individuel de collisions annuelles de 0.85%. Pour le Guillemot de Troïl, le quantile à 95% de l'impact estimé est de 23% (médiane = 3%), avec un taux individuel de collisions annuelles estimé à 0.12%. Pour ces deux espèces, le risque d'extinction à 30 ans est nul.

Ces résultats sur les alcidés peuvent paraître surprenants car il est généralement admis que le risque de collision est extrêmement faible pour ce groupe (Furness et al. 2013; Bradbury et al. 2014), et on considère en général que l'enjeu pour ces espèces se situe principalement au niveau des effets déplacement et donc de la perte d'habitat (Dierschke et al. 2016; Peschko et al. 2020b, 2020a, 2024). Dans notre cas, le risque d'impact démographique relativement sévère estimé pour ces espèces est principalement dû à deux éléments :

- (1) Nous avons utilisé le risque de collision le plus pessimiste estimé dans BIRD RISK (option 2 : estimation basée sur des hauteurs de vol dérivées de données génériques issues de la littérature). Si l'on s'était basé sur l'estimation plus optimiste (option 1 : estimation basée sur des hauteurs de vol spécifiques au site, issues d'un nombre restreint d'observations *in situ* faites sur la zone), le risque de collision aurait été nul pour le Pingouin torda et le Macareux moine, et quasi-nul pour le Guillemot de Troïl, ce qui aurait conduit à une estimation d'impact démographique nulle dans le cas des deux premières espèces et très faible dans le cas du Guillemot.
- (2) Les effectifs nicheurs de ces trois espèces sont relativement faibles, ce qui signifie que même un nombre relativement limité de collisions annuelles peut avoir un impact populationnel important. En effet, bien que le nombre de collisions annuelles estimé pour ce groupe (entre 3.6 et 13.8 mortalités ; Tableau 3) soit bien inférieur à ce qui est estimé pour les grands goélands (entre 107 et 275 mortalités) ou le fou de Bassan (229 mortalités), les *taux* de collision pour les individus locaux (les nicheurs de l'arc atlantique français) sont élevés (en 0.12% et 2.17%).

Néanmoins, il nous semble important de ne pas ignorer ces résultats, qui reposent sur des estimations réalistes, malgré les incertitudes, et qui suggèrent l'existence *potentielle* d'un impact démographique assez fort sur ce groupe d'espèces.

La Guifette noire est la quatrième espèce potentiellement la plus impactée, avec une estimation d'impact relatif à 30 ans de 29% (médiane = 7%), pour un taux individuel de collisions annuelles de 0.22%. Cette espèce ayant par ailleurs une tendance démographique actuellement déjà négative (-7.1%) et des effectifs assez faibles (seulement 229 individus en 2021) sur l'arc atlantique français, son risque d'extinction à 30 ans n'est pas nul. Ce risque est de 6% d'après le scénario sans impact, et il passe à 7% lorsque l'on ajoute l'impact des collisions liées aux sept parcs éoliens en mer, soit une augmentation relative de 6% de la probabilité d'extinction sur cet horizon temporel de 30 ans.

On remarquera toutefois un degré d'incertitude assez important dans les résultats pour ces cinq espèces en tête de tableau par rapport aux espèces situées plus bas dans le tableau, notamment le Fou de Bassan, dont l'impact est estimé à 15% (médiane = 12%) et les goélands (argenté, brun et marin), dont l'impact estimé se situe entre 7% et 13% (Tableau 3). Cette incertitude peut aussi être appréciée au regard des différentes valeurs de quantiles de la distribution de l'impact estimé pour chaque espèce (Tableau 5). Si l'on classe les espèces par ordre décroissant d'impact en se basant sur la valeur médiane plutôt que sur le quantile 95%, on remarque que le classement des espèces est modifié (Tableau 3 vs. Tableau 5). Le Fou de Bassan et les trois grands goélands se retrouvent alors bien plus haut dans le classement des espèces impactées. Il en est de même, mais dans une moindre mesure pour la mouette tridactyle. Le Guillemot de Troïl en revanche se retrouve beaucoup plus bas dans le classement.

Hormis pour trois espèces (Goéland cendré, Guifette noire, Macareux moine), le risque d'extinction à 30 ans, à l'échelle de l'arc atlantique français, est nul. On notera également que, concernant les trois espèces précitées, la contribution de l'éolien à ce risque d'extinction à 30 ans est relativement faible (Tableau 4). Toutefois, nous rappelons que le risque d'extinction à 30 ans n'est pas la métrique la plus utile pour évaluer l'impact de l'éolien. La métrique la plus importante est l'impact relatif.

Tableau 3. Résumé des résultats d'impact relatif, à l'échelle de l'arc atlantique, pour chaque espèce. Les espèces sont triées par ordre décroissant d'impact estimé (quantile 95%).

Espèce	Taille de population initiale (2021) estimée	Taux de croissance annuel estimé (sans impact)	Nombre de collisions annuelles estimé	Taux de collision annuel estimé	Impact estimé (quantile 95%)	Impact estimé (médiane)
Goéland cendré	11	-8.1%	0.1	0.91%	1.00	0.10
Macareux moine	637	-3.9%	13.8	2.17%	0.92	0.47
Pingouin torda	609	14.5%	5.2	0.85%	0.70	0.25
Guifette noire	229	-7.1%	0.5	0.21%	0.29	0.07
Guillemot de Troïl	3043	10.1%	3.6	0.12%	0.23	0.03
Fou de Bassan	51206	-0.8%	229.1	0.45%	0.15	0.12
Goéland marin	25936	-3.0%	162.1	0.62%	0.13	0.11
Goéland brun	43964	-3.2%	106.5	0.24%	0.10	0.06
Grand cormoran	17189	-1.2%	24.6	0.14%	0.08	0.03
Goéland argenté	113715	-4.6%	275.3	0.24%	0.07	0.06
Mouette tridactyle	29036	1.6%	59.5	0.20%	0.05	0.04
Sterne pierregarin	11140	-2.8%	5.9	0.05%	0.03	0.02
Cormoran huppé	28639	0.5%	3.1	0.01%	0.02	0

Sterne caugek	31782	2.7%	7.2	0.02%	0.01	0.01
Mouette rieuse	18859	4.0%	1.8	0.01%	0.01	0
Mouette mélanocéphale	11138	5.5%	0.8	0.01%	0	0
Sterne de Dougall	233	-0.1%	0	0.00%	0	0
Goéland leucophée	3125	2.0%	0.1	0.00%	0	0

* Pour ces deux espèces (Macareux moine et Goéland leucophée), les mortalités par collision ont été estimées à partir d'une espèce proxy (Pingouin torda et Goéland argenté, respectivement), faute d'estimation disponible dans le projet BIRD RISK. Les valeurs de mortalités et l'impact estimés sont donc moins fiables que pour les autres espèces.

Tableau 4. Probabilité d'extinction à 30 ans de chaque espèce à l'échelle de l'arc atlantique, selon les deux scénarios : (i) le scénario de référence sans parc éolien et donc sans impact ; et (ii) le scénario avec impact. La dernière colonne montre l'augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans liée à l'ajout de l'impact « collision » des 7 parcs éoliens. Les espèces sont triées par ordre décroissant de probabilité d'extinction.

Espèce	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
Goéland cendré	0.84	0.85	1%
Guifette noire	0.06	0.07	6%
Macareux moine	0	0.004	--
Pingouin torda	0	0	0%
Fou de Bassan	0	0	0%
Goéland marin	0	0	0%
Goéland brun	0	0	0%
Goéland argenté	0	0	0%
Mouette tridactyle	0	0	0%
Grand cormoran	0	0	0%
Guillemot de Troïl	0	0	0%
Sterne pierregarin	0	0	0%
Sterne caugek	0	0	0%
Cormoran huppé	0	0	0%
Mouette mélanocéphale	0	0	0%
Mouette rieuse	0	0	0%
Sterne de Dougall	0	0	0%
Goéland leucophée	0	0	0%

Tableau 5. Quantiles (QT) de la distribution de l'impact relatif estimé à l'échelle de l'arc atlantique pour chaque espèce. L'intervalle de confiance à 95% (IC_{95%}) est également fourni. Ici, les espèces sont triées par ordre décroissant d'après la médiane de la distribution de l'impact estimé.

Espèce	QT 99%	QT 97%	QT 95%	QT 90%	QT 80%	QT 50 % (médiane)	IC _{95%}
Macareux moine	0.98	0.95	0.92	0.86	0.74	0.47	0.09 - 0.96
Pingouin torda	0.80	0.74	0.70	0.62	0.49	0.25	0.02 - 0.75
Fou de Bassan	0.17	0.16	0.15	0.15	0.14	0.12	0.09 - 0.16
Goéland marin	0.14	0.14	0.13	0.13	0.12	0.11	0.09 - 0.14
Goéland cendré	1.00	1.00	1.00	0.60	0.40	0.10	0.00 - 1.00
Guifette noire	0.50	0.33	0.29	0.20	0.14	0.07	0.00 - 0.34
Goéland brun	0.11	0.10	0.10	0.09	0.08	0.06	0.04 - 0.10
Goéland argenté	0.08	0.08	0.07	0.07	0.07	0.06	0.04 - 0.08
Mouette tridactyle	0.06	0.05	0.05	0.05	0.05	0.04	0.03 - 0.05
Guillemot de Troïl	0.36	0.27	0.23	0.15	0.07	0.03	0.00 - 0.29
Grand cormoran	0.10	0.09	0.08	0.07	0.06	0.03	0.01 - 0.09
Sterne pierregarin	0.03	0.03	0.03	0.02	0.02	0.02	0.01 - 0.03
Sterne caugek	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00 - 0.01
Cormoran huppé	0.03	0.03	0.02	0.01	0.01	0	0.00 - 0.03
Mouette rieuse	0.01	0.01	0.01	0	0	0	0.00 - 0.01
Mouette mélanocéphale	0.01	0	0	0	0	0	0.00 - 0.00
Sterne de Dougall	0	0	0	0	0	0	0.00 - 0.00
Goéland leucophée	0	0	0	0	0	0	0.00 - 0.00

8.2 Résultats d'impact à l'échelle des sous-populations

Au-delà d'une vision strictement nationale, il est important d'avoir une lecture des résultats d'impact à l'échelle locale pour chaque espèce, étant donné que cet impact peut fortement varier entre les différentes sous-populations. Le détail des résultats à l'échelle locale est fourni dans l'Annexe 1. Ici, nous fournissons seulement une vue d'ensemble de ces résultats (Tableau 6).

En se positionnant à l'échelle des sous-populations, on remarque que les espèces les plus impactées sont les goélands (hormis le Goéland leucophée) et les alcidés, suivis par les deux espèces de cormorans. Pour cinq espèces (Goéland marin, Goéland cendré, Guillemot de Troïl, Goéland brun et Macareux moine), l'impact estimé (quantile 95%) de la sous-population la plus sévèrement impactée est de 100% (Tableau 6). **Cela signifie que pour ces 5 espèces, il est possible qu'au moins une des sous-populations de l'arc atlantique français s'éteigne du fait de la mortalité induite par la présence des sept parcs éoliens en mer.**

Concernant le Goéland marin, qui compte 38 sous-populations au total, l'impact local est estimé à 100% pour 7 sous-populations, et 20 sous-populations ont une probabilité d'extinction à 30 ans supérieure à 5%. La présence des parcs éoliens fait augmenter la probabilité d'extinction à 30 ans de ces 20 sous-populations de 62% en moyenne (Tableau 6), mais il y a 7 sous-populations pour lesquelles le risque d'extinction est considérablement augmenté par le risque de collision avec les éoliennes (voir Annexe 2).

Pour le Goéland cendré, les deux petites colonies existantes sont clairement menacées d'extinction, avec ou sans parc éolien, comme discuté plus haut.

Pour le Goéland brun, qui compte 35 sous-populations au total, l'impact local est estimé à 100% pour 1 sous-population, et 18 sous-populations ont une probabilité d'extinction à 30 ans supérieure à 5%. La présence des parcs éoliens fait augmenter la probabilité d'extinction à 30 ans de chacune de ces 18 sous-populations de 10% en moyenne (Tableau 6).

Concernant le Goéland argenté, la sous-population la plus sévèrement impactée pourrait connaître un déficit¹³ démographique de 93% à 30 ans, ce qui est proche de l'extinction. Sur les 44 sous-populations identifiées, 3 d'entre elles ont une probabilité d'extinction à 30 ans supérieure à 5%. La présence des parcs éoliens fait augmenter la probabilité d'extinction de ces 3 sous-populations de 27% (Tableau 6) par rapport au scénario de référence.

Pour le Guillemot de Troïl, qui ne compte que 4 sous-populations au total, l'impact local est estimé à 100% pour 1 sous-population. La présence des parcs éoliens fait augmenter la probabilité d'extinction à 30 ans de cette sous-population de 420% (Tableau 6), soit d'un facteur 4.

Pour le Macareux moine, qui compte seulement 3 sous-populations, l'impact local est estimé à 100% pour 1 sous-population. La probabilité d'extinction à 30 ans est supérieure à 5% pour 2 sous-populations parmi les 3, mais on notera que ce risque d'extinction est relativement indépendant de la présence ou non des parcs éoliens (voir Annexe 1). Ce risque d'extinction

¹³ « déficit démographique » : il s'agit de la différence relative en termes de taille de population prédite, à 30 ans, par le modèle avec impact, par rapport au scénario de référence sans impact.

est lié aux effectifs déjà très limités des 2 sous-populations en question (une dizaine d'individus chacune), et de leur tendance démographique négative (un déclin annuel proche de 15%).

En ce qui concerne le Pingouin torda, la sous-population la plus sévèrement impactée pourrait connaître un déficit démographique de 86% à 30 ans. Parmi les 2 sous-populations que l'on a distingué, aucune ne semble faire face à un risque d'extinction à 30 ans, ce qui s'explique par la dynamique nettement positive de cette espèce en France. Toutefois, il faut garder à l'esprit que rien ne garantit que cette dynamique de croissance forte (14.5%/an, voir Tableau 3) ne se poursuive à l'avenir. En effet, on peut s'attendre à un ralentissement de la croissance démographique dû à des effets de densité-dépendance négative (Horswill and Robinson 2015). D'autre part, on ne peut pas exclure la possibilité que d'autres facteurs environnementaux (disponibilité en nourriture, épidémies, etc.) viennent impacter négativement la croissance démographique de cette espèce du fait des changements globaux.

Tableau 6. Résumé des résultats d'impact relatif à l'échelle des sous-populations pour chaque espèce. Les espèces sont triées par ordre décroissant d'après l'impact national estimé (quantile 95%). L'impact maximal correspond au quantile 95% d'impact estimé de la sous-population la plus sévèrement impactée. Le nombre de sous-populations éteintes correspond au nombre de sous-populations dont l'impact estimé (quantile 95%) est égal à 100%. Le nombre de sous-populations avec Pr. Ext. > 5% correspond au nombre de sous-populations dont la probabilité d'extinction à 30 ans est supérieure à 5%. L'augmentation moyenne de la Pr. Ext. correspond à la moyenne de la différence relative de probabilité d'extinction à 30 ans entre les deux scénarios (avec vs. sans impact) parmi l'ensemble des sous-populations dont la probabilité d'extinction à 30 ans est supérieure à 5%. Les NA correspondent aux cas où aucune sous-population n'est menacée d'extinction à 30 ans, donc pour lesquels le calcul de cette dernière métrique n'était pas possible.

Espèce	Impact maximal	Nombre de sous-populations éteintes	Nombre de sous-populations avec Pr. Ext. > 5%	Augmentation moyenne de la Pr. Ext.
Goéland marin	1.00	7 / 38	20 / 38	62%
Goéland cendré	1.00	2 / 2	2 / 2	<1%
Guillemot de Troïl	1.00	1 / 4	1 / 4	420%
Goéland brun	1.00	1 / 35	18 / 35	10%
Macareux moine	1.00	1 / 3	2 / 3	2%
Goéland argenté	0.93	0 / 44	3 / 44	27%
Pingouin torda	0.86	0 / 2	0 / 2	NA
Cormoran huppé	0.82	0 / 25	3 / 25	3%
Grand cormoran	0.67	0 / 37	5 / 37	0%
Guifette noire	0.50	0 / 4	4 / 4	0%
Mouette rieuse	0.36	0 / 21	0 / 21	NA
Sterne pierregarin	0.33	0 / 25	8 / 25	0%
Mouette tridactyle	0.32	0 / 9	0 / 9	NA
Fou de Bassan	0.17	0 / 2	0 / 2	NA
Sterne caugek	0.17	0 / 13	0 / 13	NA
Goéland leucophée	0.14	0 / 19	7 / 19	0%
Mouette mélanocéphale	0.03	0 / 10	0 / 10	NA
Sterne de Dougall	0.00	0 / 7	6 / 7	0%

9 Discussion

Dans l'ensemble, les résultats de cette étude révèlent que les risques de collisions posés par les sept premiers parcs éoliens autorisés sur l'arc atlantique français pourraient engendrer un impact démographique relativement fort pour plusieurs espèces d'oiseaux marins nicheurs. En se basant sur les quantiles à 95%, on peut résumer les résultats d'impacts démographiques potentiels à l'échelle nationale comme suit :

- L'impact relatif prédit est nul pour seulement 3 espèces : la Mouette mélanocéphale, la Sterne de Dougall et le Goéland leucophée.
- L'impact relatif prédit est < 3% pour 3 espèces : le Cormoran huppé, la Sterne caugek et la Mouette rieuse.
- L'impact relatif prédit est compris entre 3% et 10% pour 5 espèces : la Sterne pierregarin, la Mouette tridactyle, le Goéland argenté, le Grand cormoran et le Goéland brun.
- L'impact relatif prédit est compris entre 10% et 30% pour 4 espèces : le Goéland marin, le Fou de Bassan, le Guillemot de Troïl et la Guifette noire (pour laquelle le nombre d'individus en 2021 est déjà faible).
- L'impact relatif prédit est > 70% pour 3 espèces : le Pingouin torda, le Macareux moine et le Goéland cendré (pour lequel le nombre d'individus en 2021 est déjà très faible).

A l'échelle locale, le risque de collision menace directement le maintien d'une partie des sous-populations de certaines espèces :

- Pour le goéland marin, 7 sous-populations voient leur risque d'extinction à 30 ans considérablement augmenter (+58% à +331%) à cause du risque de collision éolien.
- Pour le goéland brun, au moins 5 sous-populations ont un risque d'extinction substantiellement accru (+17% à +51%) à cause du risque de collision.
- Pour le goéland argenté, une sous-population voit son risque d'extinction fortement augmenter (+77%) à cause du risque de collision avec les éoliennes.
- Pour le Guillemot de Troïl, le risque d'extinction d'une des petites sous-populations est potentiellement multiplié par 5 (+418%) par la présence du risque de collision.
- Pour le Cormoran huppé, le risque d'extinction est substantiellement augmenté (+15% et +53%) par l'impact estimé des collisions pour 2 sous-populations.

Pour certaines espèces qui sont relativement abondantes sur l'arc atlantique, comme les goélands marin, brun et argenté, bien que l'impact national puisse paraître relativement limité, l'impact local sur certaines sous-populations va probablement être très important. Au-delà d'une interprétation globale pour chaque espèce, il est donc important de prendre en considération les enjeux de conservation locaux dans la lecture et l'interprétation de ces résultats (voir Annexe 2).

Par ailleurs, plusieurs autres aspects importants sont à prendre en considération pour bien interpréter ces résultats.

Premièrement, nous rappelons que ces valeurs correspondent à un **impact relatif**, une métrique qui permet de représenter le **déficit populationnel à 30 ans directement et seulement imputable** au risque de collision éolien estimé sur les **sept parcs considérés** dans cette étude. Comme expliqué dans la section « Méthode – Analyse d'impact », cette métrique a été choisie pour deux raisons : (1) sa robustesse aux incertitudes, un point qui est déjà clairement démontré et argumenté dans la littérature scientifique (Green et al. 2016; Cook and

Robinson 2017) ; et (2) son interprétabilité dans le contexte de notre étude qui ne prétend pas prédire le devenir des populations mais seulement à quantifier la *contribution*¹⁴ du risque de collision induit par les sept parcs éoliens étudiés, et ce indépendamment de l'influence des autres pressions anthropiques que peut subir une population (pressions dont l'évolution dans le futur est difficile à prédire). Le désavantage d'une telle métrique relative est qu'elle ne permet pas directement d'apprécier si l'état de conservation d'une population est menacé. Cependant, il serait inapproprié et illusoire de chercher à répondre à cette question alors qu'on ne s'intéresse ici qu'à un seul type d'effet (les collisions) d'un sous-ensemble d'infrastructures (sept parcs éoliens parmi de nombreux autres à venir) correspondant à une seule source de pression (l'éolien) parmi tant d'autres (changement climatique, pêcheries, épidémies, etc. ; Dias et al. 2019). Pour déterminer le bon état écologique d'une espèce, le point d'entrée de l'analyse doit être l'espèce, et non pas la source de pression. Il faut par ailleurs tenir compte de l'ensemble des pressions et de leurs effets sur l'espèce étudiée. L'objectif de cette étude est différent : il vise uniquement à évaluer la menace posée par les sept parcs éoliens en mer en proposant une méthode de quantification du risque cumulé sur la dynamique des populations.

Deuxièmement, ces estimations prennent en compte **uniquement le risque de collision** et **ignorent les effets déplacement** (perte d'habitat et effet barrière) des parcs éoliens. Comme expliqué en introduction et dans la partie méthode, les connaissances et les données disponibles sont actuellement largement insuffisantes pour espérer quantifier de façon fiable les effets déplacement et faire le lien avec la démographie des populations d'oiseaux. Toutefois, ces effets existent bel et bien et leur impact peut être important sur certaines espèces, telles que le guillemot de Troïl par exemple (Peschko et al. 2024). Les impacts démographiques prédits ici sont donc potentiellement sous-estimés car ils ignorent l'impact des effets déplacement, ou potentiellement surestimés pour certaines espèces, car l'évitement des parcs éoliens réduit le risque collision. La direction de ce biais potentiel dépend de la force relative de l'impact induit par les effets déplacement par rapport à l'impact des collisions qui est évité grâce au comportement de macro-évitement.

Troisièmement, ces résultats sont **spécifiques aux sept parcs éoliens étudiés**. Ils ne mesurent pas l'impact potentiel lié à l'évolution d'autres sources de pression sur les oiseaux marins, ni l'impact lié aux parcs éoliens étrangers auxquels certaines espèces peuvent être exposées (du fait de leur large rayon d'action, ou encore lors de leurs transits migratoires et en période d'hivernage), ni le développement à venir de nouveaux parcs éoliens en mer sur les côtes françaises. Concernant ce dernier point, il y a un fort enjeu autour de la planification du développement de l'éolien en mer pour tenter de limiter les impacts sur l'avifaune et les autres compartiments de la biodiversité. Ici, nous insistons sur le fait que **les résultats de la présente étude ne peuvent pas facilement être extrapolés aux futurs parcs éoliens** en mer français. En effet, l'impact d'un parc éolien lui est forcément très spécifique car cet impact est directement lié aux propriétés du parc (taille, configuration, orientation) et à son emplacement géographique. Les espèces les plus touchées sont celles qui ont des colonies à proximité des parcs éoliens (voir les cartes présentées dans l'Annexe 1). Certaines espèces, comme le Goéland leucophée, apparaissent par exemple comme étant peu, voire pas du tout impactées par les sept parcs éoliens étudiés ici, mais cela ne veut absolument pas dire que ces espèces ne sont pas sensibles au risque de collision. Le Goéland leucophée, comme les autres grands goélands, est en fait très sensible à ce risque. L'absence d'impact estimé actuellement est simplement

¹⁴ Il s'agit ici de la contribution en termes de menace additionnelle sur les populations

liée au fait que les colonies de cette espèce sont en grande majorité situées dans la partie sud du golfe de Gascogne, c'est à dire en dehors de la zone d'influence des sept parcs considérés ici. Il faut donc garder à l'esprit le fait qu'un impact démographique faible estimé dans la présente étude ne veut pas nécessairement dire qu'une espèce n'est pas sensible au risque de collision, ni qu'elle sera peu impactée par le développement de futurs parcs éoliens.

9.1 Sources d'incertitudes

Un dernier point de vigilance concerne l'**incertitude** autour des valeurs estimées. Deux niveaux d'incertitudes doivent être distingués. D'une part, il y a l'incertitude que nous avons pu explicitement prendre en compte dans notre analyse et qui est reflétée dans les intervalles de confiance autour de l'impact estimé (voir Tableau 5 et Annexe 1). Lorsqu'elle est forte, cette incertitude complique l'interprétation des résultats, comme dans les cas du Macareux moine, du Pingouin torda ou de la Guifette noire. Pour faciliter la lecture et l'interprétation des résultats, nous avons fait le choix de nous placer dans une optique plutôt « pessimiste » (logique du « *pire cas réaliste* » adoptée par le GT ECUME), et avons ainsi décidé de baser principalement notre discussion des résultats sur la valeur d'impact au quantile à 95% ($Q_{95\%}$). En utilisant le $Q_{95\%}$, on limite le risque de sous-estimation de l'impact à 5%, une approche qui se veut précautionneuse, et qui est donc en accord avec la législation européenne et française sur l'environnement. Comme indiqué plus haut, en prenant la médiane de la distribution d'impact estimé, le risque de sous-estimer l'impact démographique serait alors de 50%, ce qui semble très élevé pour des espèces protégées. La façon juste d'interpréter une valeur $Q_{95\%} = X\%$ d'impact prédit est la suivante : « Avec un seuil de tolérance au risque¹⁵ de 5% maximum, **on ne peut pas exclure la possibilité** que l'impact démographique à 30 ans sur l'espèce en question soit supérieur ou égal à X% ». Nous notons toutefois que le fait d'utiliser une valeur de quantile plutôt « pessimiste » ne signifie pas que cette valeur est nécessairement une surestimation de l'impact réel que subira une espèce. Il y en effet d'autres sources de biais potentiels (voir suite de la discussion) qui peuvent induire une sous-estimation de l'impact démographique.

D'autre part, il y a aussi des sources potentielles de biais et d'imprécision qui n'ont pas pu être explicitement quantifiées dans nos analyses. Cela concerne notamment deux composantes de l'analyse : (1) les limites et incertitudes liées à la méthode de modélisation théorique du risque de collision implémentée dans le cadre de BIRD RISK ; et (2) l'ensemble des hypothèses (postulats) qui ont été posées dans notre analyse démographique. Ces sources d'incertitudes peuvent induire une surestimation ou une sous-estimation de l'impact démographique, et pour l'heure nous ne disposons pas des données et connaissances nécessaires pour éliminer ces incertitudes. Il est important de comprendre que ces biais ne sont **pas simplement une conséquence des choix de modélisation mais plutôt un reflet des lacunes de connaissances actuelles sur certains mécanismes et paramètres biologiques**.

Concernant le risque de collision estimé dans BIRD RISK, nous rappelons qu'il est basé sur un modèle théorique qui n'a pas été validé par des données empiriques (McGregor et al. 2018). Il y a donc, de fait, une part d'incertitude intrinsèque dans cette estimation du risque de collision. En particulier, les résultats du modèle de risque de collision sont très sensibles au paramètre de taux d'évitement, un paramètre extrêmement difficile à quantifier sur le terrain et qui

¹⁵ Il s'agit ici d'un risque d'erreur dans les conclusions de l'analyse, plus précisément du risque de se tromper en **sous-estimant** l'impact réel.

demeure donc très débattu dans la littérature scientifique (Chamberlain et al. 2006; Cook et al. 2014, 2018; Skov et al. 2018). Dans le cadre de BIRD RISK, les valeurs de taux d'évitement utilisées sont issues des recommandations d'un bureau d'étude britannique (Natural England 2022). Ces valeurs sont globalement très élevées : elles sont supérieures à 0.99 (99% de chance d'éviter la collision au dernier moment pour un oiseau à proximité du rotor) pour 12 espèces et égales à 0.98 pour les huit espèces restantes (voir le rapport de BIRD RISK¹⁶). Or, si ces taux d'évitement sont surestimés (ce qui est tout à fait possible vu leur valeurs extrêmement élevées), cela signifierait que le **risque de collision** et donc l'**impact démographique** sont **potentiellement fortement sous-estimés**. Pour évaluer la sensibilité de nos résultats au taux d'évitement, nous avons refait les analyses pour trois espèces (Fou de Bassan, Goéland brun et Goéland argenté) en utilisant un taux d'évitement plus « pessimiste » égal à 0.95 (Annexe 6). Le nombre de mortalités annuelles estimé pour chacune des trois espèces est alors 7 à 9 fois plus important que celui estimé avec le taux d'évitement original (>99%), et l'impact démographique à 30 ans est environ 4 fois plus important (voir détails en Annexe 6). A l'échelle nationale, l'impact démographique sur le Fou de Bassan passe de 15% à 70%, l'impact sur le Goéland brun passe de 10% à 44% et l'impact sur le Goéland argenté passe de 7% à 27%. Ces résultats illustrent bien la très forte sensibilité de l'estimation d'impact à ce paramètre d'évitement. Vu l'incertitude inhérente sur ce paramètre, on ne peut donc pas écarter la possibilité que les résultats d'impact estimés ici soient sous-estimés.

Concernant le modèle de projection démographique, voici l'ensemble des hypothèses qui ont été faites et qui peuvent être sources de biais et d'incertitudes additionnels potentiels.

Population close à l'échelle de l'arc atlantique français

Comme expliqué dans la partie « Méthode », le modèle démographique utilisé fait l'hypothèse d'une population géographiquement close à l'échelle de l'arc atlantique français. Cette hypothèse n'est pas forcément valide pour certaines espèces qui peuvent disperser à de grandes distances, comme par exemple la Mouette tridactyle (Coulson and Nève de Mévergnies 1992; McCoy et al. 2005). Les conséquences de cette hypothèse, si elle n'est pas valide, sont difficiles à anticiper car elle dépend de l'intensité relative entre les flux d'immigration et d'émigration entre les populations d'oiseaux de l'étranger et les populations françaises, flux qui ne sont pas forcément constants au cours du temps et pas nécessairement symétriques. D'un côté, si l'influx d'oiseaux étrangers est plus important que le flux d'émigration, cela signifierait que l'on surestime probablement la dynamique démographique intrinsèque des populations françaises (populations « puits »). L'inverse sera vrai si les flux d'émigration sont plus importants (populations « sources »). En valeur absolue, il est donc possible que les projections démographiques soient partiellement biaisées du fait de cette hypothèse. Cependant, comme expliqué plus haut, la métrique d'impact démographique relatif utilisée est très robuste à une telle source de biais puisqu'elle s'applique au scénario avec et sans collision.

Taux de croissance constant (trajectoire monotone)

Le taux de croissance des populations est supposé constant, ce qui signifie que les trajectoires démographiques sont projetées de façon monotone sur 30 ans. Or, il est tout à fait possible que la trajectoire d'une population donnée change dans l'avenir en lien avec plusieurs facteurs autres que le risque de collision éolien. Ici aussi, la métrique d'impact relatif est très robuste à

¹⁶ Rapport disponible ici : <https://www.eoliennesenmer.fr/>

cette hypothèse. En effet même si la trajectoire d'une population change, l'impact relatif, c'est à dire la contribution spécifique du risque de collision éolien en termes de déficit de population relatif, restera globalement identique.

Absence de densité-dépendance

Nous avons fait le choix de ne pas inclure de densité dépendance dans notre modèle démographique car chez les oiseaux marins, qui sont des espèces déjà soumises à de nombreuses pressions anthropiques (Dias et al. 2019), il n'y a pas vraiment d'évidence que ce mécanisme démographique soit systématiquement à l'œuvre dans leurs populations (Horswill et al. 2017).

La densité dépendance correspond à un changement du taux croissance avec la taille de population (Gimenez et al. 2009; Herrando-Pérez et al. 2012). La densité dépendance peut agir dans les deux sens. Premièrement, lorsque la taille d'une population devient trop importante, la compétition croissante entre individus peut faire baisser leur survie et fécondité individuelle, et par conséquent faire baisser le taux de croissance de la population : il s'agit de densité dépendance négative ou « compensatoire » (Herrando-Pérez et al. 2012). Ce mécanisme démographique a pour effet de permettre une compensation partielle des mortalités additionnelles que subit une population. En « prélevant » des individus dans une population, on relâche en partie l'effet de compétition ce qui permet aux autres individus de mieux survivre et se reproduire (Rose et al. 2001; Péron et al. 2012). Cette hypothèse de densité dépendance compensatoire est au cœur de certaines méthodes de calcul de quotas de prélèvement sur la faune sauvage (Wade 1998; Milner-Gulland and Akçakaya 2001; Dillingham and Fletcher 2008). Si ce mécanisme est à l'œuvre, en l'ignorant dans notre modélisation il est possible que l'on surestime alors l'impact démographique car on ignore cet effet compensatoire des mortalités. A l'opposé, il peut aussi exister de la densité dépendance positive. Lorsque la taille d'une population devient trop petite, les individus ont plus de mal à se reproduire et à survivre car ils bénéficient moins des effets positifs de groupe (protection contre les prédateurs, accès à de l'information sur la qualité des sites d'alimentation et de reproduction, facilité pour trouver un partenaire reproducteur, etc.) : il s'agit de l'effet « *Allée* » (Courchamp et al. 1999; Herrando-Pérez et al. 2012). Ce mécanisme est en général assez important chez les espèces coloniales telles que les oiseaux marins étudiés ici (Stephens et al. 1999). S'il est à l'œuvre dans les populations étudiées ici, le fait d'ignorer ce mécanisme aura pour effet de sous-estimer l'impact démographique et notamment le risque d'extinction des petites sous-populations. L'effet *Allée* peut en effet accélérer le risque d'extinction d'une population lorsqu'elle passe sous la barre d'un certain effectif (vortex d'extinction ; Gilpin and Soulé 1986).

Ici aussi, il est donc difficile de savoir si nos estimations sont biaisées du fait de cette hypothèse, et si c'est le cas, dans quelle direction. L'étude de la densité dépendance en milieu naturel est extrêmement couteuse et difficile (Lande et al. 2002; Lebreton and Gimenez 2013), et il n'y a que très peu de cas où elle est connue (Saether and Engen 2002; Johnson et al. 2018). Par ailleurs, même lorsque l'on sait que la densité dépendance est à l'œuvre dans une population, il reste très difficile de la modéliser dans le cadre de projections démographiques car les paramètres régissant la forme et la force de ce mécanisme sont encore plus difficiles à estimer que sa simple occurrence. Il n'y a pratiquement aucune population naturelle pour laquelle ces paramètres sont connus empiriquement, et en général des relations allométriques reposant sur de lourdes hypothèses sont alors utilisées (Johnson et al. 2012, 2018). **La pratique la plus courante est donc de ne pas inclure de densité dépendance dans des projections démographiques** (Beissinger and McCullough 2002; Morris and Doak 2002), **notamment pour**

des espèces à croissance potentielle lente (ex : les oiseaux marins) sur des horizons temporels relativement courts (ex : 30 ans). Dans le contexte des études d'impact de l'éolien en mer, plusieurs scientifiques (Green et al. 2016; Horswill et al. 2017; O'Brien et al. 2017) conseillent explicitement de ne pas inclure de densité dépendance compensatoire car rien ne permet d'affirmer que ce mécanisme soit à l'œuvre chez la plupart des populations d'oiseaux marins. En passant en revue la littérature existante sur 31 espèces d'oiseaux marins, une étude britannique (Horswill et al. 2017) a en effet trouvé qu'il y avait un nombre équivalent de cas de densité dépendance négative, positive et d'absence de densité dépendance.

Distribution en âge stable

Pour inférer la taille de population totale (toutes classes d'âges incluses) à partir des données qui ne nous renseignent que sur le nombre de couples présents sur chaque colonie, nous faisons l'hypothèse d'une distribution en âge stable (DAS) des populations. Il est possible que cette hypothèse ne soit pas valide pour un certain nombre de populations, notamment si elles ont connu d'importantes perturbations récemment et sont dans une dynamique transitoire (Caswell 2001, 2007; Koons et al. 2005). Il est toutefois difficile d'anticiper comment la violation de cette hypothèse peut influencer l'estimation de l'impact démographique car cela dépend de plusieurs choses : (i) du sens dans lequel la « pyramide des âges » est déséquilibré (excès de jeunes ou d'adultes par rapport à la DAS) ; (ii) du taux de mortalité additionnel induit par les collisions ; et (iii) de la vulnérabilité relative des adultes au risque de collision par rapport aux jeunes (voir section suivante).

Risque de collision égal entre classes d'âges et entre sexes

Notre modèle fait l'hypothèse d'un risque de collision égal entre classes d'âges et entre sexes car on ne dispose d'aucune information solide qui permettrait de savoir si certaines classes d'individus sont plus susceptibles aux collisions que d'autres (mais voir Stienen et al. 2008). L'hypothèse par défaut est donc de considérer que les éoliennes impactent toutes les classes d'âges et de sexe sans distinction, sauf bien sûr les juvéniles de l'année avant leur premier envol qui ne sont pas exposés aux collisions. Or, il est possible que ce postulat d'homogénéité du risque de collision soit faux ; par exemple, si les jeunes et les adultes n'utilisent pas l'espace marin de la même façon, s'ils ont des hauteurs de vol moyennes différentes, ou encore si les jeunes sont moins capables d'éviter les collisions par manque d'expérience. La direction du biais que cette violation d'hypothèse pourrait induire dépend de la vulnérabilité relative des différentes classes d'individus aux collisions. Si les adultes sont plus touchés que les jeunes, alors l'impact démographique estimé dans notre étude est probablement sous-estimé, car chez les espèces longévives, les adultes ont une contribution démographique plus importante que les jeunes (Stearns 1992; Caswell 2001). A l'inverse, si les jeunes classes d'âge sont plus vulnérables au risque de collision, alors l'impact est probablement surestimé ici. Concernant une différence possible de vulnérabilité entre sexes, il est difficile d'anticiper la direction du biais qui serait induit car cela dépend de la contribution démographique relative des mâles et des femelles. Chez les oiseaux marins, des espèces qui sont fortement monogames, fidèles et qui partagent les tâches d'élevages des jeunes, il est probable que la contribution démographique de chaque sexe soit relativement similaire.

Taux annuel de collision constant

Nous faisons l'hypothèse d'un taux de collision annuel constant sur les 30 années de projection démographique. Cette hypothèse est pour l'heure la plus parcimonieuse car rien dans les

connaissances actuelles ne suggère un éventuel phénomène d'apprentissage des oiseaux qui leur permettrait de diminuer le risque de collision après un certain temps suite à la mise en activité d'un parc éolien. Par exemple, dans le contexte de l'éolien terrestre, pour lequel on dispose de suivis de mortalités empiriques et d'un recul temporel assez important, aucun phénomène de la sorte n'a pour le moment été mis en évidence.

Cumul annuel des mortalités mensuelles / répartition temporelle

Comme expliqué dans la section « Méthode », il existe de l'incertitude concernant la part de mortalités estimées qui concerneraient des oiseaux « locaux » vs. des oiseaux « visiteurs ». Plusieurs hypothèses sont faites dans notre règle d'attribution saisonnière de la proportion des mortalités estimées concernant des oiseaux « locaux ». Tout d'abord, on fait l'hypothèse qu'en période de reproduction 100% des mortalités concernent des oiseaux locaux. C'est une **hypothèse conservatrice** (« pessimiste »), qui, si elle s'avère être invalide, peut induire une surestimation de l'impact démographique local. Toutefois, il est probable que cette hypothèse soit globalement valide car, en période de reproduction, les déplacements des oiseaux marins sont fortement cantonnés autour de leur colonie et, pour plusieurs espèces, les populations estivantes sont très réduites. Ensuite, pour les espèces strictement migratrices on considère qu'en période d'hivernage, aucune des mortalités locales estimées ne concernent des oiseaux résidents. Là, il s'agit au contraire d'une **hypothèse plutôt libérale** (« optimiste ») qui, en cas d'invalidité, induirait une sous-estimation de l'impact. Mais, là aussi, on peut être assez confiant dans la pertinence de cette hypothèse car elle ne s'applique qu'aux espèces strictement migratrices. Il est donc très peu probable qu'il y ait un nombre significatif de résidents annuels chez ces espèces. Enfin, pour les autres cas de figure (croisement espèce et saison), nous avons explicitement considéré la possibilité d'un mélange d'individus locaux et visiteurs dans les mortalités estimées. L'incertitude sur la proportion relative de chaque type d'individus a été explicitement quantifiée et propagée dans l'analyse via l'inclusion d'un paramètre de proportion X qui varie librement entre une valeur minimale X_{\min} et $X_{\max} = 100\%$. L'hypothèse qui a été posée concerne la valeur minimale X_{\min} , qui n'a pas été fixée à 0% (pour faire miroir à X_{\max}) mais a été calibrée pour donner un nombre de mortalités équivalent à ce qui est estimé pendant la période de présence exclusive des individus locaux sur un site (ex : période de reproduction). Il est possible qu'en réalité la vraie borne inférieure de X soit inférieure à cette valeur X_{\min} , c'est à dire qu'il y ait moins de mortalités d'individus locaux dans ces périodes hors reproduction par rapport à la période de reproduction. Il s'agit donc d'une **hypothèse conservatrice (« pessimiste »)** qui pourrait induire, en cas d'invalidité, une légère surestimation de l'impact du risque de collision sur les populations locales.

Répartition spatiale des mortalités

Pour déterminer les populations qui sont exposées à un parc éolien donné, nous nous sommes basés sur la valeur maximale du rayon d'action d'alimentation de chaque espèce, dont les valeurs sont issues du rapport de Woodward et al. (2019). D'une part, le choix de la valeur maximale a peut-être tendance à surévaluer le nombre de populations exposées à un parc éolien. Si c'est le cas, de façon un peu contre-intuitive, ce biais induira une sous-estimation (**biais « optimiste »**) du risque de mortalité individuel et donc de l'impact à l'échelle locale, car en répartissant un *nombre fixe de mortalités*¹⁷ sur plus de populations, on dilue nécessairement

¹⁷ Nous rappelons que le nombre de mortalités, estimé dans BIRD RISK, est basé sur la densité d'oiseaux observés sur le site d'implantation des parcs éoliens, et non pas sur la taille des colonies voisines.

leur impact. D'autre part, si le choix d'utiliser le rayon d'action d'alimentation des espèces est probablement pertinent en période de nidification, on peut se poser la question de sa pertinence hors période de reproduction, quand les oiseaux (résidents dans ce cas) ne sont plus associés à une colonie de reproduction et ont donc beaucoup plus de chances de se situer loin de leur colonie. Dans un tel cas, ce biais agira *a priori* dans le sens d'une surestimation (**biais « pessimiste »**) de l'impact.

Par ailleurs, notre méthode de répartition spatiale des mortalités fait l'hypothèse qu'il n'y a pas, parmi les populations exposées, de ségrégation spatiale¹⁸ dans leur utilisation du milieu marin, hormis la ségrégation liée à la localisation (et donc à la distance au parc éolien) de leur colonie et à la proportion de surface maritime environnante. Par exemple, on fait l'hypothèse que les individus d'une colonie située à 10km *au sud* d'un parc éolien sont autant exposés au risque de collision que les individus d'une colonie située à 10km *au nord* (ou à *l'ouest*) de ce même parc éolien. Si cette hypothèse est invalide, alors on s'attend à une légère surestimation de l'impact local pour certaines populations et, par complémentarité, à une légère sous-estimation pour les autres. Ce biais potentiel n'a cependant pas de conséquence sur l'estimation de l'impact à l'échelle nationale.

9.2 Perspectives

Cette étude a permis de faire une première évaluation de l'impact démographique cumulé du risque de collision estimé de sept parcs éoliens français sur les populations d'oiseaux marins nicheurs de l'arc atlantique français. Les résultats mettent en lumière des impacts potentiellement substantiels sur certaines espèces, soulignant ainsi l'importance de considérer ces effets dans les futurs projets de développement éolien en mer. Pour approfondir et compléter ce travail, plusieurs axes de recherche et d'action peuvent être envisagés :

Comparaison avec les retours d'expérience de parcs éoliens à l'étranger

Il serait intéressant de comparer les résultats de cette étude avec ceux obtenus dans d'autres régions du monde où des parcs éoliens offshore sont déjà en opération. Cette comparaison pourrait permettre de contextualiser les résultats français, d'identifier des tendances générales et d'adopter des bonnes pratiques pour minimiser les impacts sur les oiseaux marins.

Prendre en compte les mesures d'atténuation

Les mesures ERC (Évitement, Réduction, Compensation) visant à atténuer les impacts des parcs éoliens sur les oiseaux marins pourraient être intégrées dans de futures analyses. Cela nécessiterait toutefois d'obtenir au préalable des mesures quantitatives suffisamment fiables de l'efficacité de telles mesures. Il semble donc important de mener des travaux visant à tester l'efficacité de mesures ERC en termes de diminution du risque de collision individuel avant de chercher à évaluer comment de telles mesures pourraient modifier les projections démographiques.

¹⁸ Ici, ségrégation spatiale signifie : « une différence d'utilisation de l'espace marin entre différentes populations ou colonies de la même espèce ».

Quantifier les effets combinés de l'évitement et du risque de collision

L'approche actuelle se concentre uniquement sur le risque de collision. Il est primordial de développer des modèles quantitatifs qui prennent également en compte les effets « déplacement » qui sont liés au comportement de macro-évitement des parcs éoliens par certaines espèces. Le développement d'une telle méthodologie permettrait d'évaluer de manière plus complète les impacts potentiels sur les oiseaux marins. La mise à disposition dans quelques mois des résultats de BIRDMOVE devrait permettre de faciliter ce travail.

Construction de scénarios prospectifs

La construction de scénarios prospectifs permettrait d'évaluer le risque d'impacts démographiques que pose le développement futur de l'éolien en mer, en s'additionnant notamment aux autres sources de pressions qui affectent déjà les oiseaux marins. En se basant sur une gamme de scénarios plausibles alimentés par la littérature scientifique et des échanges avec des experts, de telles analyses pourraient fournir des éléments scientifiques tangibles pour aider à la planification du développement de l'éolien en mer.

Analyses de sensibilité

Au vu des niveaux d'incertitudes mis en évidence dans notre étude, il semble essentiel d'identifier les verrous de connaissances (ex : taux de micro-évitement des oiseaux) qui, actuellement, limitent notre capacité à estimer et prédire plus précisément la réponse des populations d'oiseaux marins au développement de l'éolien en mer. De telles analyses de sensibilité fourniraient des résultats précieux pour développer une stratégie efficace d'acquisition des données visant à réduire les incertitudes et à favoriser des prises de décisions informées. Cela pourrait notamment concerner l'acquisition de données visant à estimer de façon plus robuste les taux de fréquentation sur site, les hauteurs de vol locales et les taux de micro-évitement de plusieurs espèces à fort enjeu.

10 Références bibliographiques

Accord de Paris. 2015. Convention-cadre des Nations unies sur les changements climatiques. Nations unies.

Afep. 2019. Scénarios énergie-climat : Évaluation et Mode d'emploi.

Ahrestani, F. S., M. Hebblewhite, and E. Post. 2013. The importance of observation versus process error in analyses of global ungulate populations. *Scientific Reports* 3:3125.

Alex Smith, M., and D. M. Green. 2005. Dispersal and the metapopulation paradigm in amphibian ecology and conservation: are all amphibian populations metapopulations? *Ecography* 28:110–128.

Band, W., M. Madders, and D. P. Whitfield. 2007. Developing field and analytical methods to assess avian collision risk at wind farms. Pages 259–275 in M. de Lucas, G. F. E. Janns, and M. Ferrer, eds. *Birds and wind farms: Risk assessment and mitigation*. Quercus Editions, Madrid, Spain.

Beissinger, S. R., and D. R. McCullough. 2002. *Population viability analysis*. University of Chicago Press.

Bonenfant, C., J. Gaillard, T. Coulson, M. Festa-Bianchet, A. Loison, M. Garel, L. E. Loe, et al. 2009. Empirical evidence of density-dependence in populations of large herbivores. *Advances in ecological research* 41:313–357.

Boyce, M. S. 1992. Population viability analysis. *Annual review of Ecology and Systematics* 23:481–497.

Bradbury, G., M. Trinder, B. Furness, A. N. Banks, R. W. G. Caldow, and D. Hume. 2014. Mapping seabird sensitivity to offshore wind farms. *PloS one* 9:e106366.

Brook, B. W., and C. J. A. Bradshaw. 2006. Strength of evidence for density dependence in abundance time series of 1,198 species. *Ecology* 87:1445–1451.

Brooks, S. P., and A. Gelman. 1998. General Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations. *Journal of Computational and Graphical Statistics* 7:434–455.

Busch, M., and S. Garthe. 2016. Approaching population thresholds in presence of uncertainty: Assessing displacement of seabirds from offshore wind farms. *Environmental Impact Assessment Review* 56:31–42.

Caswell, H. 2001. *Matrix Population Models: Construction, Analysis, and Interpretation* (2nd ed.). Sinauer Associates, Sunderland MA.

———. 2007. Sensitivity analysis of transient population dynamics. *Ecology letters* 10:1–15.

Cayuela, H., Q. Rougemont, J. G. Prunier, J.-S. Moore, J. Clobert, A. Besnard, and L. Bernatchez. 2018. Demographic and genetic approaches to study dispersal in wild animal populations: A methodological review. *Molecular Ecology* 27:3976–4010.

Chamberlain, D. E., M. R. Rehfisch, A. D. Fox, M. Desholm, and S. J. Anthony. 2006. The effect of avoidance rates on bird mortality predictions made by wind turbine collision risk models. *Ibis* 148:198–202.

Clapham, P. J., A. Aguilar, and L. T. Hatch. 2008. Determining spatial and temporal scales for management: lessons from whaling. *Marine Mammal Science* 24:183–201.

- Commission européenne. 2020. Une stratégie de l'UE pour exploiter le potentiel des énergies renouvelables en mer en vue d'un avenir neutre pour le climat.
- Cook, A. S. C. P., E. M. Humphreys, F. Bennet, E. A. Masden, and N. H. K. Burton. 2018. Quantifying avian avoidance of offshore wind turbines: current evidence and key knowledge gaps. *Marine environmental research* 140:278–288.
- Cook, A. S. C. P., E. M. Humphreys, E. A. Masden, and N. H. . Burton. 2014. The avoidance rates of collision between birds and offshore turbines. *Scottish Marine and Freshwater Science*, Volume 5 Number 16.
- Cook, A. S. C. P., and R. A. Robinson. 2017. Towards a framework for quantifying the population-level consequences of anthropogenic pressures on the environment: The case of seabirds and windfarms. *Journal of Environmental Management* 190:113–121.
- Coulson, J. C., and G. Nève de Mévergnies. 1992. Where do young kittiwakes *Rissa tridactyla* breed, philopatry or dispersal. *Ardea* 80:187–197.
- Courchamp, F., T. Clutton-Brock, and B. Grenfell. 1999. Inverse density dependence and the Allee effect. *Trends in ecology & evolution* 14:405–410.
- Croll, D. A., A. A. Ellis, J. Adams, A. S. C. P. Cook, S. Garthe, M. W. Goodale, C. S. Hall, et al. 2022. Framework for assessing and mitigating the impacts of offshore wind energy development on marine birds. *Biological Conservation* 276:109795.
- de Valpine, P., D. Turek, C. Paciorek, C. Anderson-Bergman, D. Temple Lang, and R. Bodik. 2017. Programming with models: writing statistical algorithms for general model structures with {NIMBLE}. *Journal of Computational and Graphical Statistics* 26:403–413.
- Deakin, Z., A. Cook, F. Daunt, A. McCluskie, N. Morley, E. Witcutt, L. Wright, et al. 2022. A review to inform the assessment of the risk of collision and displacement in petrels and shearwaters from offshore wind developments in Scotland.
- Debouzie, D. 1999. La notion de population en dynamique et génétique des populations. *Natures Sciences Sociétés* 7:19–26.
- Dias, M. P., R. Martin, E. J. Pearmain, I. J. Burfield, C. Small, R. A. Phillips, O. Yates, et al. 2019. Threats to seabirds: a global assessment. *Biological Conservation* 237:525–537.
- Dierschke, V., R. W. Furness, and S. Garthe. 2016. Seabirds and offshore wind farms in European waters: Avoidance and attraction. *Biological Conservation* 202:59–68.
- Dillingham, P. W., and D. Fletcher. 2008. Estimating the ability of birds to sustain additional human-caused mortalities using a simple decision rule and allometric relationships. *Biological Conservation* 141:1783–1792.
- Drewitt, A. L., and R. H. W. Langston. 2006. Assessing the impacts of wind farms on birds. *Ibis* 148:29–42.
- Eichhorn, M., K. Johst, R. Seppelt, and M. Drechsler. 2012. Model-Based Estimation of Collision Risks of Predatory Birds with Wind Turbines. *Ecology and Society* 17.
- Ferreras, P., P. Gaona, F. Palomares, and M. Delibes. 2001. Restore habitat or reduce mortality? Implications from a population viability analysis of the Iberian lynx. *Animal Conservation forum* 4:265–274.

- Fox, A. D., M. Desholm, J. Kahlert, T. K. Christensen, and I. B. Krag Petersen. 2006. Information needs to support environmental impact assessment of the effects of European marine offshore wind farms on birds. *Ibis* 148:129–144.
- Fox, A. D., and I. K. Petersen. 2019. Offshore wind farms and their effects on birds. *Dansk Ornitologisk Forenings Tidsskrift* 113:86–101.
- Frick, W. F., E. F. Baerwald, J. F. Pollock, R. M. R. Barclay, J. A. Szymanski, T. J. Weller, A. L. Russell, et al. 2017. Fatalities at wind turbines may threaten population viability of a migratory bat. *Biological Conservation* 209:172–177.
- Fukunaga, K., and L. Hostetler. 1975. The estimation of the gradient of a density function, with applications in pattern recognition. *IEEE Transactions on Information Theory* 21:32–40.
- Furness, R. W., H. M. Wade, and E. A. Masden. 2013. Assessing vulnerability of marine bird populations to offshore wind farms. *Journal of Environmental Management* 119:56–66.
- Galparsoro, I., I. Menchaca, J. M. Garmendia, Á. Borja, A. D. Maldonado, G. Iglesias, and J. Bald. 2022. Reviewing the ecological impacts of offshore wind farms. *npj Ocean Sustainability* 1:1–8.
- Gilpin, M. E., and M. E. Soulé. 1986. Minimal viable populations: processes of species extinction. *Conservation biology: the science of scarcity and diversity*. Sinauer, Sunderland MA.
- Gimenez, O., S. J. Bonner, R. King, R. A. Parker, S. P. Brooks, L. E. Jamieson, V. Grosbois, et al. 2009. WinBUGS for Population Ecologists: Bayesian Modeling Using Markov Chain Monte Carlo Methods. Pages 883–915 *in* D. L. Thomson, E. G. Cooch, and M. J. Conroy, eds. *Modeling Demographic Processes In Marked Populations*. Springer US, Boston, MA.
- Goodwin, B. J., and L. Fahrig. 1998. Spatial scaling and animal population dynamics. *Ecological Scale: Theory and Application*. Columbia University Press, New York.
- Green, R. E., R. H. W. Langston, A. McCluskie, R. Sutherland, and J. D. Wilson. 2016. Lack of sound science in assessing wind farm impacts on seabirds. *Journal of Applied Ecology* 53:1635–1641.
- Hanski, I. 1998. Metapopulation dynamics. *Nature* 395.
- Hanski, I. 1999. *Metapopulation ecology*. Oxford University Press.
- Herrando-Pérez, S., S. Delean, B. W. Brook, and C. J. A. Bradshaw. 2012. Density dependence: an ecological Tower of Babel. *Oecologia* 170:585–603.
- Horswill, C., S. H. O'Brien, and R. A. Robinson. 2017. Density dependence and marine bird populations: are wind farm assessments precautionary? *Journal of Applied Ecology* 54:1406–1414.
- Horswill, C., and R. A. Robinson. 2015. Review of Seabird Demographic Rates and Density Dependence. JNCC Report no. 552.
- Houlahan, J. E., S. T. McKinney, T. M. Anderson, and B. J. McGill. 2017. The priority of prediction in ecological understanding. *Oikos* 126:1–7.
- Howell, P. E., B. R. Hossack, E. Muths, B. H. Sigafus, A. Chenevert-Steffler, and R. B. Chandler. 2020. A statistical forecasting approach to metapopulation viability analysis. *Ecological Applications* 30:e02038.
- IPCC. 2022. AR6 Synthesis Report: Climate Change 2022 — IPCC. AR6 Synthesis Report: Climate Change 2022 — IPCC.

- Jeglinski, J. W. E., S. Wanless, S. Murray, R. T. Barrett, A. Gardarsson, M. P. Harris, J. Dierschke, et al. 2023. Metapopulation regulation acts at multiple spatial scales: Insights from a century of seabird colony census data. *Ecological Monographs* n/a:e1569.
- Johnson, F. A., M. Alhainen, A. D. Fox, J. Madsen, and M. Guillemain. 2018. Making do with less: must sparse data preclude informed harvest strategies for European waterbirds? *Ecological Applications* 28:427–441.
- Johnson, F. A., M. A. H. Walters, and G. S. Boomer. 2012. Allowable levels of take for the trade in Nearctic songbirds. *Ecological Applications* 22:1114–1130.
- Johnston, A., A. S. C. P. Cook, L. J. Wright, E. M. Humphreys, and N. H. K. Burton. 2014. Modelling flight heights of marine birds to more accurately assess collision risk with offshore wind turbines. *Journal of Applied Ecology* 51:31–41.
- Kendall, B. E., O. N. Bjørnstad, J. Bascompte, T. H. Keitt, and W. F. Fagan. 2000. Dispersal, Environmental Correlation, and Spatial Synchrony in Population Dynamics. *The American Naturalist* 155:628–636.
- Knape, J., and P. de Valpine. 2012. Are patterns of density dependence in the Global Population Dynamics Database driven by uncertainty about population abundance? *Ecology Letters* 15:17–23.
- Koons, D. N., J. B. Grand, B. Zinner, and R. F. Rockwell. 2005. Transient population dynamics: relations to life history and initial population state. *Ecological Modelling* 185:283–297.
- Lacy, R. C. 2019. Lessons from 30 years of population viability analysis of wildlife populations. *Zoo Biology* 38:67–77.
- Lande, R., S. Engen, B.-E. Saether, F. Filli, E. Matthysen, and H. Weimerskirch. 2002. Estimating density dependence from population time series using demographic theory and life-history data. *The American Naturalist* 159:321–337.
- Lebreton, J., and O. Gimenez. 2013. Detecting and estimating density dependence in wildlife populations. *The Journal of Wildlife Management* 77:12–23.
- Legault, C. M. 2005. Population Viability Analysis of Atlantic Salmon in Maine, USA. *Transactions of the American Fisheries Society* 134:549–562.
- Lunney, D., S. Gresser, L. E. O’neill, A. Matthews, and J. Rhodes. 2007. The impact of fire and dogs on Koalas at Port Stephens, New South Wales, using population viability analysis. *Pacific Conservation Biology* 13:189–201.
- MacKenzie, D., J. Nichols, J. Royle, K. Pollock, L. Bailey, and J. Hines. 2006. *Occupancy estimation and modeling: inferring patterns and dynamics of species occurrence*. Elsevier, San Diego, CA.
- Maclean, I. M. D., M. M. Rehfish, H. Skov, and C. B. Thaxter. 2013. Evaluating the statistical power of detecting changes in the abundance of seabirds at sea. *Ibis* 155:113–126.
- Maris, V., P. Huneman, A. Coreau, S. Kéfi, R. Pradel, and V. Devictor. 2018. Prediction in ecology: promises, obstacles and clarifications. *Oikos* 127:171–183.
- Marques, A. T., H. Batalha, and J. Bernardino. 2021. *Bird Displacement by Wind Turbines: Assessing Current Knowledge and Recommendations for Future Studies*. Birds.
- Masden, E. A. 2015. Developing an avian collision risk model to incorporate variability and uncertainty. *Scottish Marine and Freshwater Science*.

- Masden, E. A., and A. S. C. P. Cook. 2016. Avian collision risk models for wind energy impact assessments. *Environmental Impact Assessment Review* 56:43–49.
- Masden, E. A., A. S. C. P. Cook, A. McCluskie, W. Bouten, N. H. K. Burton, and C. B. Thaxter. 2021. When speed matters: The importance of flight speed in an avian collision risk model. *Environmental Impact Assessment Review* 90:106622.
- Masden, E. A., D. T. Haydon, A. D. Fox, and R. W. Furness. 2010. Barriers to movement: modelling energetic costs of avoiding marine wind farms amongst breeding seabirds. *Marine Pollution Bulletin* 60:1085–1091.
- Masden, E. A., D. T. Haydon, A. D. Fox, R. W. Furness, R. Bullman, and M. Desholm. 2009. Barriers to movement: impacts of wind farms on migrating birds. *ICES Journal of marine Science* 66:746–753.
- McCoy, K. D., T. Boulinier, and C. Tirard. 2005. Comparative host-parasite population structures: disentangling prospecting and dispersal in the black-legged kittiwake *Rissa tridactyla*. *Molecular ecology* 14:2825–38.
- McGregor, R. M., S. King, C. R. Donovan, B. Caneco, and A. Webb. 2018. *A Stochastic Collision Risk Model for Seabirds in Flight. Report to Marine Scotland (HC0010-400-001)*.
- Miller, J. A. O., R. W. Furness, M. Trinder, and J. Matthiopoulos. 2019. The sensitivity of seabird populations to density-dependence, environmental stochasticity and anthropogenic mortality. *Journal of Applied Ecology* 56:2118–2130.
- Milner-Gulland, E. J., and H. R. Akçakaya. 2001. Sustainability indices for exploited populations. *Trends in Ecology & Evolution* 16:686–692.
- Monnat, J., and B. Cadiou. 2004. *Techniques de recensement. Oiseaux marins nicheurs de France métropolitaine (1960-2000)*. Editions Biotope, Mèze.
- Morita, K., and A. Yokota. 2002. Population viability of stream-resident salmonids after habitat fragmentation: a case study with white-spotted charr (*Salvelinus leucomaenis*) by an individual based model. *Ecological Modelling* 155:85–94.
- Moritz, C. 1994. Defining 'evolutionarily significant units' for conservation. *Trends in ecology & evolution* 9:373–375.
- Morris, W. F., and D. F. Doak. 2002. *Quantitative conservation biology: Theory and Practice of Population Viability Analysis*. Sinauer Associates, Inc., Sunderland, MA, USA.
- Mouquet, N., Y. Lagadeuc, V. Devictor, L. Doyen, A. Duputié, D. Eveillard, D. Faure, et al. 2015. Predictive ecology in a changing world. *Journal of applied ecology* 52:1293–1310.
- Moussy, C., D. J. Hosken, F. Mathews, G. C. Smith, J. N. Aegerter, and S. Bearhop. 2013. Migration and dispersal patterns of bats and their influence on genetic structure. *Mammal Review* 43:183–195.
- MTE. 2023. *Loi relative à l'accélération de la production d'énergies renouvelables (Dossier de presse)*.
- Natural England. 2022. *Natural England interim advice on updated Collision Risk Modelling parameters (July 2022)*.
- NatureScot. 2018. *Interim Guidance on apportioning impacts from marine renewable developments to breeding seabird populations in SPAs*.

- Neville, H. M., D. R. Leasure, D. C. Dauwalter, J. B. Dunham, R. Bjork, K. A. Fesenmyer, N. D. Chelgren, et al. 2020. Application of multiple-population viability analysis to evaluate species recovery alternatives. *Conservation Biology* 34:482–493.
- Newson, S. E., P. I. Mitchell, M. Parsons, S. H. O'Brien, G. E. Austin, S. Benn, J. Black, et al. 2008. Population decline of Leach's Storm-petrel *Oceanodroma leucorhoa* within the largest colony in Britain and Ireland. *Seabird* 21:77–84.
- Nichols, J. D., L. Thomas, and P. B. Conn. 2009. Inferences about landbird abundance from count data: recent advances and future directions. Pages 201–235 *in* Modeling demographic processes in marked populations. Springer.
- Nichols, J. D., and B. K. Williams. 2006. Monitoring for conservation. *Trends in Ecology & Evolution* 21:668–673.
- O'Brien, S. H., A. S. C. P. Cook, and R. A. Robinson. 2017. Implicit assumptions underlying simple harvest models of marine bird populations can mislead environmental management decisions. *Journal of environmental management* 201:163–171.
- Olivier, P. I., R. J. Van Aarde, and S. M. Ferreira. 2009. Support for a metapopulation structure among mammals. *Mammal Review* 39:178–192.
- Ozgul, A., M. K. Oli, K. B. Armitage, D. T. Blumstein, and D. H. Van Vuren. 2009. Influence of local demography on asymptotic and transient dynamics of a yellow-bellied marmot metapopulation. *The American Naturalist* 173:517–530.
- Paradis, E., S. R. Baillie, W. J. Sutherland, and R. D. Gregory. 1999. Dispersal and spatial scale affect synchrony in spatial population dynamics. *Ecology Letters* 2:114–120.
- Péron, G., C. A. Nicolai, and D. N. Koons. 2012. Demographic response to perturbations: the role of compensatory density dependence in a North American duck under variable harvest regulations and changing habitat. *Journal of Animal Ecology* 81:960–969.
- Peschko, V., B. Mendel, S. Müller, N. Markones, M. Mercker, and S. Garthe. 2020a. Effects of offshore windfarms on seabird abundance: Strong effects in spring and in the breeding season. *Marine Environmental Research* 162:105157.
- Peschko, V., M. Mercker, and S. Garthe. 2020b. Telemetry reveals strong effects of offshore wind farms on behaviour and habitat use of common guillemots (*Uria aalge*) during the breeding season. *Marine Biology* 167:118.
- Peschko, V., H. Schwemmer, M. Mercker, N. Markones, K. Borkenhagen, and S. Garthe. 2024. Cumulative effects of offshore wind farms on common guillemots (*Uria aalge*) in the southern North Sea - climate versus biodiversity? *Biodiversity and Conservation*.
- Pollock, K. H., J. D. Nichols, T. R. Simons, G. L. Farnsworth, L. L. Bailey, and J. R. Sauer. 2002. Large scale wildlife monitoring studies: statistical methods for design and analysis. *Environmetrics* 13:105–119.
- Pulliam, H. R. 1988. Sources, Sinks, and Population Regulation. *The American Naturalist* 132:652–661.
- R Core Team. 2020. R: A Language and Environment for Statistical Computing. Vienna, Austria.
- Ranta, E., V. Kaitala, J. Lindström, and H. Linden. 1995. Synchrony in population dynamics. *Proceedings of the royal society of London. Series B: Biological Sciences* 262:113–118.

- Reis, N. R., M. N. Fregonezi, A. L. Peracchi, and B. K. Rossaneis. 2012. Metapopulation in bats of Southern Brazil. *Brazilian Journal of Biology* 72:605–609.
- Rose, K. A., J. H. Cowan Jr, K. O. Winemiller, R. A. Myers, and R. Hilborn. 2001. Compensatory density dependence in fish populations: importance, controversy, understanding and prognosis. *Fish and Fisheries* 2:293–327.
- Royle, J. A. 2004. N-Mixture Models for Estimating Population Size from Spatially Replicated Counts. *Biometrics* 60:108–115.
- Saether, B., and S. Engen. 2002. Pattern of variation in avian population growth rates. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series B: Biological Sciences* 357:1185–1195.
- Sánchez-Lizaso, J. L., R. Goñi, O. Reñones, J. A. G. Charton, R. Galzin, J. T. Bayle, P. S. Jerez, et al. 2000. Density dependence in marine protected populations: a review. *Environmental conservation* 144–158.
- Schippers, P., R. P. H. Snep, A. G. M. Schotman, R. Jochem, E. W. M. Stienen, and P. A. Slim. 2009. Seabird metapopulations: searching for alternative breeding habitats. *Population Ecology* 51:459–470.
- Schtickzelle, N., and M. Baguette. 2004. Metapopulation viability analysis of the bog fritillary butterfly using RAMAS/GIS. *Oikos* 104:277–290.
- Schuster, E., L. Bulling, and J. Köppel. 2015. Consolidating the state of knowledge: a synoptical review of wind energy's wildlife effects. *Environmental management* 56:300–331.
- Semlitsch, R. D. 2008. Differentiating Migration and Dispersal Processes for Pond-Breeding Amphibians. *The Journal of Wildlife Management* 72:260–267.
- Sjögren-Gulve, P., and I. Hanski. 2000. Metapopulation viability analysis using occupancy models. *Ecological bulletins* 53–71.
- Skov, H., S. Heinänen, T. Norman, R. Ward, and S. Méndez. 2018. ORJIP Bird avoidance behaviour and collision impact monitoring at offshore wind farms. The Carbon Trust: London, UK.
- Stearns, S. C. 1992. *The Evolution of Life Histories*. OUP Oxford.
- Stephens, P. A., W. J. Sutherland, and R. P. Freckleton. 1999. What is the Allee effect? *Oikos* 185–190.
- Stienen, E. W. M., W. Courtens, J. Everaert, and M. Van De Walle. 2008. Sex-Biased Mortality of Common Terns in Wind Farm Collisions. *The Condor* 110:154–157.
- Sutherland, W. J., and R. P. Freckleton. 2012. Making predictive ecology more relevant to policy makers and practitioners. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences* 367:322–330.
- Teske, S., D. Giurco, T. Morris, K. Nagrath, F. Mey, C. Briggs, E. Dominish, et al. 2019. *Achieving the Paris Climate Agreement Goals: Global and Regional 100% Renewable Energy Scenarios to Achieve the Paris Agreement Goals with Non-Energy GHG Pathways for+ 1.5° C and+ 2° C*. Springer: Cham, Germany.
- Thomas, C. D., and W. E. Kunin. 1999. The spatial structure of populations. *Journal of animal Ecology* 68:647–657.

- Vanermen, N., and E. W. Stienen. 2019. Seabirds: displacement. Pages 174–205 in M. R. Perrow, ed. *Wildlife and Wind Farms-Conflicts and Solutions: Offshore: Monitoring and Mitigation*. Pelagic Publishing Ltd.
- Wade, P. R. 1998. Calculating limits to the allowable human-caused mortality of cetaceans and pinnipeds. *Marine Mammal Science* 14:1–37.
- Wenger, S. J., D. R. Leasure, D. C. Dauwalter, M. M. Peacock, J. B. Dunham, N. D. Chelgren, and H. M. Neville. 2017. Viability analysis for multiple populations. *Biological Conservation* 216:69–77.
- Williams, B. K., J. D. Nichols, and M. J. Conroy. 2002. *Analysis and management of animal populations*. Academic Press, NY, USA.
- Wilson, K. L., A. C. Sawyer, A. Potapova, C. J. Bailey, D. LoScerbo, E. K. Sweeney-Bergen, E. E. Hodgson, et al. 2023. The role of spatial structure in at-risk metapopulation recoveries. *Ecological Applications* n/a:e2898.
- Wind Europe. 2023. *Wind energy in Europe 2022: Statistics and the outlook for 2023-2027*.
- Woodward, I., C. B. Thaxter, E. Owen, and A. Cook. 2019. Desk-based revision of seabird foraging ranges used for HRA screening. BTO research report 2019–2202.
- Yoccoz, N. G., J. D. Nichols, and T. Boulinier. 2001. Monitoring of biological diversity in space and time. *Trends in Ecology & Evolution* 16:446–453.

11 Annexes

11.1 Annexe 1. Résultats d'impact détaillés par espèce

11.1.1 Fou de Bassan (*Morus bassanus*)

Données disponibles

Le jeu de données sur le Fou de Bassan compte 1 seule colonie (archipel des Sept-Îles), considérée donc comme l'unique sous-population à l'échelle française.

Le nombre de collisions annuelles cumulé sur les 7 parcs éoliens a été estimé à environ 229 mortalités/an pour cette espèce dont la taille de population nationale est d'environ 51200 individus, ce qui équivaut à un taux de mortalité par individu de 0.45%. Ces résultats sont issus d'un taux de mortalité correspondant à un taux d'évitement >99%, qui n'est pas le taux le plus « précautionneux » (cf. page 32 et annexe 6).

Résultats de l'analyse d'impact

L'impact démographique relatif à 30 ans sur la population de Fou de Bassan est estimé (quantile 95%) à environ 15% (Tableau 7). Cette estimation d'impact est assez précise (Figure 2), avec un intervalle de confiance à 95% compris entre 9% et 16%, pour une valeur médiane estimée à 12%.

La probabilité d'extinction de la population à 30 ans est nulle pour les deux scénarios, avec et sans impact (Tableau 8).

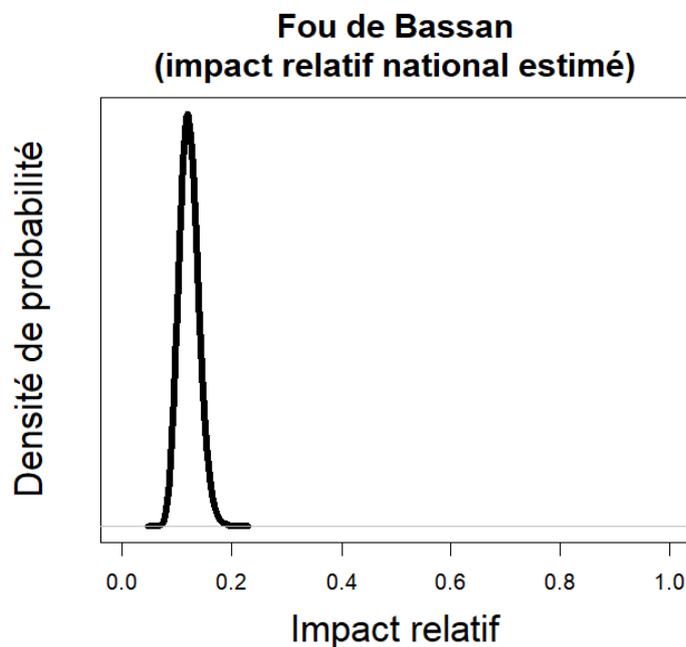


Figure 2. Distribution de probabilité de l'impact démographique relatif des collisions sur la population nationale de Fou de Bassan.

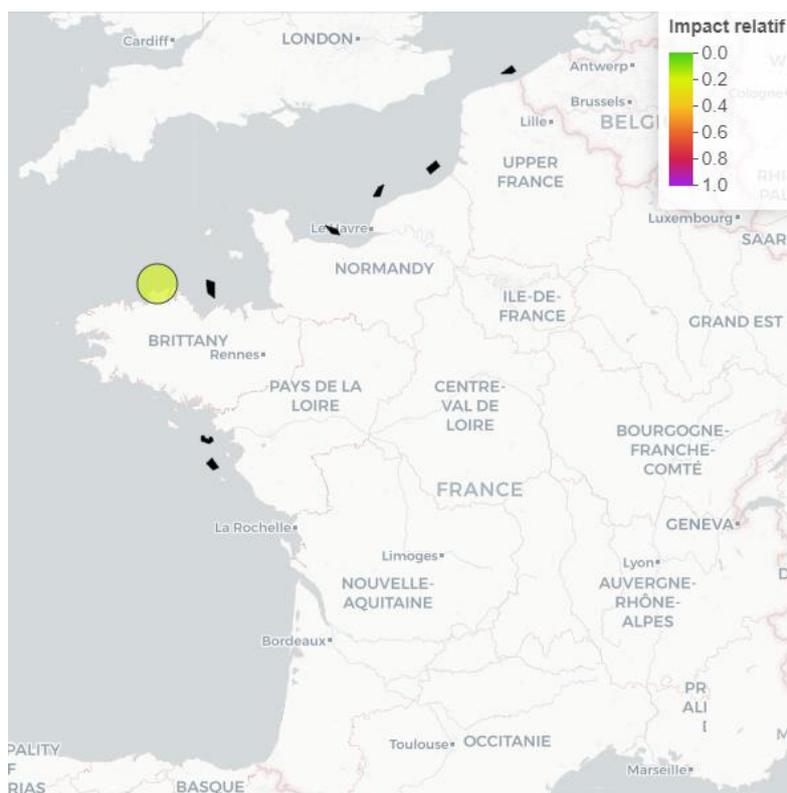


Figure 3. Cartographie de l'impact estimé pour l'unique population française de Fou de Bassan. Le gradient de couleur indique la force d'impact relatif estimée (voir légende).

Tableau 7. Résultats de l'analyse d'impact démographique sur le Fou de Bassan. Les I.C. à 95% sont fournis entre crochets.

Pop	Taille de population initiale (2021) estimée	Nombre de mortalités annuelles estimé	Impact relatif estimé (médiane)	Impact estimé (quantile 95%)
1	51206 [49452, 52978]	229.1 [167.7, 306.8]	0.12 [0.09, 0.16]	0.15
National	51206 [49452, 52978]	229.1 [167.7, 306.8]	0.12 [0.09, 0.16]	0.15

Tableau 8. Probabilité d'extinction à 30 ans de la population de Fou de Bassan selon les deux scénarios : (i) le scénario de référence sans parc éolien et donc sans impact ; et (ii) le scénario avec impact. La dernière colonne montre l'augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans liée à l'ajout de l'impact « collision » des 7 parcs éoliens.

Pop	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
1	0.00	0.00	0%
National	0.00	0.00	0%

11.1.2 Goéland marin (*Larus marinus*)

Données disponibles

Le jeu de données de 2009 à 2021 sur le Goéland marin comptabilisait 421 colonies naturelles (51 colonies urbaines ont été exclues de l'analyse), qui ont été regroupées en 38 sous-populations.

A l'échelle nationale, le nombre de collisions annuelles cumulé sur les 7 parcs éoliens a été estimé à environ 162 mortalités/an pour cette espèce pour une taille de population d'environ 25900 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.62%. La sous-population la plus exposée aux collisions totalise environ 50 mortalités/an, et 16 sous-populations ne sont *a priori* exposées à aucune collision avec les 7 parcs éoliens.

Résultats de l'analyse d'impact

A l'échelle nationale (arc atlantique français), l'impact démographique relatif à 30 ans sur la métapopulation de Goéland marin est estimé à environ 13% (Tableau 9). L'estimation d'impact à l'échelle nationale est assez précise (Figure 4), avec un intervalle de confiance à 95% compris entre 9% et 14%, pour une valeur médiane estimée à 11%. La probabilité d'extinction à 30 ans de la métapopulation nationale est nulle pour les deux scénarios, avec et sans impact (Tableau 10).

A l'échelle locale, l'impact des collisions prédites sur les sous-populations varie entre 0% et 100% (Tableau 9 ; Figure 5). Pour 15 sous-populations, l'impact attendu est nul. Pour 7 sous-populations, l'impact attendu est maximal (100% = extinction). Les sous-populations menacées d'extinction sont principalement des petites populations situées dans la partie nord de la Manche.

Le risque d'extinction à 30 ans est supérieur à 5% pour 20 sous-populations selon le scénario sans impact, et pour 20 sous-populations selon le scénario avec impact. En moyenne, l'impact cumulé des collisions fait augmenter le risque d'extinction à 30 ans de 62%.

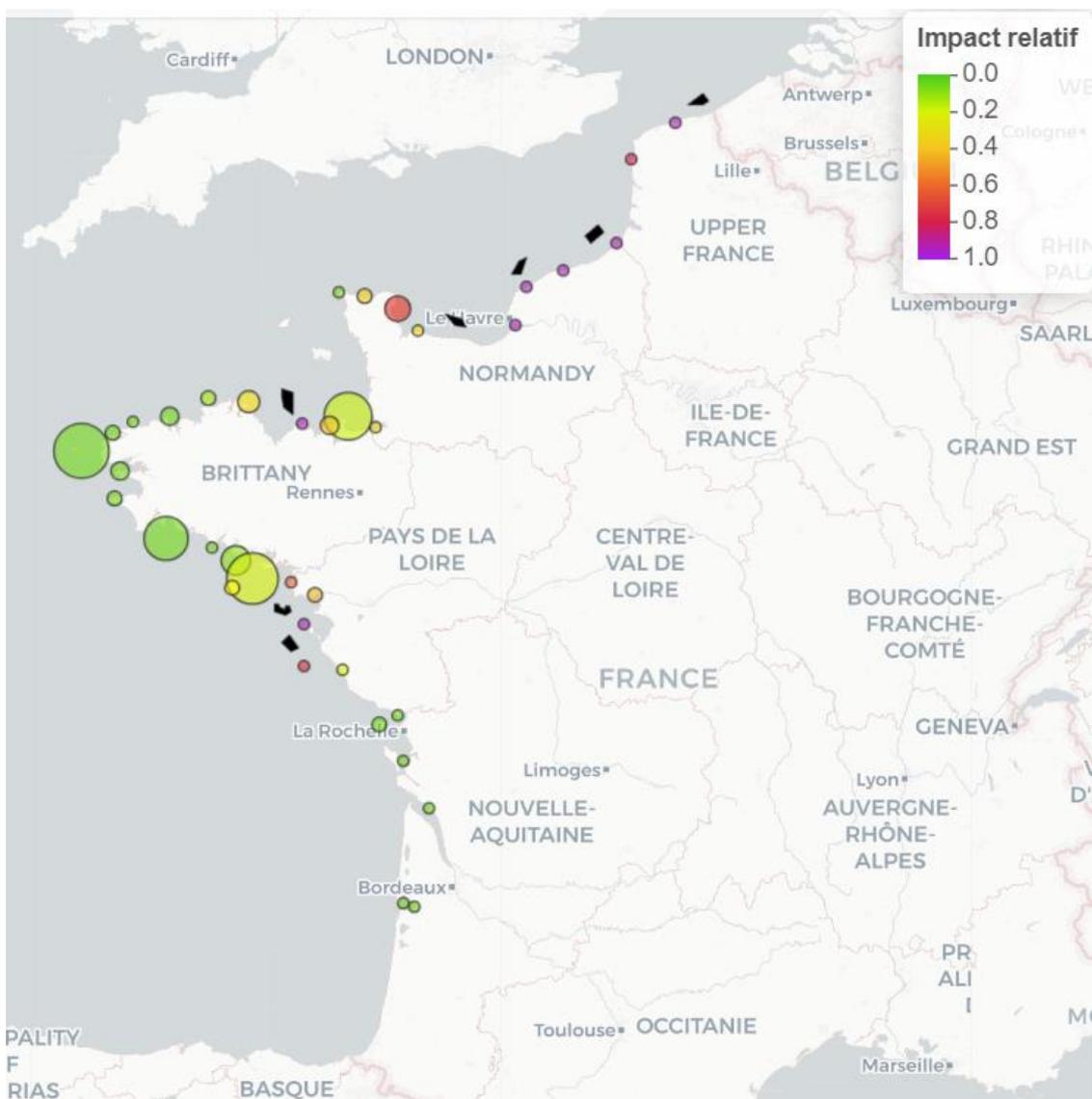


Figure 5. Cartographie de l'impact estimé pour chaque sous-population de Goéland marin. Le gradient de couleur indique la force d'impact relatif estimée (voir légende). La taille des cercles est proportionnelle à la taille relative des différentes sous-populations.

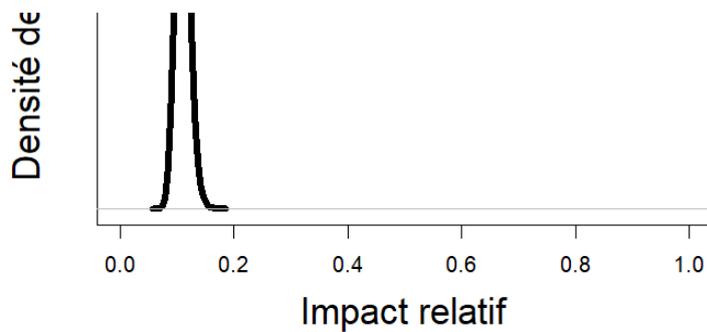


Figure 4. Distribution de probabilité de l'impact démographique relatif des collisions sur la population nationale de Goéland marin.

Colonies numérotées : Goéland marin (*Larus marinus*)



Tableau 9. Résultats de l'analyse d'impact démographique sur le Goéland marin. Les sous-populations (« Pop ») sont numérotés par ordre croissant du Nord vers le Sud (Pop 1 = la plus au Nord). Le tableau est trié par ordre décroissant selon l'impact estimé pour chaque sous-population. Les I.C. à 95% sont fournis entre crochets.

Pop	Taille de population initiale (2021) estimée	Nombre de mortalités annuelles estimé	Impact relatif estimé (médiane)	Impact estimé (quantile 95%)
5	57 [10, 166]	18.3 [11.1, 29.7]	1.00 [0.92, 1.00]	1.00
3	69 [12, 211]	11.4 [5.3, 22.7]	1.00 [0.67, 1.00]	1.00
4	49 [8, 147]	5.4 [3.4, 8.3]	0.94 [0.56, 1.00]	1.00
9	62 [9, 172]	5.6 [3.9, 8.0]	0.91 [0.55, 1.00]	1.00
1	39 [5, 130]	2.5 [1.7, 3.9]	0.78 [0.33, 1.00]	1.00
16	76 [11, 210]	3.9 [2.8, 5.8]	0.74 [0.36, 1.00]	1.00
30	115 [26, 264]	4.5 [3.2, 6.3]	0.67 [0.34, 1.00]	1.00
2	48 [6, 158]	0.6 [0.4, 0.9]	0.25 [0.00, 1.00]	0.84
32	106 [18, 242]	1.4 [0.9, 2.2]	0.31 [0.11, 1.00]	0.80
8	1572 [1448, 1700]	49.9 [32.5, 76.6]	0.61 [0.45, 0.77]	0.75
27	109 [17, 344]	0.9 [0.6, 1.4]	0.19 [0.04, 0.83]	0.65
29	457 [299, 613]	5.7 [4.1, 8.5]	0.31 [0.19, 0.49]	0.46
15	533 [369, 697]	6.0 [4.2, 8.7]	0.28 [0.18, 0.44]	0.41
18	87 [18, 199]	0.3 [0.2, 0.5]	0.10 [0.00, 0.50]	0.36
7	219 [91, 347]	1.4 [0.9, 2.2]	0.17 [0.08, 0.41]	0.35
10	34 [5, 114]	0.1 [0.1, 0.1]	0.05 [0.00, 0.50]	0.33
12	1011 [687, 1339]	7.7 [5.4, 11.3]	0.20 [0.13, 0.32]	0.30
28	437 [164, 749]	1.7 [1.2, 2.5]	0.11 [0.05, 0.29]	0.24
31	46 [7, 146]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.25]	0.17
26	3981 [3779, 4182]	16.6 [11.7, 24.9]	0.11 [0.08, 0.17]	0.16
14	3404 [3252, 3561]	12.3 [8.6, 18.1]	0.10 [0.07, 0.15]	0.14
11	429 [279, 581]	0.7 [0.5, 1.1]	0.05 [0.02, 0.10]	0.09
25	1720 [1506, 1935]	1.8 [1.1, 2.9]	0.03 [0.02, 0.05]	0.05
6	84 [11, 284]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
13	646 [393, 903]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
17	76 [9, 260]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
19	469 [152, 790]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
20	4264 [4034, 4501]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
21	794 [643, 948]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
22	401 [164, 641]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
23	3300 [3023, 3582]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
24	161 [23, 385]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
33	147 [34, 302]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
34	429 [300, 559]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
35	74 [12, 237]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
36	150 [36, 300]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
37	45 [8, 132]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
38	36 [5, 115]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
National	25936 [24589, 27319]	162.1 [131.7, 200.0]	0.11 [0.09, 0.14]	0.13

Tableau 10. Probabilité d'extinction à 30 ans de chaque sous-population de Goéland marin selon les deux scénarios : (i) le scénario de référence sans parc éolien et donc sans impact ; et (ii) le scénario avec impact. La dernière colonne montre l'augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans liée à l'ajout de l'impact « collision » des 7 parcs éoliens. Les sous-populations sont triées par ordre décroissant de probabilité d'extinction (avec impact).

Pop	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
5	0.20	0.88	331%
3	0.17	0.65	270%
4	0.24	0.55	129%
1	0.30	0.47	58%
9	0.19	0.46	145%
10	0.33	0.34	2%
38	0.32	0.32	0%
16	0.15	0.30	100%
2	0.25	0.28	12%
31	0.26	0.26	1%
37	0.26	0.26	0%
30	0.08	0.17	118%
17	0.16	0.16	0%
35	0.16	0.16	0%
6	0.14	0.14	0%
27	0.10	0.12	18%
18	0.11	0.12	6%
32	0.08	0.11	29%
33	0.06	0.06	0%
36	0.06	0.06	0%
24	0.05	0.05	0%
7	0	0.01	25%
28	0	<0.01	22%
8	0	0	0%
11	0	0	0%
12	0	0	0%
13	0	0	0%
14	0	0	0%
15	0	0	0%
19	0	0	0%
20	0	0	0%
21	0	0	0%
22	0	0	0%
23	0	0	0%
25	0	0	0%
26	0	0	0%
29	0	0	0%
34	0	0	0%
National	0	0	0%

11.1.3 Mouette tridactyle (*Rissa tridactyla*)

Données disponibles

Le jeu de données de 2009 à 2021 sur la Mouette tridactyle comptabilisait 16 colonies qui ont été regroupées en 9 sous-populations.

A l'échelle nationale, le nombre de collisions annuelles cumulé sur les 7 parcs éoliens a été estimé à environ 60 mortalités/an pour cette espèce pour une taille de population d'environ 29000 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.20%. La sous-population la plus exposée aux collisions totalise environ 32 mortalités/an pour un effectif d'environ 3200 individus, soit un taux de mortalité par individu de 1.01%. La sous-population la moins exposée aux collisions totalise 0.004 mortalités/an pour un effectif d'environ 200 individus, soit un taux de mortalité par individu de <0.002%.

Résultats de l'analyse d'impact

A l'échelle nationale (arc atlantique français), l'impact démographique relatif à 30 ans sur la métapopulation de Mouette tridactyle est estimé à environ 5% (Tableau 11). L'estimation d'impact à l'échelle nationale est très précise (Figure 6), avec un intervalle de confiance à 95% compris entre 3% et 5%, pour une valeur médiane estimée à 4%. La probabilité d'extinction à 30 ans de la métapopulation nationale est nulle pour les deux scénarios, avec et sans impact (Tableau 12).

A l'échelle locale, l'impact des collisions prédites sur les sous-populations varie entre 0% et 32% (Tableau 11 ; Figure 7). L'impact attendu est nul pour une seule sous-population.

Aucune sous-population n'a un risque d'extinction à 30 ans supérieur à 5%, que ce soit pour le scénario sans, ou celui avec impact.

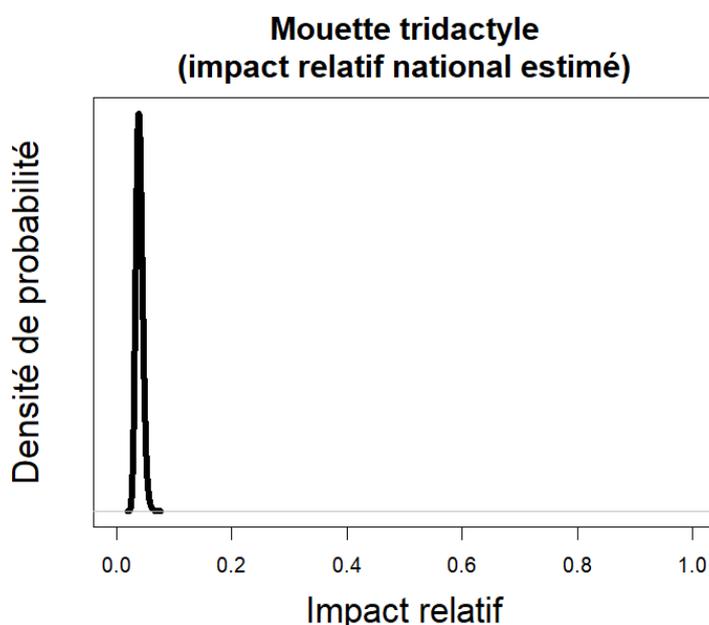


Figure 6. Distribution de probabilité de l'impact démographique relatif des collisions sur la population nationale de Mouette tridactyle.

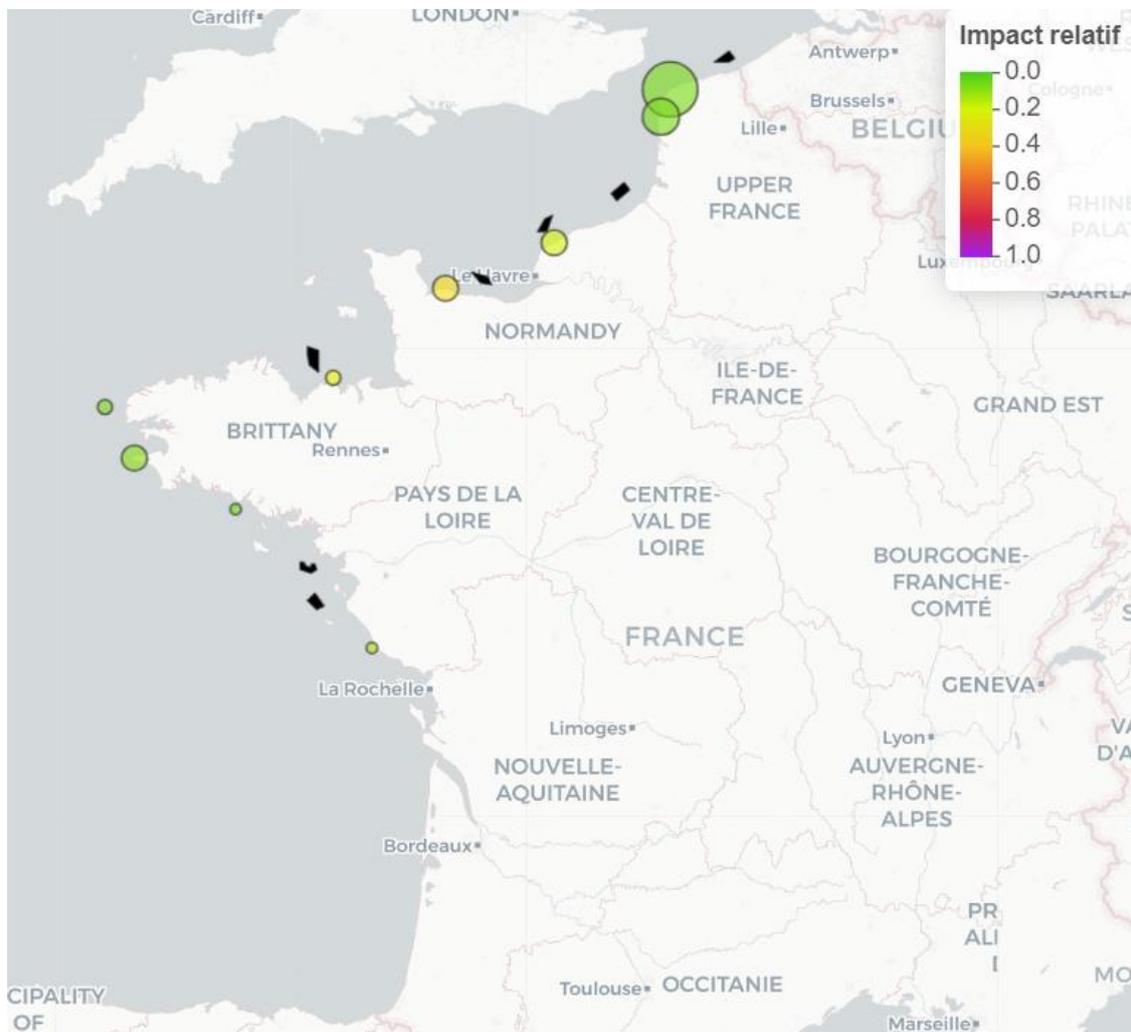


Figure 7. Cartographie de l'impact estimé pour chaque sous-population de Mouette tridactyle. Le gradient de couleur indique la force d'impact relatif estimée (voir légende). La taille des cercles est proportionnelle à la taille relative des différentes sous-populations.

Colonies numérotées : Mouette tridactyle (*Rissa tridactyla*)



Tableau 11. Résultats de l'analyse d'impact démographique sur la Mouette tridactyle. Les sous-populations (« Pop ») sont numérotés par ordre croissant du Nord vers le Sud (Pop 1 = la plus au Nord). Le tableau est trié par ordre décroissant selon l'impact estimé pour chaque sous-population. Les I.C. à 95% sont fournis entre crochets.

Pop	Taille de population initiale (2021) estimée	Nombre de mortalités annuelles estimé	Impact relatif estimé (médiane)	Impact estimé (quantile 95%)
4	3176 [2761, 3730]	32.1 [23.1, 42.8]	0.25 [0.18, 0.34]	0.32
5	1061 [567, 1564]	4.9 [2.5, 8.2]	0.13 [0.06, 0.26]	0.23
3	3403 [2609, 4234]	13.8 [9.7, 19.7]	0.11 [0.07, 0.17]	0.16
9	282 [53, 733]	0.2 [0.0, 0.6]	0.02 [0.00, 0.15]	0.11
7	3726 [2820, 4808]	2.5 [0.9, 4.9]	0.02 [0.01, 0.04]	0.04
1	10154 [9486, 10837]	3.5 [2.8, 4.5]	0.01 [0.01, 0.01]	0.01
2	6143 [5549, 6734]	1.9 [1.5, 2.6]	0.01 [0.01, 0.01]	0.01
6	731 [142, 1683]	0.1 [0.0, 0.1]	0.00 [0.00, 0.02]	0.01
8	231 [41, 647]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.01]	0
National	29036 [26857, 31418]	59.5 [46.4, 74.6]	0.04 [0.03, 0.05]	0.05

Tableau 12. Probabilité d'extinction à 30 ans de chaque sous-population de Mouette tridactyle selon les deux scénarios : (i) le scénario de référence sans parc éolien et donc sans impact ; et (ii) le scénario avec impact. La dernière colonne montre l'augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans liée à l'ajout de l'impact « collision » des 7 parcs éoliens. Les sous-populations sont triées par ordre décroissant de probabilité d'extinction (avec impact).

Pop	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
8	0.01	0.01	0%
9	0	<0.01	5%
6	0	<0.01	1%
1	0	0	0%
2	0	0	0%
3	0	0	0%
4	0	0	0%
5	0	0	0%
7	0	0	0%
National	0.00	0.00	0%

11.1.4 Cormoran huppé (*Gulosus aristotelis*)

Données disponibles

Le jeu de données de 2009 à 2021 sur le Cormoran huppé comptabilisait 277 colonies qui ont été regroupées en 25 sous-populations.

A l'échelle nationale, le nombre de collisions annuelles cumulé sur les 7 parcs éoliens a été estimé à environ 3.1 mortalités/an pour cette espèce pour une taille de population d'environ 28600 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.01%. La sous-population la plus exposée aux collisions totalise environ 0.4 mortalités/an pour un effectif d'environ 105 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.38%. Enfin, 18 sous-populations ne sont *a priori* exposées à aucune collision avec les 7 parcs éoliens.

Résultats de l'analyse d'impact

A l'échelle nationale (arc atlantique français), l'impact démographique relatif à 30 ans sur la métapopulation de Cormoran huppé est estimé à environ 2% (Tableau 13). L'estimation d'impact à l'échelle nationale est très précise (Figure 8), avec un intervalle de confiance à 95% compris entre 0% et 3%, pour une valeur médiane estimée à 0%. La probabilité d'extinction à 30 ans de la métapopulation nationale est nulle pour les deux scénarios, avec et sans impact (Tableau 14).

A l'échelle locale, l'impact des collisions prédites sur les sous-populations varie entre 0% et 82% (Tableau 13 ; Figure 9). Pour 18 sous-populations, l'impact attendu est nul.

Le risque d'extinction à 30 ans est supérieur à 5% pour 2 sous-populations selon le scénario sans impact, et pour 3 sous-populations selon le scénario avec impact. En moyenne, l'impact cumulé des collisions fait augmenter le risque d'extinction à 30 ans de 3%.

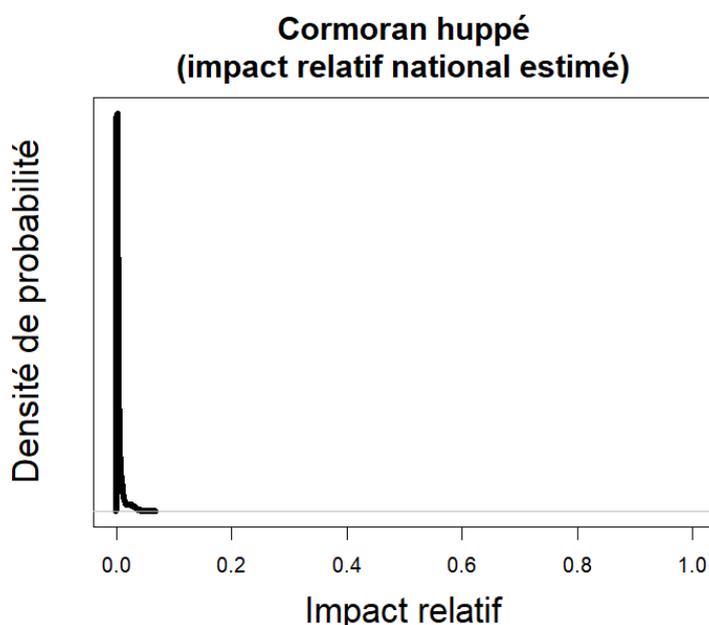


Figure 8. Distribution de probabilité de l'impact démographique relatif des collisions sur la population nationale de Cormoran huppé.

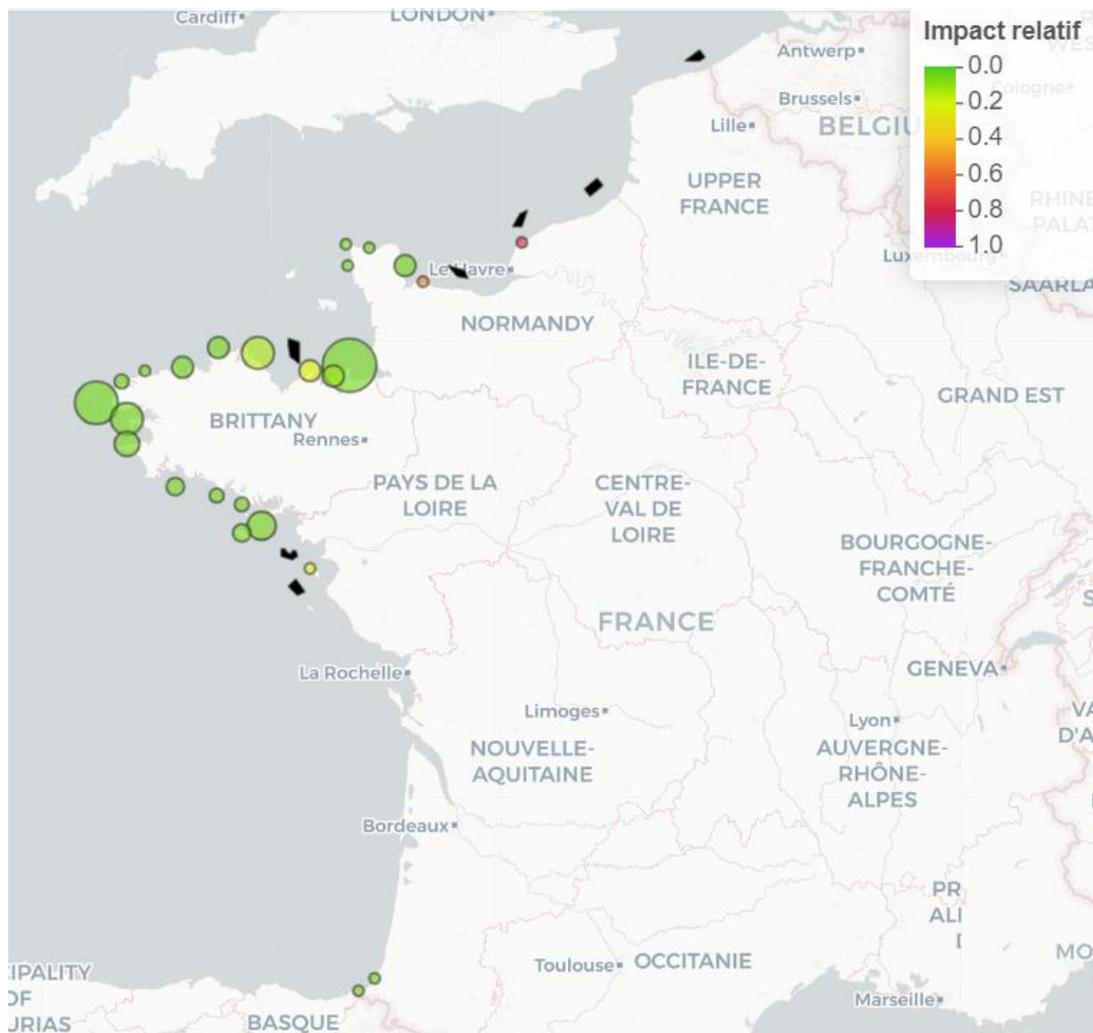


Figure 9. Cartographie de l'impact estimé pour chaque sous-population de Cormoran huppé. Le gradient de couleur indique la force d'impact relatif estimée (voir légende). La taille des cercles est proportionnelle à la taille relative des différentes sous-populations.

Colonies numérotées : Cormoran huppé (*Gulosus aristotelis*)



Tableau 13. Résultats de l'analyse d'impact démographique sur le Cormoran huppé. Les sous-populations (« Pop ») sont numérotés par ordre croissant du Nord vers le Sud (Pop 1 = la plus au Nord). Le tableau est trié par ordre décroissant selon l'impact estimé pour chaque sous-population. Les I.C. à 95% sont fournis entre crochets.

Pop	Taille de population initiale (2021) estimée	Nombre de mortalités annuelles estimé	Impact relatif estimé (médiane)	Impact estimé (quantile 95%)
1	105 [26, 266]	0.4 [0.0, 7.4]	0.11 [0.00, 0.96]	0.82
6	80 [14, 192]	0.2 [0.0, 2.4]	0.07 [0.00, 0.75]	0.58
23	75 [12, 221]	0.0 [0.0, 0.6]	0.00 [0.00, 0.31]	0.19
11	1406 [1221, 1588]	0.7 [0.0, 13.3]	0.01 [0.00, 0.24]	0.18
7	2544 [2151, 2957]	0.6 [0.0, 11.1]	0.01 [0.00, 0.12]	0.09
13	1221 [1057, 1391]	0.2 [0.0, 4.2]	0.00 [0.00, 0.10]	0.07
21	2061 [1840, 2293]	0.1 [0.0, 0.9]	0.00 [0.00, 0.01]	0.01
2	168 [40, 375]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0
3	170 [48, 314]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0
4	1498 [1365, 1632]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0
5	133 [15, 406]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0
8	1098 [958, 1240]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0
9	1419 [1222, 1615]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0
10	5171 [4982, 5361]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0
12	157 [22, 404]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0
14	467 [140, 817]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0
15	3978 [3779, 4175]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0
16	2711 [2499, 2931]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0
17	1558 [1222, 1895]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0
18	1042 [877, 1209]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0
19	313 [118, 515]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0
20	294 [79, 554]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0
22	674 [332, 1022]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0
24	126 [22, 317]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0
25	59 [9, 176]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0
National	28639 [27342, 29949]	3.1 [0.5, 30.6]	0.00 [0.00, 0.03]	0.02

Tableau 14. Probabilité d'extinction à 30 ans de chaque sous-population de Cormoran huppé selon les deux scénarios : (i) le scénario de référence sans parc éolien et donc sans impact ; et (ii) le scénario avec impact. La dernière colonne montre l'augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans liée à l'ajout de l'impact « collision » des 7 parcs éoliens. Les sous-populations sont triées par ordre décroissant de probabilité d'extinction (avec impact).

Pop	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
25	0.10	0.10	0%
23	0.07	0.07	2%
6	0.05	0.06	15%
1	0.03	0.05	53%
5	0.04	0.04	0%
24	0.03	0.03	0%
12	0.02	0.02	0%
2	0.01	0.01	0%
3	0.01	0.01	0%
4	0	0	0%
7	0	0	0%
8	0	0	0%
9	0	0	0%
10	0	0	0%
11	0	0	0%
13	0	0	0%
14	0	0	0%
15	0	0	0%
16	0	0	0%
17	0	0	0%
18	0	0	0%
19	0	0	0%
20	0	0	0%
21	0	0	0%
22	0	0	0%
National	0.00	0.00	0%

11.1.5 Goéland brun (*Larus fuscus*)

Données disponibles

Le jeu de données de 2009 à 2021 sur le Goéland brun comptabilisait 305 colonies naturelles (63 colonies urbaines n'ont pas été incluses dans les analyses), qui ont été regroupées en 35 sous-populations.

A l'échelle nationale, le nombre de collisions annuelles cumulé sur les 7 parcs éoliens a été estimé à environ 106 mortalités/an pour cette espèce pour une taille de population d'environ 44000 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.24%. La sous-population la plus exposée aux collisions totalise environ 1.6 mortalités/an pour un effectif d'environ 100 individus, soit un taux de mortalité par individu de 1.93%. Une seule sous-populations n'est *a priori* exposée à aucune collision avec les 7 parcs éoliens. Ces résultats sont issus d'un taux de mortalité correspondant à un taux d'évitement >99%, qui n'est pas le taux le plus « précautionneux » (cf. page 32 et annexe 6).

Résultats de l'analyse d'impact

A l'échelle nationale (arc atlantique français), l'impact démographique relatif à 30 ans sur la métapopulation de Goéland brun est estimé à environ 10% (Tableau 15). L'estimation d'impact à l'échelle nationale est assez précise (Figure 10), avec un intervalle de confiance à 95% compris entre 4% et 10%, pour une valeur médiane estimée à 6%. La probabilité d'extinction à 30 ans de la métapopulation nationale est nulle pour les deux scénarios, avec et sans impact (Tableau 16).

A l'échelle locale, l'impact des collisions prédites sur les sous-populations varie entre 0% et 100% (Tableau 15 ; Figure 11). L'impact attendu est nul pour seulement 1 sous-population.

Le risque d'extinction à 30 ans est supérieur à 5% pour 18 sous-populations selon le scénario sans impact, et également pour 18 sous-populations selon le scénario avec impact. En moyenne, l'impact cumulé des collisions fait augmenter le risque d'extinction à 30 ans de 10%.

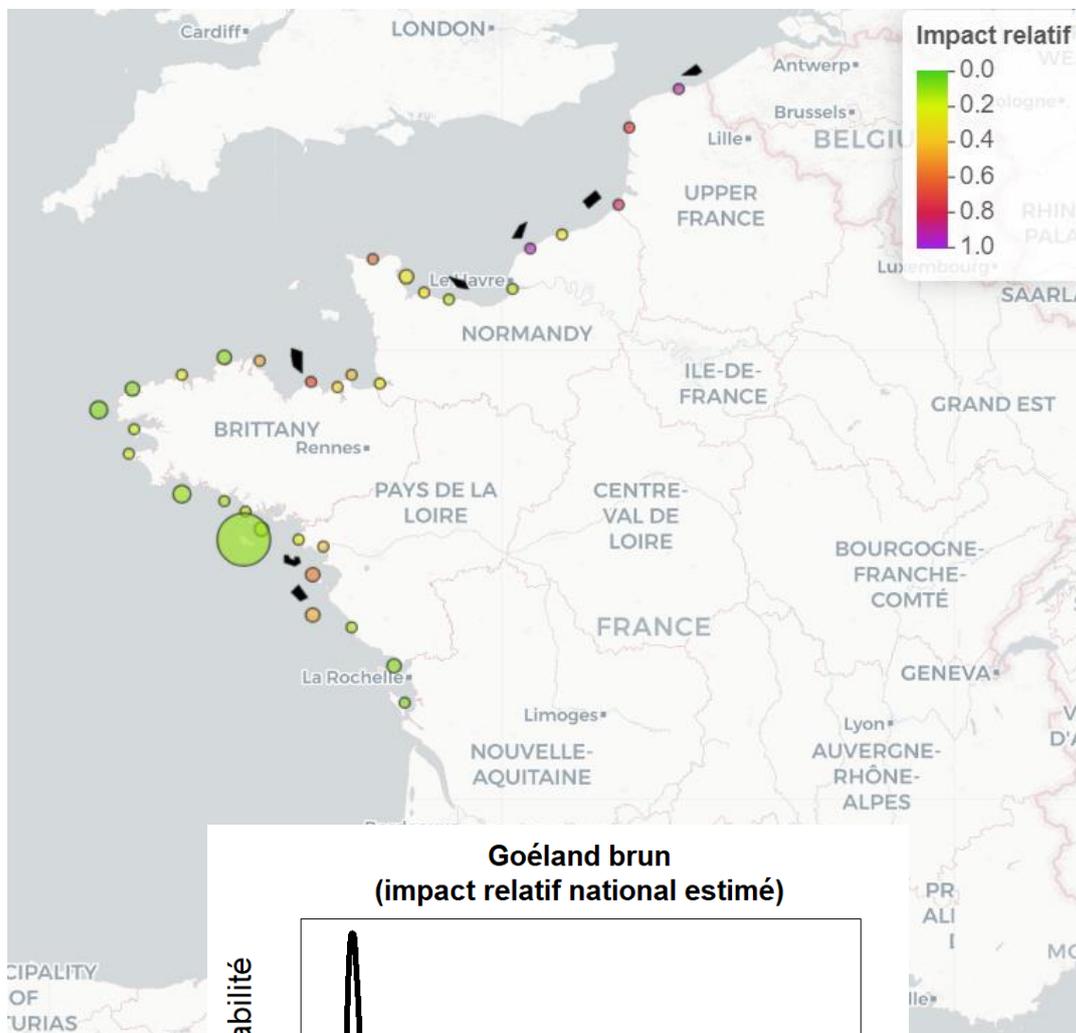


Figure 11. Cartographie à gradient de couleur proportionnelle à la

Goéland brun. Le diamètre des cercles est

Figure 10. Distribution de probabilité de l'impact démographique relatif des collisions sur la population nationale de Goéland brun.

Colonies numérotées : Goéland brun (Larus fuscus)



Tableau 15. Résultats de l'analyse d'impact démographique sur le Goéland brun. Les sous-populations (« Pop ») sont numérotés par ordre croissant du Nord vers le Sud (Pop 1 = la plus au Nord). Le tableau est trié par ordre décroissant selon l'impact estimé pour chaque sous-population. Les I.C. à 95% sont fournis entre crochets.

Pop	Taille de population initiale (2021) estimée	Nombre de mortalités annuelles estimé	Impact relatif estimé (médiane)	Impact estimé (quantile 95%)
5	82 [9, 292]	1.6 [0.8, 3.4]	0.38 [0.09, 1.00]	1.00
1	153 [15, 554]	2.3 [1.4, 4.0]	0.33 [0.09, 1.00]	0.95
3	108 [11, 380]	1.1 [0.5, 2.8]	0.23 [0.04, 1.00]	0.85
2	716 [136, 1384]	9.4 [5.6, 17.1]	0.33 [0.15, 0.88]	0.76
15	102 [10, 357]	0.9 [0.5, 1.4]	0.19 [0.03, 0.95]	0.71
6	127 [65, 281]	1.5 [0.9, 2.7]	0.27 [0.00, 0.70]	0.60
29	1099 [673, 1525]	13.7 [5.4, 33.7]	0.31 [0.12, 0.65]	0.59
30	1388 [1082, 1701]	12.5 [4.2, 32.7]	0.23 [0.08, 0.52]	0.47
12	576 [105, 1127]	3.2 [2.0, 5.1]	0.15 [0.06, 0.58]	0.44
14	137 [17, 386]	0.5 [0.4, 0.8]	0.10 [0.02, 0.56]	0.42
28	173 [19, 482]	0.6 [0.3, 1.2]	0.09 [0.02, 0.55]	0.40
17	600 [271, 930]	4.0 [2.4, 6.2]	0.18 [0.09, 0.39]	0.33
4	101 [10, 368]	0.2 [0.1, 0.4]	0.05 [0.00, 0.41]	0.30
9	74 [9, 255]	0.1 [0.1, 0.2]	0.05 [0.00, 0.40]	0.29
7	1300 [1032, 1574]	8.2 [5.1, 14.9]	0.17 [0.10, 0.30]	0.27
18	91 [10, 303]	0.1 [0.1, 0.2]	0.04 [0.00, 0.33]	0.24
13	227 [23, 680]	0.2 [0.2, 0.4]	0.03 [0.00, 0.25]	0.18
26	171 [15, 695]	0.1 [0.1, 0.2]	0.02 [0.00, 0.25]	0.17
20	200 [23, 525]	0.1 [0.1, 0.2]	0.03 [0.00, 0.20]	0.13
21	161 [18, 480]	0.1 [0.1, 0.1]	0.02 [0.00, 0.20]	0.12
24	126 [12, 456]	0.1 [0.0, 0.1]	0.01 [0.00, 0.20]	0.12
8	74 [8, 258]	0.0 [0.0, 0.1]	0.00 [0.00, 0.20]	0.12
10	104 [10, 387]	0.0 [0.0, 0.1]	0.01 [0.00, 0.18]	0.11
31	99 [11, 354]	0.0 [0.0, 0.1]	0.00 [0.00, 0.15]	0.10
23	400 [99, 729]	0.4 [0.2, 0.6]	0.03 [0.01, 0.12]	0.09
22	3290 [2559, 4037]	5.8 [3.8, 9.3]	0.05 [0.03, 0.09]	0.08
25	1810 [1000, 2606]	2.8 [1.7, 4.8]	0.04 [0.02, 0.10]	0.08
11	2145 [1635, 2656]	3.1 [2.0, 4.6]	0.04 [0.02, 0.07]	0.06
27	20330 [19587, 21093]	26.1 [15.5, 47.7]	0.04 [0.02, 0.07]	0.06
32	1249 [975, 1532]	1.2 [0.7, 2.2]	0.03 [0.01, 0.06]	0.05
16	1803 [1078, 2535]	1.2 [0.8, 2.0]	0.02 [0.01, 0.04]	0.04
19	3967 [3391, 4557]	2.7 [1.7, 4.4]	0.02 [0.01, 0.03]	0.03
33	111 [11, 407]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.06]	0.03
34	312 [80, 568]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.03]	0.02
35	72 [8, 246]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
National	43964 [41421, 46646]	106.5 [66.7, 180.0]	0.06 [0.04, 0.10]	0.10

Tableau 16. Probabilité d'extinction à 30 ans de chaque sous-population de Goéland brun selon les deux scénarios : (i) le scénario de référence sans parc éolien et donc sans impact ; et (ii) le scénario avec impact. La dernière colonne montre l'augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans liée à l'ajout de l'impact « collision » des 7 parcs éoliens. Les sous-populations sont triées par ordre décroissant de probabilité d'extinction (avec impact).

Pop	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
5	0.16	0.21	37%
9	0.17	0.18	3%
35	0.18	0.18	0%
8	0.17	0.17	1%
3	0.12	0.15	26%
15	0.13	0.15	17%
4	0.13	0.14	4%
18	0.14	0.14	3%
1	0.08	0.13	51%
10	0.13	0.13	1%
31	0.13	0.13	1%
33	0.12	0.12	0%
24	0.10	0.10	2%
14	0.08	0.09	10%
6	0.07	0.08	19%
26	0.08	0.08	3%
28	0.06	0.07	12%
21	0.07	0.07	2%
13	0.05	0.05	5%
20	0.05	0.05	3%
2	<0.01	0.01	247%
12	<0.01	0.01	82%
23	<0.01	0.01	6%
34	0.01	0.01	1%
17	0	<0.01	115%
7	0	0	0%
11	0	0	0%
16	0	0	0%
19	0	0	0%
22	0	0	0%
25	0	0	0%
27	0	0	0%
29	0	0	0%
30	0	0	0%
32	0	0	0%
National	0.00	0.00	0%

11.1.6 Goéland argenté (*Larus argentatus*)

Données disponibles

Le jeu de données de 2009 à 2021 sur le Goéland argenté comptabilisait 584 colonies naturelles (88 colonies urbaines n'ont pas été incluses dans les analyses), regroupées en 44 sous-populations.

A l'échelle nationale, le nombre de collisions annuelles cumulé sur les 7 parcs éoliens a été estimé à environ 275 mortalités/an pour cette espèce pour une taille de population d'environ 113700 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.24%. La sous-population la plus exposée aux collisions totalise environ 74 mortalités/an pour un effectif d'environ 3100 individus, soit un taux de mortalité par individu de 2.40%. Enfin, 15 sous-populations ne sont a priori exposées à aucune collision avec les 7 parcs éoliens.

Résultats de l'analyse d'impact

A l'échelle nationale (arc atlantique français), l'impact démographique relatif à 30 ans sur la métapopulation de Goéland argenté est estimé à environ 7% (

Tableau 17). L'estimation d'impact à l'échelle nationale est très précise (Figure 12), avec un intervalle de confiance à 95% compris entre 4% et 8%, pour une valeur médiane estimée à 6%. La probabilité d'extinction à 30 ans de la métapopulation nationale est nulle pour les deux scénarios, avec et sans impact (Tableau 18).

A l'échelle locale, l'impact des collisions prédites sur les sous-populations varie entre 0% et 93% (

Tableau 17 ; Figure 13). Pour 16 sous-populations, l'impact attendu est nul.

Le risque d'extinction à 30 ans est supérieur à 5% pour 2 sous-populations selon le scénario sans impact, et pour 3 sous-populations selon le scénario avec impact. En moyenne, l'impact cumulé des collisions fait augmenter le risque d'extinction à 30 ans de 27%.

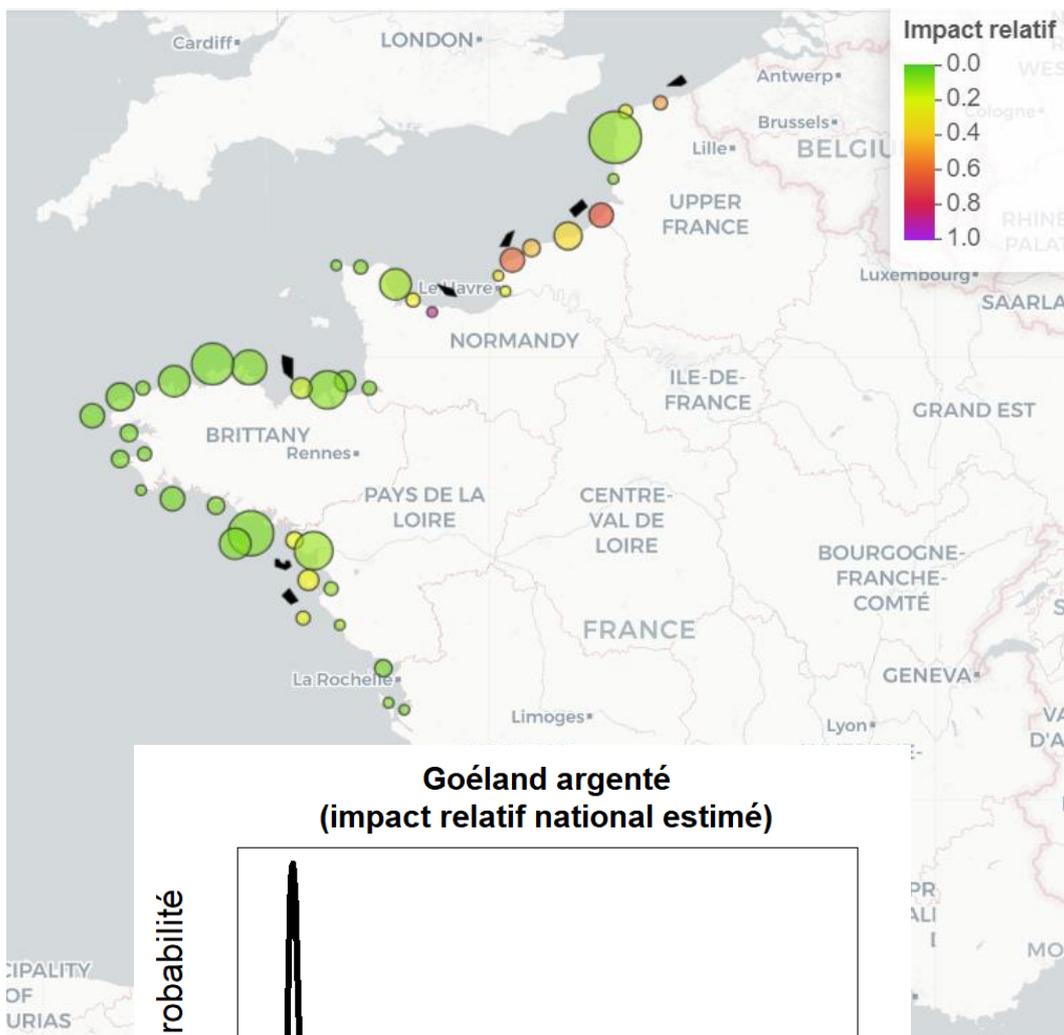
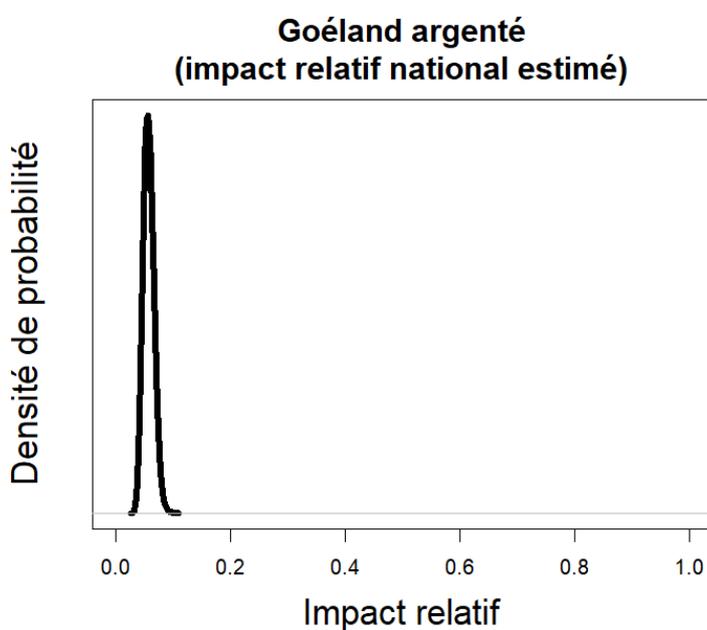


Figure 13. Car gradient de cc proportionnel



land argenté. Le le des cercles est

Figure 12. Distribution de probabilité de l'impact démographique relatif des collisions sur la population nationale de Goéland argenté.

Colonies numérotées : Goéland argenté (*Larus argentatus*)



Tableau 17. Résultats de l'analyse d'impact démographique sur le Goéland argenté. Les sous-populations (« Pop ») sont numérotés par ordre croissant du Nord vers le Sud (Pop 1 = la plus au Nord). Le tableau est trié par ordre décroissant selon l'impact estimé pour chaque sous-population. Les I.C. à 95% sont fournis entre crochets.

Pop	Taille de population initiale (2021) estimée	Nombre de mortalités annuelles estimé	Impact relatif estimé (médiane)	Impact estimé (quantile 95%)
15	251 [36, 767]	4.3 [2.9, 6.5]	0.38 [0.13, 1.00]	0.93
5	3096 [2558, 3652]	74.4 [40.2, 133.6]	0.51 [0.31, 0.74]	0.70
8	3491 [2965, 4035]	59.1 [21.8, 136.7]	0.39 [0.16, 0.69]	0.65
1	585 [116, 1479]	3.9 [2.2, 6.3]	0.17 [0.06, 0.65]	0.51
7	1394 [895, 1892]	12.2 [5.1, 26.6]	0.23 [0.09, 0.47]	0.43
6	3992 [3469, 4531]	35.0 [20.1, 58.7]	0.23 [0.13, 0.36]	0.33
11	295 [36, 915]	0.7 [0.3, 1.3]	0.06 [0.01, 0.42]	0.30
36	2481 [1687, 3250]	11.9 [6.3, 22.8]	0.13 [0.07, 0.26]	0.23
14	766 [387, 1142]	3.4 [2.2, 5.1]	0.12 [0.06, 0.26]	0.22
33	1886 [620, 3534]	5.4 [3.4, 8.6]	0.08 [0.04, 0.25]	0.20
38	1228 [725, 1731]	3.8 [1.6, 8.3]	0.09 [0.03, 0.21]	0.18
2	627 [238, 1164]	1.6 [1.0, 2.4]	0.07 [0.03, 0.21]	0.18
13	282 [49, 891]	0.3 [0.2, 0.5]	0.04 [0.00, 0.25]	0.18
21	2406 [1428, 3374]	5.0 [2.5, 9.8]	0.06 [0.03, 0.13]	0.12
12	5609 [5151, 6079]	9.8 [6.4, 14.7]	0.05 [0.03, 0.08]	0.07
39	144 [21, 459]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.11]	0.07
35	7414 [6796, 8050]	9.9 [5.9, 16.5]	0.04 [0.02, 0.06]	0.06
3	10530 [9250, 11791]	12.8 [8.4, 19.1]	0.03 [0.02, 0.05]	0.05
37	518 [107, 1278]	0.1 [0.0, 0.1]	0.00 [0.00, 0.07]	0.04
4	270 [47, 733]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.07]	0.04
10	1170 [726, 1616]	0.5 [0.4, 0.8]	0.02 [0.01, 0.04]	0.03
20	6845 [6160, 7574]	3.9 [1.9, 7.6]	0.02 [0.01, 0.03]	0.03
32	8756 [7438, 10076]	4.1 [2.4, 6.9]	0.01 [0.01, 0.02]	0.02
34	5360 [4426, 6349]	2.4 [1.4, 4.2]	0.01 [0.01, 0.02]	0.02
23	902 [517, 1301]	0.2 [0.1, 0.3]	0.01 [0.00, 0.03]	0.02
16	6243 [5045, 7470]	1.8 [0.9, 3.6]	0.01 [0.00, 0.02]	0.02
19	2320 [1884, 2770]	0.6 [0.3, 1.1]	0.01 [0.00, 0.02]	0.02
31	1859 [1262, 2453]	0.1 [0.1, 0.2]	0.00 [0.00, 0.01]	0.01
17	7630 [6820, 8450]	0.4 [0.2, 0.8]	0.00 [0.00, 0.01]	0.00
9	310 [33, 1027]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
18	5053 [4111, 6007]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
22	647 [91, 1580]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
24	4722 [3711, 5723]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
25	3172 [2298, 4031]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
26	1934 [1248, 2621]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
27	736 [173, 1519]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
28	1384 [693, 2069]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
29	339 [53, 1085]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
30	3671 [2443, 4870]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
40	1537 [1141, 1935]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00

Pop	Taille de population initiale (2021) estimée	Nombre de mortalités annuelles estimé	Impact relatif estimé (médiane)	Impact estimé (quantile 95%)
41	309 [62, 902]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
42	288 [38, 911]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
43	182 [28, 496]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
44	407 [85, 926]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
National	113715 [107127, 120529]	275.3 [186.7, 409.0]	0.06 [0.04, 0.08]	0.07

Tableau 18. Probabilité d'extinction à 30 ans de chaque sous-population de Goéland argenté selon les deux scénarios : (i) le scénario de référence sans parc éolien et donc sans impact ; et (ii) le scénario avec impact. La dernière colonne montre l'augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans liée à l'ajout de l'impact « collision » des 7 parcs éoliens. Les sous-populations sont triées par ordre décroissant de probabilité d'extinction (avec impact).

Pop	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
39	0.11	0.11	1%
15	0.05	0.09	77%
43	0.07	0.07	0%
11	0.05	0.05	9%
9	0.05	0.05	0%
42	0.05	0.05	0%
13	0.04	0.04	4%
4	0.04	0.04	0%
29	0.03	0.03	0%
41	0.03	0.03	0%
44	0.02	0.02	0%
1	0.01	0.01	57%
37	0.01	0.01	1%
22	0.01	0.01	0%
33	0	0	17%
2	0	0	12%
3	0	0	0%
5	0	0	0%
6	0	0	0%
7	0	0	0%
8	0	0	0%
10	0	0	0%
12	0	0	0%
14	0	0	0%
16	0	0	0%
17	0	0	0%
18	0	0	0%
19	0	0	0%
20	0	0	0%

Pop	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
21	0	0	0%
23	0	0	0%
24	0	0	0%
25	0	0	0%
26	0	0	0%
27	0	0	0%
28	0	0	0%
30	0	0	0%
31	0	0	0%
32	0	0	0%
34	0	0	0%
35	0	0	0%
36	0	0	0%
38	0	0	0%
40	0	0	0%
National	0.00	0.00	0%

11.1.7 Grand cormoran (*Phalacrocorax carbo*)

Données disponibles

Le jeu de données de 2009 à 2021 sur le Grand cormoran comptabilisait 94 colonies regroupées en 37 sous-populations.

A l'échelle nationale, le nombre de collisions annuelles cumulé sur les 7 parcs éoliens a été estimé à environ 25 mortalités/an pour cette espèce pour une taille de population d'environ 17200 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.14%. La sous-population la plus exposée aux collisions totalise environ 9.7 mortalités/an pour un effectif d'environ 1400 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.72%. Enfin, 27 sous-populations ne sont *a priori* exposées à aucune collision avec les 7 parcs éoliens.

Résultats de l'analyse d'impact

A l'échelle nationale (arc atlantique français), l'impact démographique relatif à 30 ans sur la métapopulation de Grand cormoran est estimé à environ 8% (Tableau 19). L'estimation d'impact à l'échelle nationale est assez précise (Figure 14), avec un intervalle de confiance à 95% compris entre 1% et 9%, pour une valeur médiane estimée à 3%. La probabilité d'extinction à 30 ans de la métapopulation nationale est nulle pour les deux scénarios, avec et sans impact (Tableau 20).

A l'échelle locale, l'impact des collisions prédites sur les sous-populations varie entre 0% et 67% (Tableau 19 ; Figure 15). Pour 27 sous-populations, l'impact attendu est nul.

Le risque d'extinction à 30 ans est supérieur à 5% pour 5 sous-populations selon le scénario sans impact, et également pour 5 sous-populations selon le scénario avec impact. En moyenne, l'impact cumulé des collisions fait augmenter le risque d'extinction à 30 ans de 0%.

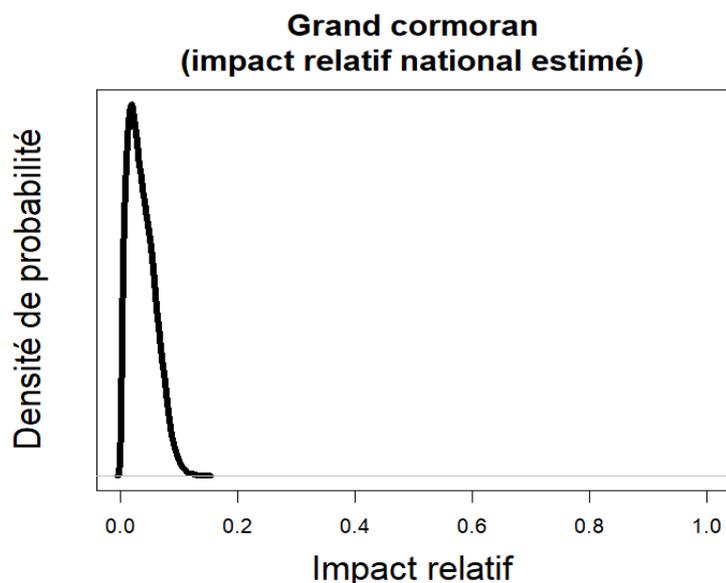


Figure 14. Distribution de probabilité de l'impact démographique relatif des collisions sur la population nationale de Grand cormoran.

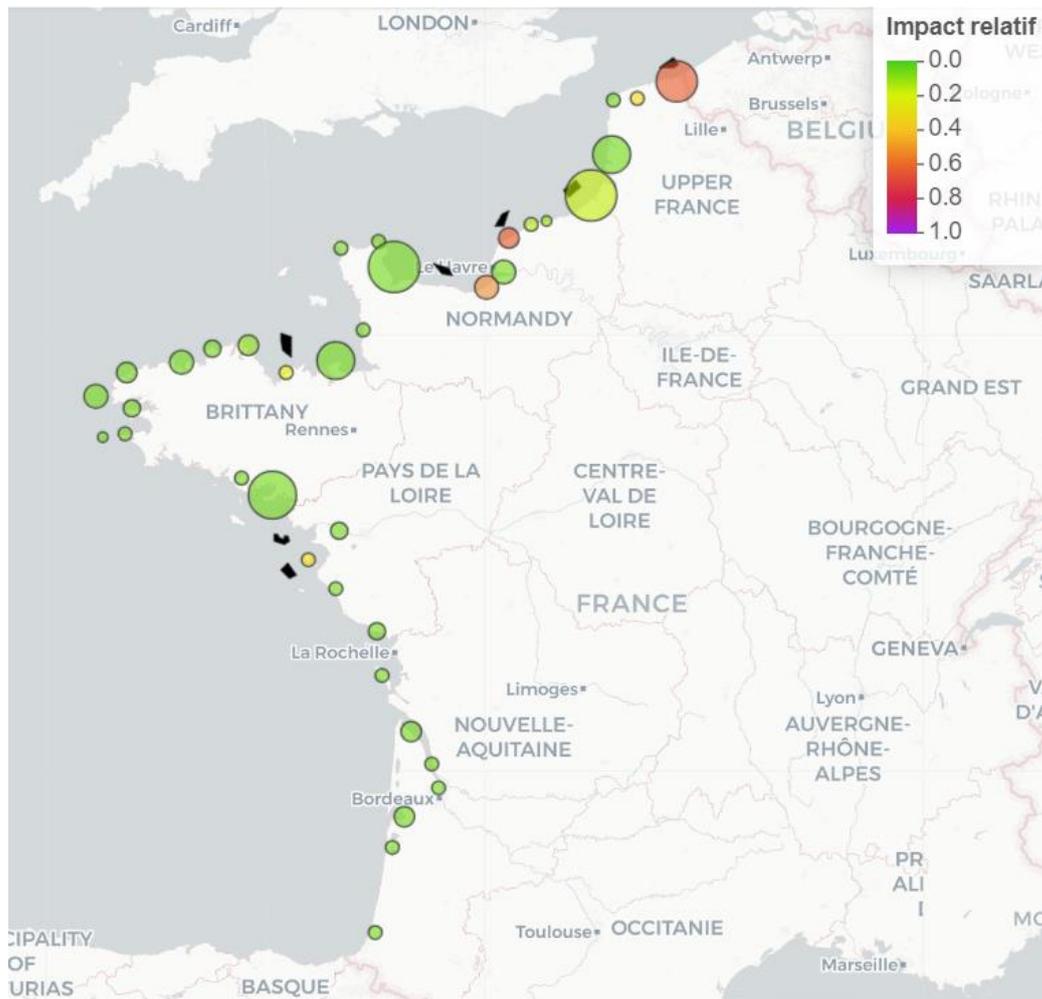


Figure 15. Cartographie de l'impact estimé pour chaque sous-population de Grand cormoran. Le gradient de couleur indique la force d'impact relatif estimée (voir légende). La taille des cercles est proportionnelle à la taille relative des différentes sous-populations.

Colonies numérotées : Grand cormoran (Phalacrocorax carbo)



Tableau 19. Résultats de l'analyse d'impact démographique sur le Grand cormoran. Les sous-populations (« Pop ») sont numérotés par ordre croissant du Nord vers le Sud (Pop 1 = la plus au Nord). Le tableau est trié par ordre décroissant selon l'impact estimé pour chaque sous-population. Les I.C. à 95% sont fournis entre crochets.

Pop	Taille de population initiale (2021) estimée	Nombre de mortalités annuelles estimé	Impact relatif estimé (médiane)	Impact estimé (quantile 95%)
8	495 [364, 627]	2.5 [0.1, 23.7]	0.13 [0.00, 0.77]	0.67
1	1351 [1213, 1498]	9.7 [0.7, 57.9]	0.19 [0.01, 0.72]	0.66
13	636 [436, 835]	4.2 [0.3, 18.6]	0.17 [0.01, 0.60]	0.54
2	209 [49, 465]	0.4 [0.0, 2.3]	0.05 [0.00, 0.43]	0.33
28	120 [24, 279]	0.3 [0.0, 1.0]	0.06 [0.00, 0.40]	0.31
19	183 [85, 281]	0.2 [0.0, 1.6]	0.03 [0.00, 0.27]	0.21
5	1774 [1627, 1928]	1.2 [0.0, 10.4]	0.02 [0.00, 0.16]	0.13
7	91 [10, 277]	0.0 [0.0, 0.2]	0.00 [0.00, 0.20]	0.12
6	57 [8, 171]	0.0 [0.0, 0.1]	0.00 [0.00, 0.11]	0.06
15	388 [184, 608]	0.1 [0.0, 0.6]	0.01 [0.00, 0.07]	0.05
3	196 [81, 310]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
4	1238 [1098, 1388]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
9	145 [33, 322]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
10	142 [27, 356]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
11	1762 [1651, 1882]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
12	632 [519, 742]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
14	154 [31, 377]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
16	306 [150, 462]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
17	1237 [1124, 1358]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
18	567 [450, 684]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
20	385 [278, 490]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
21	536 [415, 657]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
22	336 [240, 434]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
23	137 [25, 349]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
24	65 [11, 162]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
25	166 [42, 298]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
26	1579 [1399, 1751]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
27	265 [97, 464]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
29	115 [22, 268]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
30	317 [180, 452]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
31	86 [12, 210]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
32	396 [191, 606]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
33	81 [18, 181]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
34	125 [29, 300]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
35	486 [375, 598]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
36	156 [42, 274]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
37	138 [35, 251]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
National	17189 [16053, 18378]	24.6 [3.4, 77.4]	0.03 [0.01, 0.09]	0.08

Tableau 20. Probabilité d'extinction à 30 ans de chaque sous-population de Grand cormoran selon les deux scénarios : (i) le scénario de référence sans parc éolien et donc sans impact ; et (ii) le scénario avec impact. La dernière colonne montre l'augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans liée à l'ajout de l'impact « collision » des 7 parcs éoliens. Les sous-populations sont triées par ordre décroissant de probabilité d'extinction (avec impact).

Pop	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
6	0.15	0.15	0%
24	0.12	0.12	0%
7	0.09	0.09	1%
31	0.08	0.08	0%
33	0.08	0.08	0%
28	0.05	0.05	6%
29	0.05	0.05	0%
10	0.04	0.04	0%
23	0.04	0.04	0%
34	0.04	0.04	0%
9	0.03	0.03	0%
14	0.03	0.03	0%
2	0.01	0.02	11%
37	0.02	0.02	0%
25	0.01	0.01	0%
36	0.01	0.01	0%
8	0	0	0%
19	0	<0.01	5%
1	0	0	0%
3	0	0	0%
4	0	0	0%
5	0	0	0%
11	0	0	0%
12	0	0	0%
13	0	0	0%
15	0	0	0%
16	0	0	0%
17	0	0	0%
18	0	0	0%
20	0	0	0%
21	0	0	0%
22	0	0	0%
26	0	0	0%
27	0	0	0%
30	0	0	0%
32	0	0	0%
35	0	0	0%
National	0.00	0.00	0%

11.1.8 Mouette mélanocéphale (*Ichthyaetus melanocephalus*)

Données disponibles

Le jeu de données de 2009 à 2021 sur la Mouette mélanocéphale comptabilisait 27 colonies regroupées en 10 sous-populations.

A l'échelle nationale, le nombre de collisions annuelles cumulé sur les 7 parcs éoliens a été estimé à environ 0.8 mortalité/an pour cette espèce pour une taille de population d'environ 11100 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.01%. La sous-population la plus exposée aux collisions totalise environ 0.1 mortalité/an pour un effectif d'environ 600 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.02%. Enfin, 5 sous-populations sur les 10 ne sont *a priori* exposées à aucune collision avec les 7 parcs éoliens.

Résultats de l'analyse d'impact

A l'échelle nationale (arc atlantique français), l'impact démographique relatif à 30 ans sur la métapopulation de Mouette mélanocéphale est estimé comme étant nul (0% ; Tableau 21). Cette estimation d'impact à l'échelle nationale est très précise (Figure 16), avec un intervalle de confiance à 95% compris entre 0% et 0%, pour une valeur médiane estimée elle aussi à 0%. La probabilité d'extinction à 30 ans de la métapopulation nationale est nulle pour les deux scénarios (Tableau 22).

A l'échelle locale, l'impact des collisions prédites sur les sous-populations varie entre 0% et 3% (Tableau 21 ; Figure 17). L'impact attendu est totalement nul pour 7 sous-populations parmi les 10.

Le risque d'extinction à 30 ans n'est supérieur à 5% pour aucune sous-population, selon les

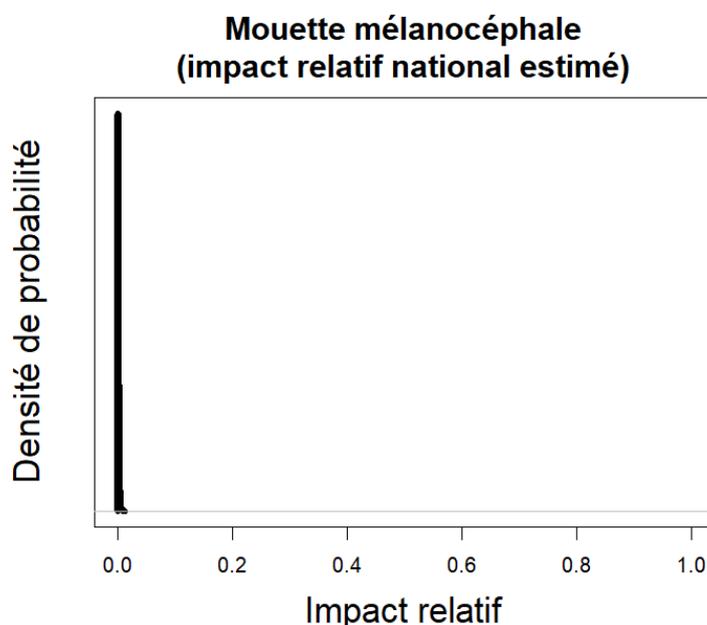


Figure 16. Distribution de probabilité de l'impact démographique relatif des collisions sur la population nationale de Mouette mélanocéphale.

deux scénarios (sans et avec impact).

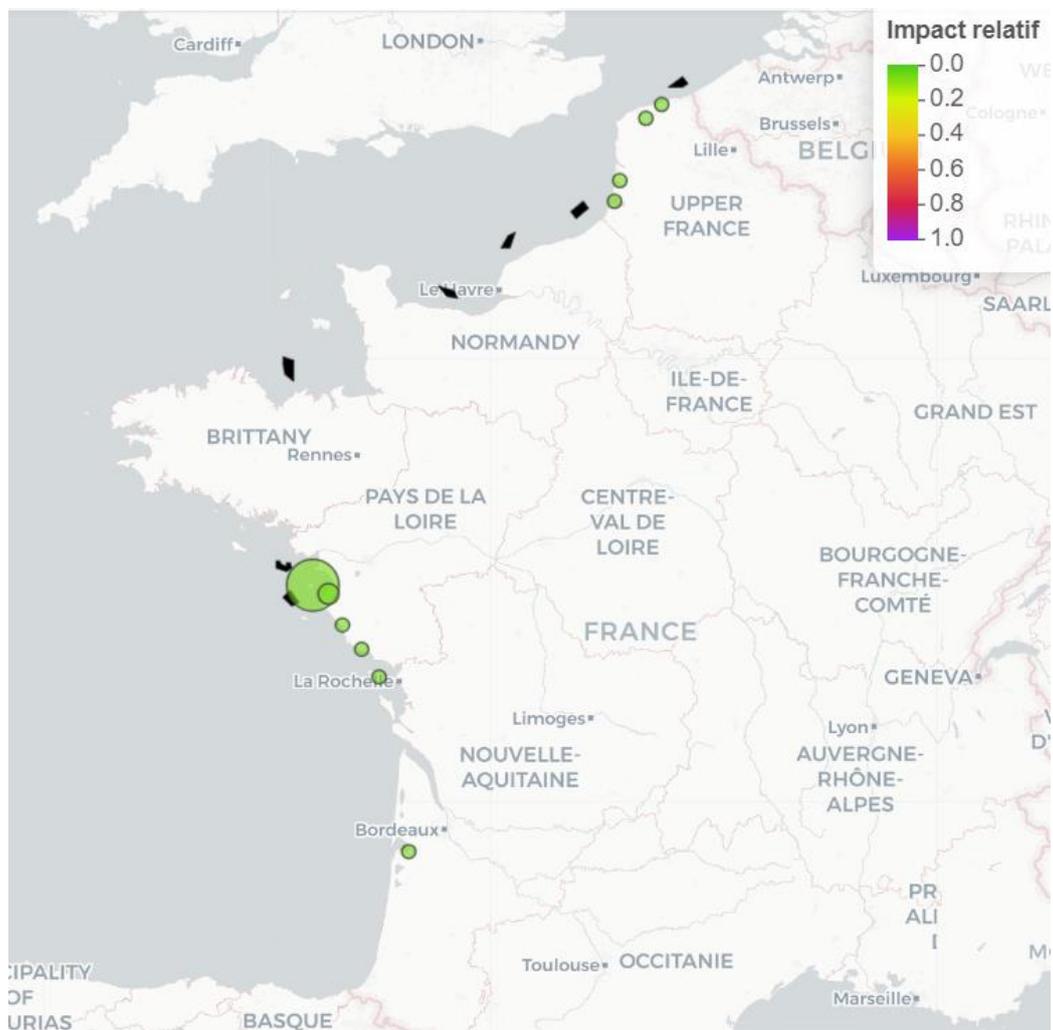


Figure 17. Cartographie de l'impact estimé pour chaque sous-population de Mouette mélanocéphale. Le gradient de couleur indique la force d'impact relatif estimée (voir légende). La taille des cercles est proportionnelle à la taille relative des différentes sous-populations.

Colonies numérotées : Mouette mélanocéphale (*Ichthyæetus melanocephalus*)



Tableau 21. Résultats de l'analyse d'impact démographique sur la Mouette mélanocéphale. Les sous-populations (« Pop ») sont numérotés par ordre croissant du Nord vers le Sud (Pop 1 = la plus au Nord). Le tableau est trié par ordre décroissant selon l'impact estimé pour chaque sous-population. Les I.C. à 95% sont fournis entre crochets.

Pop	Taille de population initiale (2021) estimée	Nombre de mortalités annuelles estimé	Impact relatif estimé (médiane)	Impact estimé (quantile 95%)
3	575 [206, 1252]	0.1 [0.0, 0.5]	0.00 [0.00, 0.04]	0.03
4	547 [110, 1292]	0.1 [0.0, 0.3]	0.00 [0.00, 0.03]	0.02
5	6090 [5079, 7172]	0.5 [0.2, 1.3]	0.00 [0.00, 0.01]	0.01
6	1412 [515, 2371]	0.1 [0.0, 0.2]	0.00 [0.00, 0.01]	0.00
1	441 [84, 1134]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
2	447 [85, 1167]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
7	354 [72, 935]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
8	396 [72, 1048]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
9	280 [48, 827]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
10	275 [46, 819]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
National	11138 [8868, 13733]	0.8 [0.4, 1.9]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00

Tableau 22. Probabilité d'extinction à 30 ans de chaque sous-population de Mouette mélanocéphale selon les deux scénarios : (i) le scénario de référence sans parc éolien et donc sans impact ; et (ii) le scénario avec impact. La dernière colonne montre l'augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans liée à l'ajout de l'impact « collision » des 7 parcs éoliens. Les sous-populations sont triées par ordre décroissant de probabilité d'extinction (avec impact).

Pop	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
4	0	<0.01	5%
1	0	0	0%
2	0	0	0%
3	0	0	0%
5	0	0	0%
6	0	0	0%
7	0	0	0%
8	0	0	0%
9	0	0	0%
10	0	0	0%
National	0.00	0.00	0%

11.1.9 Mouette rieuse (*Chroicocephalus ridibundus*)

Données disponibles

Le jeu de données de 2009 à 2021 sur la Mouette rieuse comptabilisait 50 colonies regroupées en 21 sous-populations.

A l'échelle nationale, le nombre de collisions annuelles cumulé sur les 7 parcs éoliens a été estimé à environ 1.8 mortalités/an pour cette espèce pour une taille de population d'environ 18900 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.01%. La sous-population la plus exposée aux collisions totalise environ 1.0 mortalités/an pour un effectif d'environ 360 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.28%. Enfin, 9 sous-populations sur 21 ne sont *a priori* exposées à aucune collision avec les 7 parcs éoliens.

Résultats de l'analyse d'impact

A l'échelle nationale (arc atlantique français), l'impact démographique relatif à 30 ans sur la métapopulation de Mouette rieuse est estimé à environ 1% (Tableau 23). L'estimation d'impact à l'échelle nationale est très précise (Figure 18), avec un intervalle de confiance à 95% compris entre 0% et 1%, pour une valeur médiane estimée à 0%. La probabilité d'extinction à 30 ans de la métapopulation nationale est nulle pour les deux scénarios, avec et sans impact (Tableau 24).

A l'échelle locale, l'impact des collisions prédites sur les sous-populations varie entre 0% et 36% (Tableau 23 ; Figure 19). Pour 16 sous-populations, l'impact attendu est nul.

Le risque d'extinction à 30 ans n'est supérieur à 5% pour aucune sous-population, selon les deux scénarios (sans et avec impact).

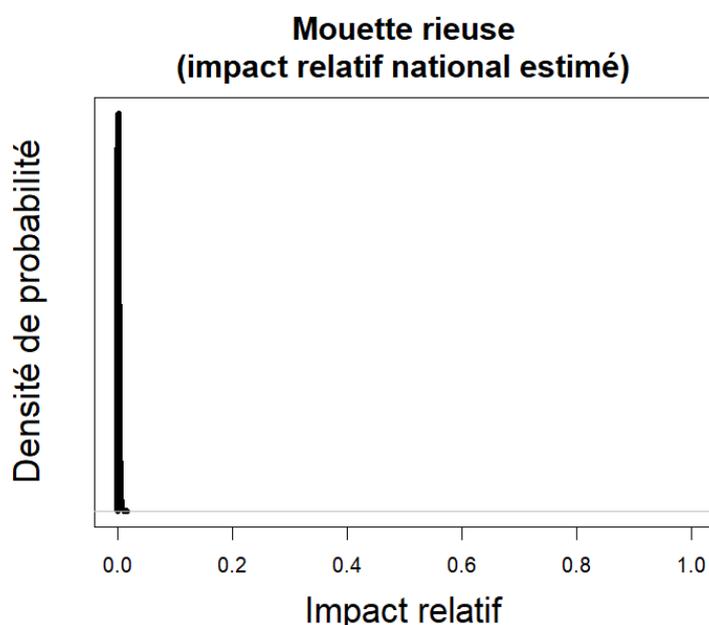


Figure 18. Distribution de probabilité de l'impact démographique relatif des collisions sur la population nationale de Mouette rieuse.

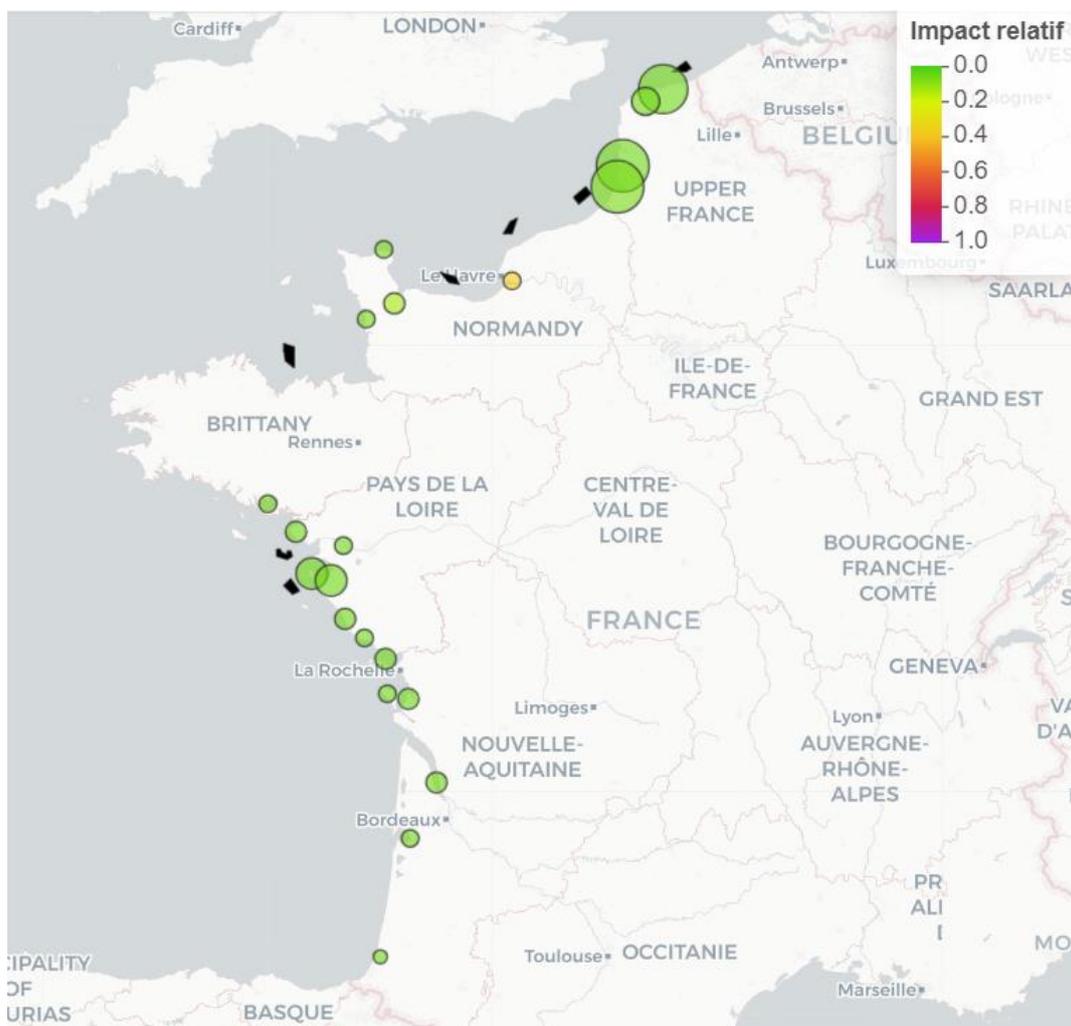


Figure 19. Cartographie de l'impact estimé pour chaque sous-population de Mouette rieuse. Le gradient de couleur indique la force d'impact relatif estimée (voir légende). La taille des cercles est proportionnelle à la taille relative des différentes sous-populations.

Colonies numérotées : Mouette rieuse (*Chroicocephalus ridibundus*)



Tableau 23. Résultats de l'analyse d'impact démographique sur le Mouette rieuse. Les sous-populations (« Pop ») sont numérotés par ordre croissant du Nord vers le Sud (Pop 1 = la plus au Nord). Le tableau est trié par ordre décroissant selon l'impact estimé pour chaque sous-population. Les I.C. à 95% sont fournis entre crochets.

Pop	Taille de population initiale (2021) estimée	Nombre de mortalités annuelles estimé	Impact relatif estimé (médiane)	Impact estimé (quantile 95%)
6	365 [56, 1166]	1.0 [0.3, 2.8]	0.08 [0.01, 0.48]	0.36
7	537 [87, 1567]	0.3 [0.1, 0.8]	0.01 [0.00, 0.12]	0.08
5	403 [69, 1165]	0.0 [0.0, 0.1]	0.00 [0.00, 0.02]	0.01
8	371 [62, 1077]	0.0 [0.0, 0.1]	0.00 [0.00, 0.02]	0.01
4	2567 [1677, 3629]	0.2 [0.1, 0.6]	0.00 [0.00, 0.01]	0.01
11	446 [76, 1236]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.01]	0.00
3	2484 [1581, 3588]	0.1 [0.0, 0.3]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
12	1358 [687, 2141]	0.0 [0.0, 0.1]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
13	1371 [498, 2243]	0.0 [0.0, 0.1]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
1	2334 [1558, 3118]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
2	1165 [386, 1991]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
9	397 [65, 1154]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
10	615 [94, 1755]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
14	555 [98, 1473]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
15	355 [63, 1028]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
16	562 [134, 1222]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
17	388 [58, 1146]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
18	536 [88, 1550]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
19	537 [83, 1597]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
20	349 [59, 935]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
21	266 [41, 801]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
National	18859 [14313, 23938]	1.8 [0.8, 4.2]	0.00 [0.00, 0.01]	0.01

Tableau 24. Probabilité d'extinction à 30 ans de chaque sous-population de Mouette rieuse selon les deux scénarios : (i) le scénario de référence sans parc éolien et donc sans impact ; et (ii) le scénario avec impact. La dernière colonne montre l'augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans liée à l'ajout de l'impact « collision » des 7 parcs éoliens. Les sous-populations sont triées par ordre décroissant de probabilité d'extinction (avec impact).

Pop	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
21	0.01	0.01	0%
6	0	<0.01	37%
7	0	<0.01	8%
5	0	<0.01	2%
8	0	<0.01	1%
11	0	<0.01	1%
1	0	0	0%
2	0	0	0%
3	0	0	0%
4	0	0	0%
9	0	0	0%
10	0	0	0%
12	0	0	0%
13	0	0	0%
14	0	0	0%
15	0	0	0%
16	0	0	0%
17	0	0	0%
18	0	0	0%
19	0	0	0%
20	0	0	0%
National	0.00	0.00	0%

11.1.10 Sterne de Dougall (*Sterna dougallii*)

Données disponibles

Le jeu de données de 2009 à 2021 sur la Sterne de Dougall comptabilisait Dougall comptabilise 10 colonies regroupées en 7 sous-populations.

A l'échelle nationale, le nombre de collisions annuelles cumulé sur les 7 parcs éoliens a été estimé à environ 0.001 mortalités/an pour cette espèce pour une taille de population d'environ 230 individus, soit un taux de mortalité par individu $<0.01\%$. La sous-population la plus exposée aux collisions totalise environ <0.001 mortalités/an pour un effectif d'environ 30 individus, soit un taux de mortalité par individu $<0.01\%$.

Résultats de l'analyse d'impact

A l'échelle nationale (arc atlantique français), l'impact démographique relatif à 30 ans sur la métapopulation de Sterne de Dougall est estimé à 0% (Tableau 25). Cette estimation d'impact à l'échelle nationale est très précise (Figure 20), avec un intervalle de confiance à 95% compris entre 0% et 0%, pour une valeur médiane estimée à 0%. La probabilité d'extinction à 30 ans de la métapopulation nationale est nulle pour les deux scénarios, avec et sans impact (Tableau 26).

A l'échelle locale, l'impact des collisions prédites sur les sous-populations est nul (Tableau 25 ; Figure 21) pour les 7 sous-populations.

Le risque d'extinction à 30 ans est supérieur à 5% pour 6 sous-populations selon le scénario sans impact et le scénario avec impact. Ce risque d'extinction est indépendant de la présence des parcs éoliens puisque, en moyenne, l'impact cumulé des collisions fait augmenter le risque

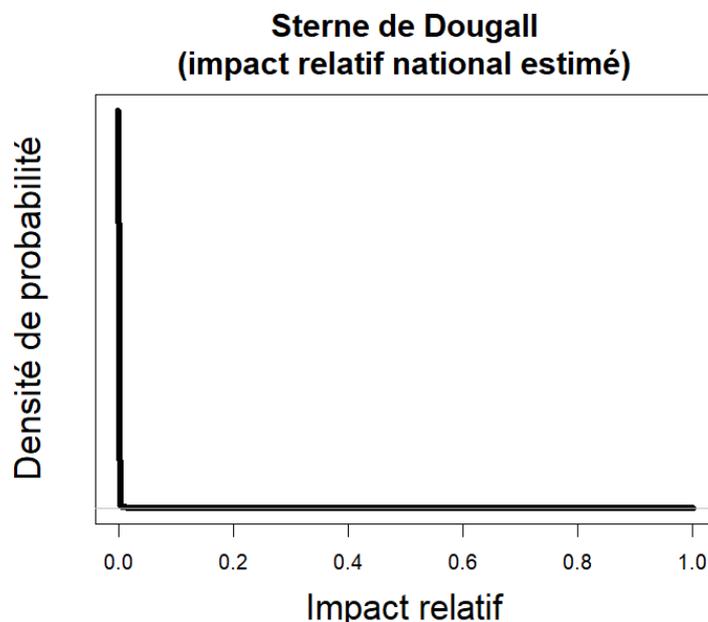


Figure 20. Distribution de probabilité de l'impact démographique relatif des collisions sur la population nationale de Sterne de Dougall.

d'extinction de 0%.

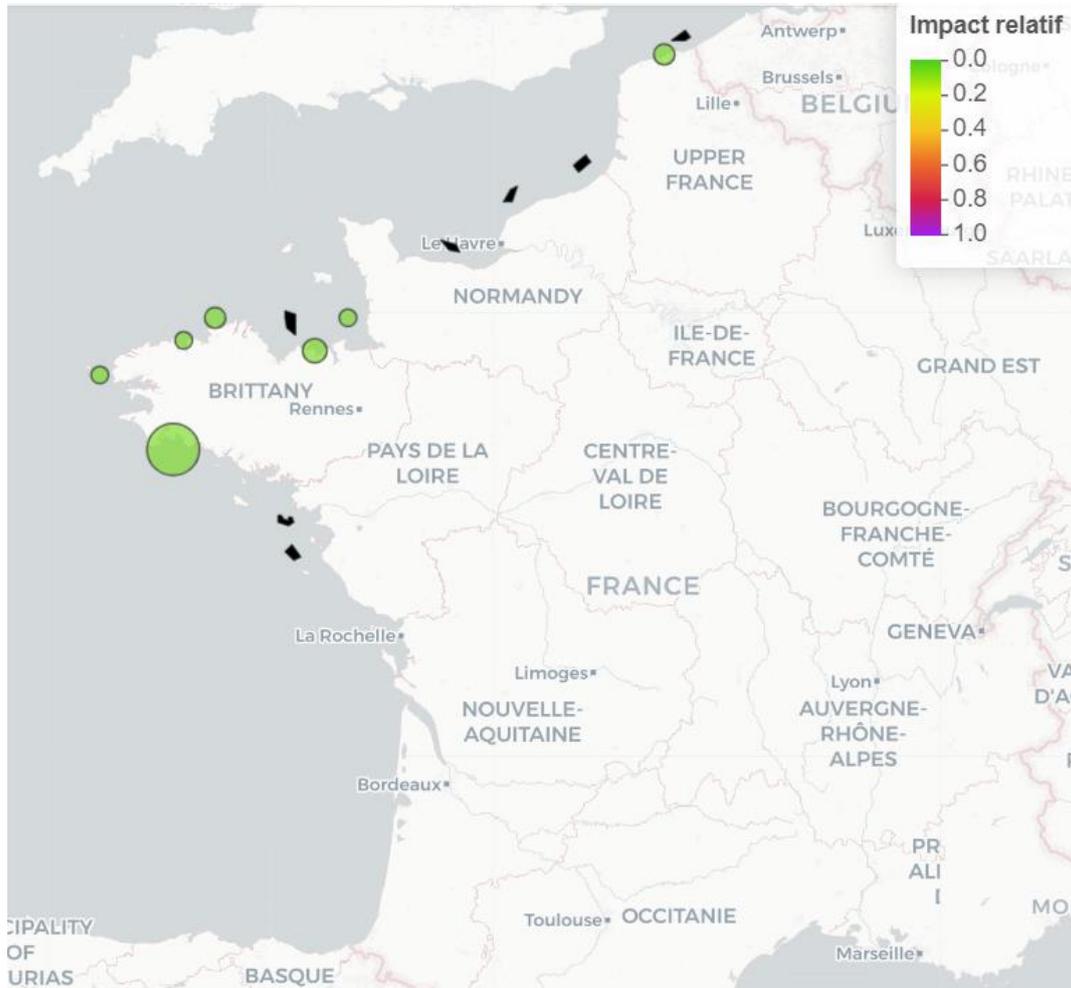


Figure 21. Cartographie de l'impact estimé pour chaque sous-population de Sterne de Dougall. Le gradient de couleur indique la force d'impact relatif estimée (voir légende). La taille des cercles est proportionnelle à la taille relative des différentes sous-populations.

Colonies numérotées : Sterne de Dougall (*Sterna dougallii*)



Tableau 25. Résultats de l'analyse d'impact démographique sur la Sterne de Dougall. Les sous-populations (« Pop ») sont numérotés par ordre croissant du Nord vers le Sud (Pop 1 = la plus au Nord). Le tableau est trié par ordre décroissant selon l'impact estimé pour chaque sous-population. Les I.C. à 95% sont fournis entre crochets.

Pop	Taille de population initiale (2021) estimée	Nombre de mortalités annuelles estimé	Impact relatif estimé (médiane)	Impact estimé (quantile 95%)
1	22 [3, 64]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
2	21 [3, 61]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
3	19 [3, 48]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
4	16 [6, 42]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
5	35 [11, 66]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
6	14 [2, 43]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
7	96 [49, 147]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
National	233 [135, 350]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00

Tableau 26. Probabilité d'extinction à 30 ans de chaque sous-population de Sterne de Dougall selon les deux scénarios : (i) le scénario de référence sans parc éolien et donc sans impact ; et (ii) le scénario avec impact. La dernière colonne montre l'augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans liée à l'ajout de l'impact « collision » des 7 parcs éoliens. Les sous-populations sont triées par ordre décroissant de probabilité d'extinction (avec impact).

Pop	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
6	0.45	0.45	0%
4	0.43	0.43	0%
3	0.36	0.36	0%
2	0.35	0.35	0%
1	0.33	0.33	0%
5	0.18	0.18	0%
7	0.03	0.03	0%
National	0.00	0.00	0%

11.1.11 Goéland cendré (*Larus canus*)

Données disponibles

Le jeu de données de 2009 à 2021 sur le Goéland cendré comptabilisait 6 colonies regroupées en 2 sous-populations.

A l'échelle nationale, le nombre de collisions annuelles cumulé sur les 7 parcs éoliens a été estimé à environ 0.08 mortalités/an pour cette espèce pour une taille de population d'environ 11 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.73%.

Résultats de l'analyse d'impact

A l'échelle nationale (arc atlantique français), l'impact démographique relatif à 30 ans sur la métapopulation de Goéland cendré est estimé à 100% (Tableau 27), mais cette estimation est empreinte d'un fort degré d'incertitude (Figure 22), avec un intervalle de confiance à 95% compris entre 0% et 100%, pour une valeur médiane estimée à 10%. La probabilité d'extinction à 30 ans de la métapopulation nationale est de 84% pour le scénario sans impact et de 85% pour le scénario avec impact (Tableau 28).

A l'échelle locale, l'impact des collisions prédites sur les sous-populations est de 100% (Tableau 27 ; Figure 23).

Le risque d'extinction à 30 ans est supérieur à 5% pour les 2 sous-populations, mais ce risque est en grande partie indépendant de la présence des parcs éoliens (voir Tableau 28).

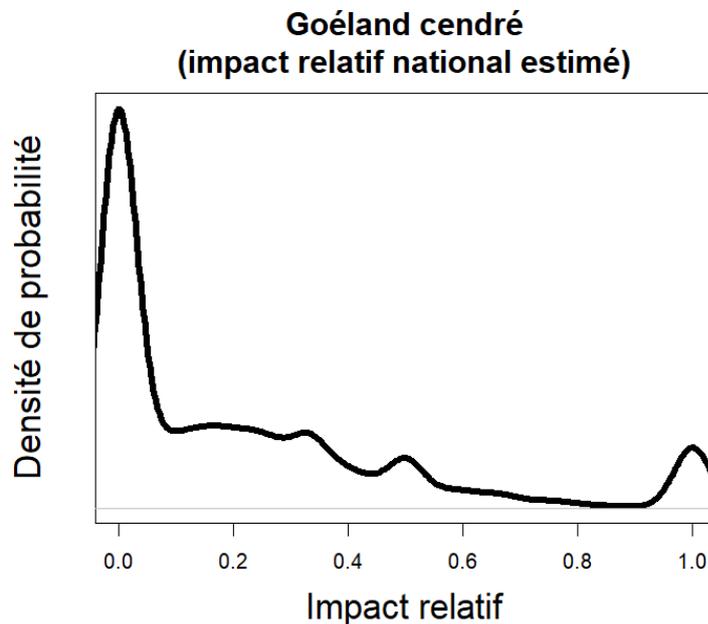


Figure 22. Distribution de probabilité de l'impact démographique relatif des collisions sur la population nationale de Goéland cendré.

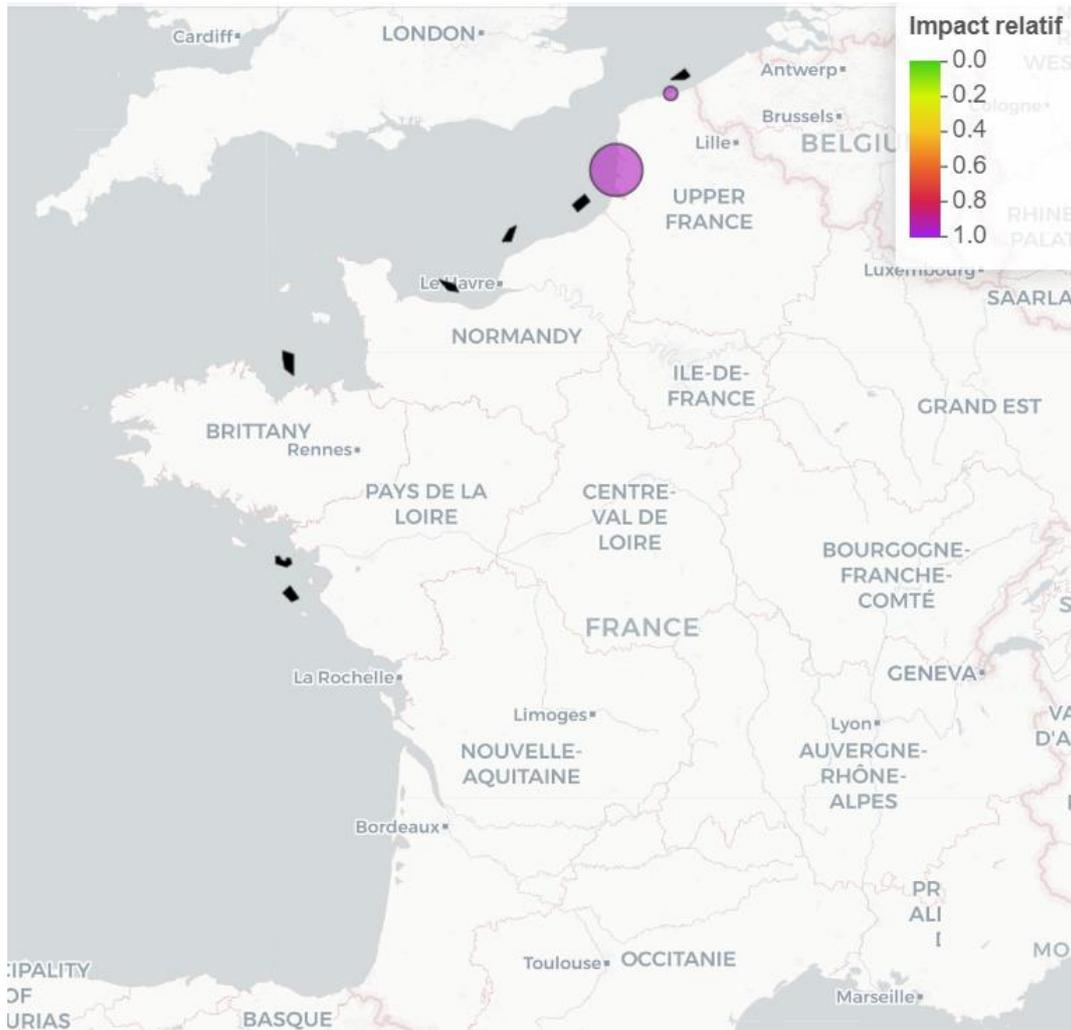


Figure 23. Cartographie de l'impact estimé pour chaque sous-population de Goéland cendré. Le gradient de couleur indique la force d'impact relatif estimée (voir légende). La taille des cercles est proportionnelle à la taille relative des différentes sous-populations.

Colonies numérotées : Goéland cendré (Larus canus)



Tableau 27. Résultats de l'analyse d'impact démographique sur le Goéland cendré. Les sous-populations (« Pop ») sont numérotés par ordre croissant du Nord vers le Sud (Pop 1 = la plus au Nord). Le tableau est trié par ordre décroissant selon l'impact estimé pour chaque sous-population. Les I.C. à 95% sont fournis entre crochets.

Pop	Taille de population initiale (2021) estimée	Nombre de mortalités annuelles estimé	Impact relatif estimé (médiane)	Impact estimé (quantile 95%)
2	10 [6, 15]	0.1 [0.0, 0.2]	0.11 [0.00, 1.00]	1
1	1 [0, 3]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 1.00]	1
National	11 [6, 17]	0.1 [0.0, 0.2]	0.10 [0.00, 1.00]	1

Tableau 28. Probabilité d'extinction à 30 ans de chaque sous-population de Goéland cendré selon les deux scénarios : (i) le scénario de référence sans parc éolien et donc sans impact ; et (ii) le scénario avec impact. La dernière colonne montre l'augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans liée à l'ajout de l'impact « collision » des 7 parcs éoliens. Les sous-populations sont triées par ordre décroissant de probabilité d'extinction (avec impact).

Pop	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
1	0.98	0.98	0%
2	0.85	0.86	1%
National	0.84	0.85	1%

11.1.12 Sterne caugek (*Thalasseus sandvicensis*)

Données disponibles

Le jeu de données de 2009 à 2021 sur la Sterne caugek comptabilisait 27 colonies regroupées en 13 sous-populations.

A l'échelle nationale, le nombre de collisions annuelles cumulé sur les 7 parcs éoliens a été estimé à environ 7.2 mortalités/an pour cette espèce pour une taille de population d'environ 31800 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.02%. La sous-population la plus exposée aux collisions totalise environ 4.1 mortalités/an pour un effectif d'environ 2400 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.17%. Enfin, 6 sous-populations ne sont *a priori* exposées à aucune collision avec les 7 parcs éoliens.

Résultats de l'analyse d'impact

A l'échelle nationale (arc atlantique français), l'impact démographique relatif à 30 ans sur la métapopulation de Sterne caugek est estimé à environ 1% (Tableau 29). L'estimation d'impact à l'échelle nationale est très précise (Figure 24), avec un intervalle de confiance à 95% compris entre 0% et 1%, pour une valeur médiane estimée à 1%. La probabilité d'extinction à 30 ans de la métapopulation nationale est nulle pour les deux scénarios, avec et sans impact (Tableau 30).

A l'échelle locale, l'impact des collisions prédites sur les sous-populations varie entre 0% et 17% (Tableau 29 ; Figure 25). Pour 9 sous-populations, l'impact attendu est nul.

Le risque d'extinction à 30 ans n'est supérieur à 5% pour aucune sous-population, selon les

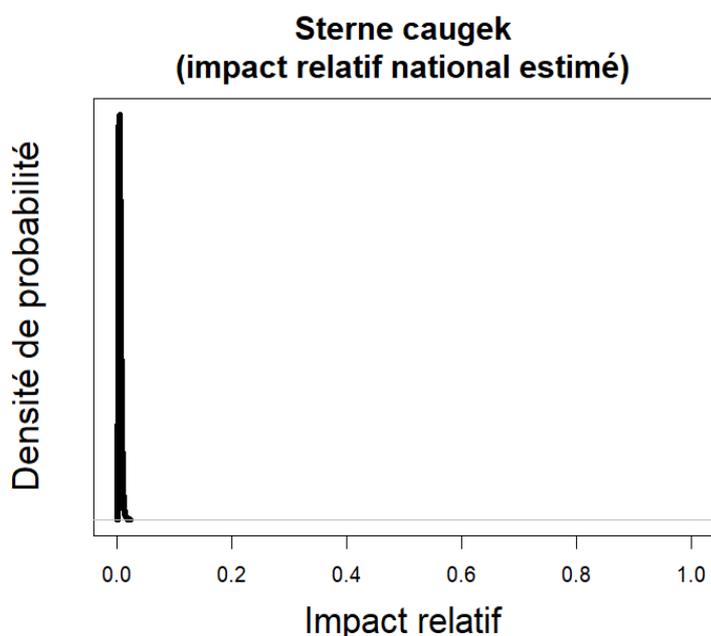


Figure 24. Distribution de probabilité de l'impact démographique relatif des collisions sur la population nationale de Sterne caugek.

deux scénarios (sans et avec impact).

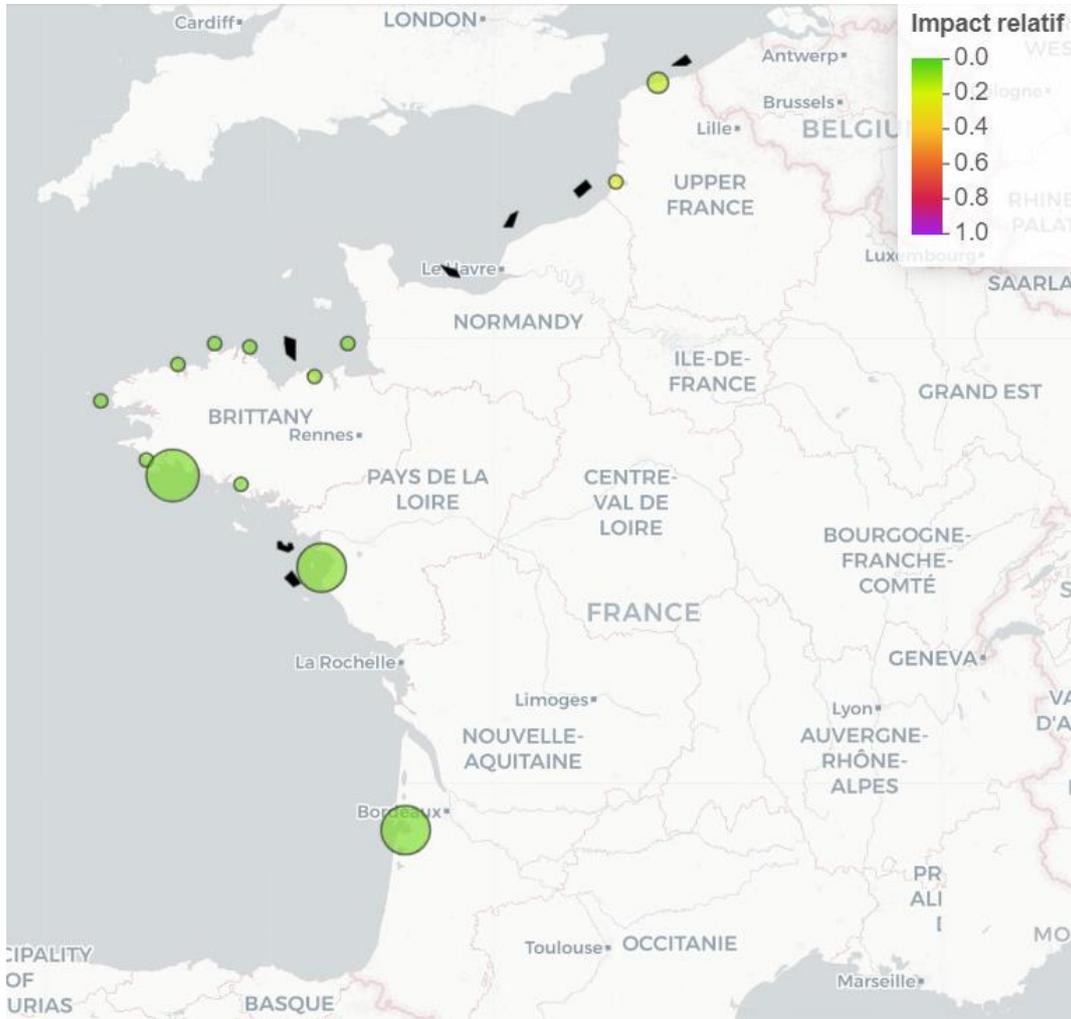


Figure 25. Cartographie de l'impact estimé pour chaque sous-population de *Sterne caugek*. Le gradient de couleur indique la force d'impact relatif estimée (voir légende). La taille des cercles est proportionnelle à la taille relative des différentes sous-populations.

Colonies numérotées : Sterne caugek (*Thalasseus sandvicensis*)



Tableau 29. Résultats de l'analyse d'impact démographique sur la Sterne caugek. Les sous-populations (« Pop ») sont numérotés par ordre croissant du Nord vers le Sud (Pop 1 = la plus au Nord). Le tableau est trié par ordre décroissant selon l'impact estimé pour chaque sous-population. Les I.C. à 95% sont fournis entre crochets.

Pop	Taille de population initiale (2021) estimée	Nombre de mortalités annuelles estimé	Impact relatif estimé (médiane)	Impact estimé (quantile 95%)
2	767 [123, 1984]	0.8 [0.4, 2.5]	0.03 [0.01, 0.24]	0.17
1	2406 [1182, 3710]	4.1 [2.0, 10.1]	0.05 [0.02, 0.15]	0.12
7	585 [104, 1515]	0.2 [0.1, 0.5]	0.01 [0.00, 0.07]	0.05
12	7697 [6317, 9195]	1.4 [0.5, 4.5]	0.01 [0.00, 0.02]	0.01
4	435 [71, 1289]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.01]	0.00
3	458 [72, 1451]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
5	492 [69, 1511]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
6	661 [249, 1565]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
8	655 [108, 1861]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
9	660 [124, 1684]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
10	8259 [6842, 9833]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
11	463 [70, 1450]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
13	7598 [6371, 8889]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
National	31782 [27028, 37122]	7.2 [4.1, 13.6]	0.01 [0.00, 0.01]	0.01

Tableau 30. Probabilité d'extinction à 30 ans de chaque sous-population de Sterne caugek selon les deux scénarios : (i) le scénario de référence sans parc éolien et donc sans impact ; et (ii) le scénario avec impact. La dernière colonne montre l'augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans liée à l'ajout de l'impact « collision » des 7 parcs éoliens. Les sous-populations sont triées par ordre décroissant de probabilité d'extinction (avec impact).

Pop	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
2	0	0	36%
7	0	0	7%
1	0	0	0%
3	0	0	0%
4	0	0	0%
5	0	0	0%
6	0	0	0%
8	0	0	0%
9	0	0	0%
10	0	0	0%
11	0	0	0%
12	0	0	0%
13	0	0	0%
National	0.00	0.00	0%

11.1.13 Sterne pierregarin (*Sterna hirundo*)

Données disponibles

Le jeu de données de 2009 à 2021 sur la Sterne pierregarin comptabilisait 152 colonies regroupées en 25 sous-populations.

A l'échelle nationale, le nombre de collisions annuelles cumulé sur les 7 parcs éoliens a été estimé à environ 5.9 mortalités/an pour cette espèce pour une taille de population d'environ 11100 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.05%. La sous-population la plus exposée aux collisions totalise environ 0.5 mortalités/an pour un effectif d'environ 150 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.33%. Enfin, 21 sous-populations ne sont *a priori* exposées à aucune collision avec les 7 parcs éoliens.

Résultats de l'analyse d'impact

A l'échelle nationale (arc atlantique français), l'impact démographique relatif à 30 ans sur la métapopulation de Sterne pierregarin est estimé à environ 3% (Tableau 31). L'estimation d'impact à l'échelle nationale est très précise (Figure 26), avec un intervalle de confiance à 95% compris entre 1% et 3%, pour une valeur médiane estimée à 2%. La probabilité d'extinction à 30 ans de la métapopulation nationale est nulle pour les deux scénarios, avec et sans impact (Tableau 32).

A l'échelle locale, l'impact des collisions prédites sur les sous-populations varie entre 0% et 33% (Tableau 31 ; Figure 27). Pour 21 sous-populations, l'impact attendu est nul.

Le risque d'extinction à 30 ans est supérieur à 5% pour 8 sous-populations selon le scénario sans impact, et également pour 8 sous-populations selon le scénario avec impact. En moyenne,

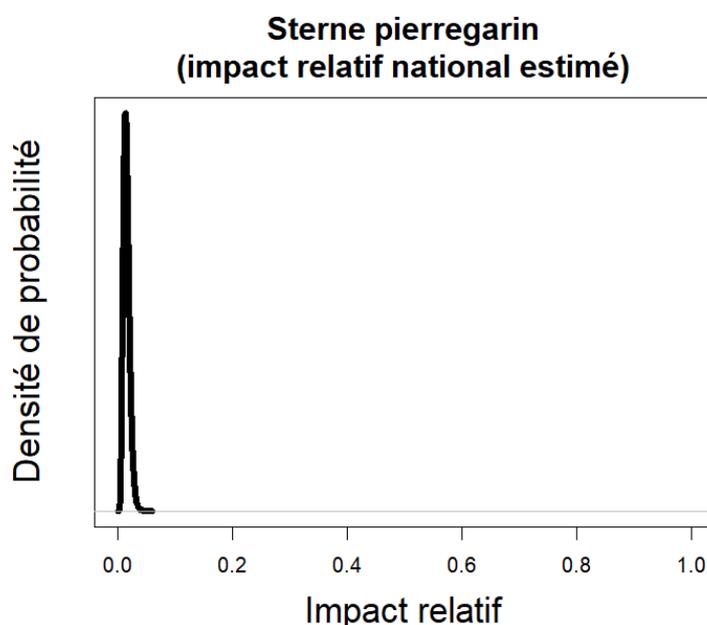


Figure 26. Distribution de probabilité de l'impact démographique relatif des collisions sur la population nationale de Sterne pierregarin.

l'impact cumulé des collisions fait augmenter le risque d'extinction à 30 ans de 0%.

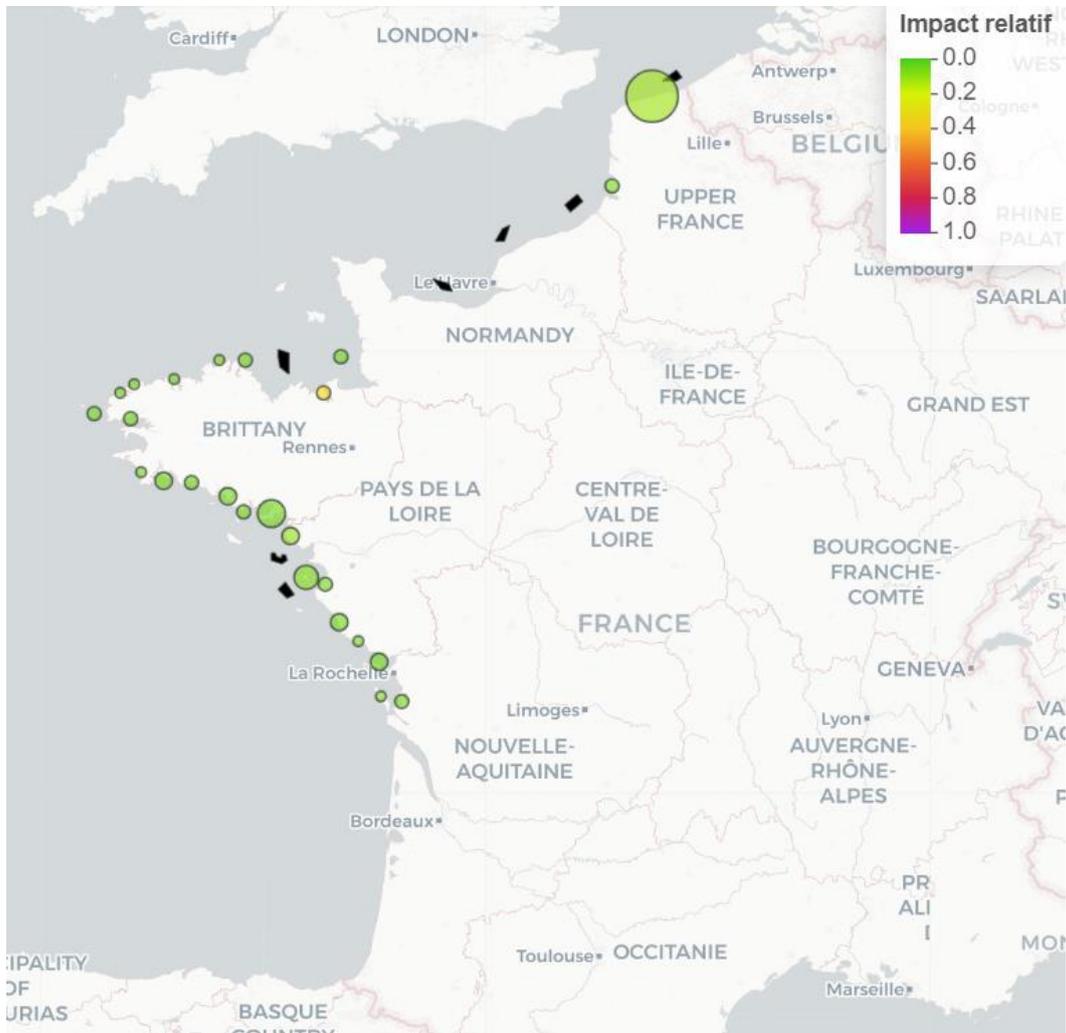


Figure 27. Cartographie de l'impact estimé pour chaque sous-population de *Sterne pierregarin*. Le gradient de couleur indique la force d'impact relatif estimée (voir légende). La taille des cercles est proportionnelle à la taille relative des différentes sous-populations.

Colonies numérotées : Sterne pierregarin (*Sterna hirundo*)



Tableau 31. Résultats de l'analyse d'impact démographique sur la Sterne pierregarin. Les sous-populations (« Pop ») sont numérotés par ordre croissant du Nord vers le Sud (Pop 1 = la plus au Nord). Le tableau est trié par ordre décroissant selon l'impact estimé pour chaque sous-population. Les I.C. à 95% sont fournis entre crochets.

Pop	Taille de population initiale (2021) estimée	Nombre de mortalités annuelles estimé	Impact relatif estimé (médiane)	Impact estimé (quantile 95%)
9	151 [36, 346]	0.5 [0.2, 1.0]	0.09 [0.00, 0.41]	0.33
1	3178 [2867, 3495]	4.5 [1.9, 8.9]	0.04 [0.02, 0.08]	0.07
18	604 [381, 832]	0.3 [0.1, 1.0]	0.02 [0.00, 0.06]	0.05
19	1102 [879, 1340]	0.4 [0.1, 1.0]	0.01 [0.00, 0.03]	0.03
2	145 [26, 403]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
3	180 [51, 421]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
4	88 [15, 268]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
5	139 [27, 327]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
6	117 [27, 312]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
7	83 [15, 245]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
8	85 [15, 246]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
10	212 [75, 431]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
11	267 [101, 488]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
12	79 [14, 243]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
13	192 [31, 536]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
14	648 [425, 881]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
15	650 [392, 909]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
16	1246 [939, 1562]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
17	204 [50, 441]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
20	165 [33, 435]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
21	441 [193, 710]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
22	109 [20, 317]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
23	512 [233, 804]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
24	110 [18, 376]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
25	195 [33, 551]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
National	11140 [9750, 12743]	5.9 [3.1, 10.4]	0.02 [0.01, 0.03]	0.03

Tableau 32. Probabilité d'extinction à 30 ans de chaque sous-population de Sterne pierregarin selon les deux scénarios : (i) le scénario de référence sans parc éolien et donc sans impact ; et (ii) le scénario avec impact. La dernière colonne montre l'augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans liée à l'ajout de l'impact « collision » des 7 parcs éoliens. Les sous-populations sont triées par ordre décroissant de probabilité d'extinction (avec impact).

Pop	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
12	0.14	0.14	0%
7	0.13	0.13	0%
8	0.13	0.13	0%
4	0.12	0.12	0%
24	0.10	0.10	0%
22	0.09	0.09	0%
6	0.08	0.08	0%
2	0.07	0.07	0%
9	0.04	0.05	8%
5	0.05	0.05	0%
20	0.05	0.05	0%
13	0.04	0.04	0%
25	0.04	0.04	0%
3	0.03	0.03	0%
17	0.03	0.03	0%
10	0.02	0.02	0%
11	0.01	0.01	0%
1	0	0	0%
14	0	0	0%
15	0	0	0%
16	0	0	0%
18	0	0	0%
19	0	0	0%
21	0	0	0%
23	0	0	0%
National	0.00	0.00	0%

11.1.14 Pingouin torda (*Alca torda*)

Données disponibles

Le jeu de données de 2009 à 2021 sur le Pingouin torda comptabilisait 8 colonies regroupées en 2 sous-populations.

A l'échelle nationale, le nombre de collisions annuelles cumulé sur les 7 parcs éoliens a été estimé à environ 5.2 mortalités/an pour cette espèce pour une taille de population d'environ 610 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.86%. La sous-population la plus exposée aux collisions totalise environ 4.4 mortalités/an pour un effectif d'environ 370 individus, soit un taux de mortalité par individu de 1.19%. La sous-population la moins exposée aux collisions totalise environ 0.4 mortalités/an pour un effectif d'environ 240 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.16%.

Résultats de l'analyse d'impact

A l'échelle nationale (arc atlantique français), l'impact démographique relatif à 30 ans sur la métapopulation de Pingouin torda est estimé (quantile 95%) à environ 70% (Tableau 33). Cette estimation d'impact national est peu précise (Figure 28), avec un intervalle de confiance à 95% compris entre 2% et 75%, pour une valeur médiane estimée à 25%. La probabilité d'extinction à 30 ans de la métapopulation nationale est nulle pour les deux scénarios, avec et sans impact (Tableau 34).

A l'échelle locale, l'impact des collisions prédites sur les deux sous-populations est de 36% et de 86% respectivement (Tableau 33 ; Figure 29).

Le risque d'extinction à 30 ans n'est supérieur à 5% pour aucune des deux sous-populations,

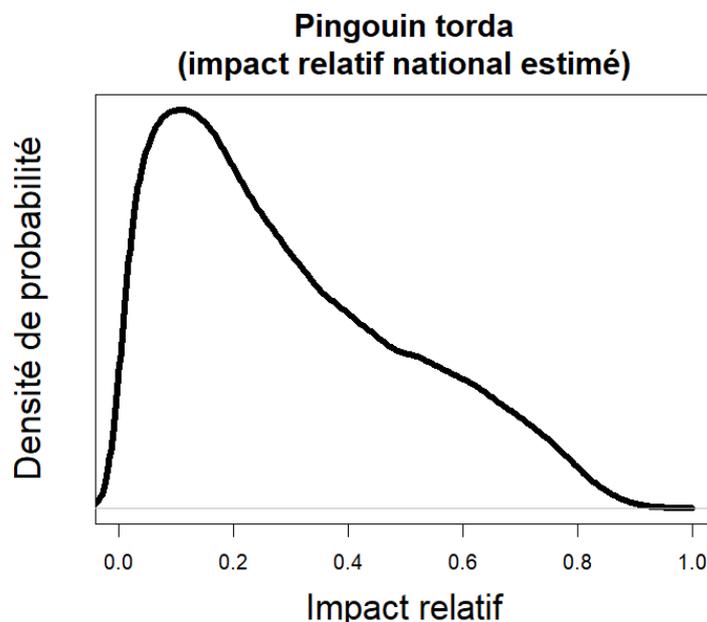


Figure 28. Distribution de probabilité de l'impact démographique relatif des collisions sur la population nationale de Pingouin torda.

selon les deux scénarios (sans et avec impact).

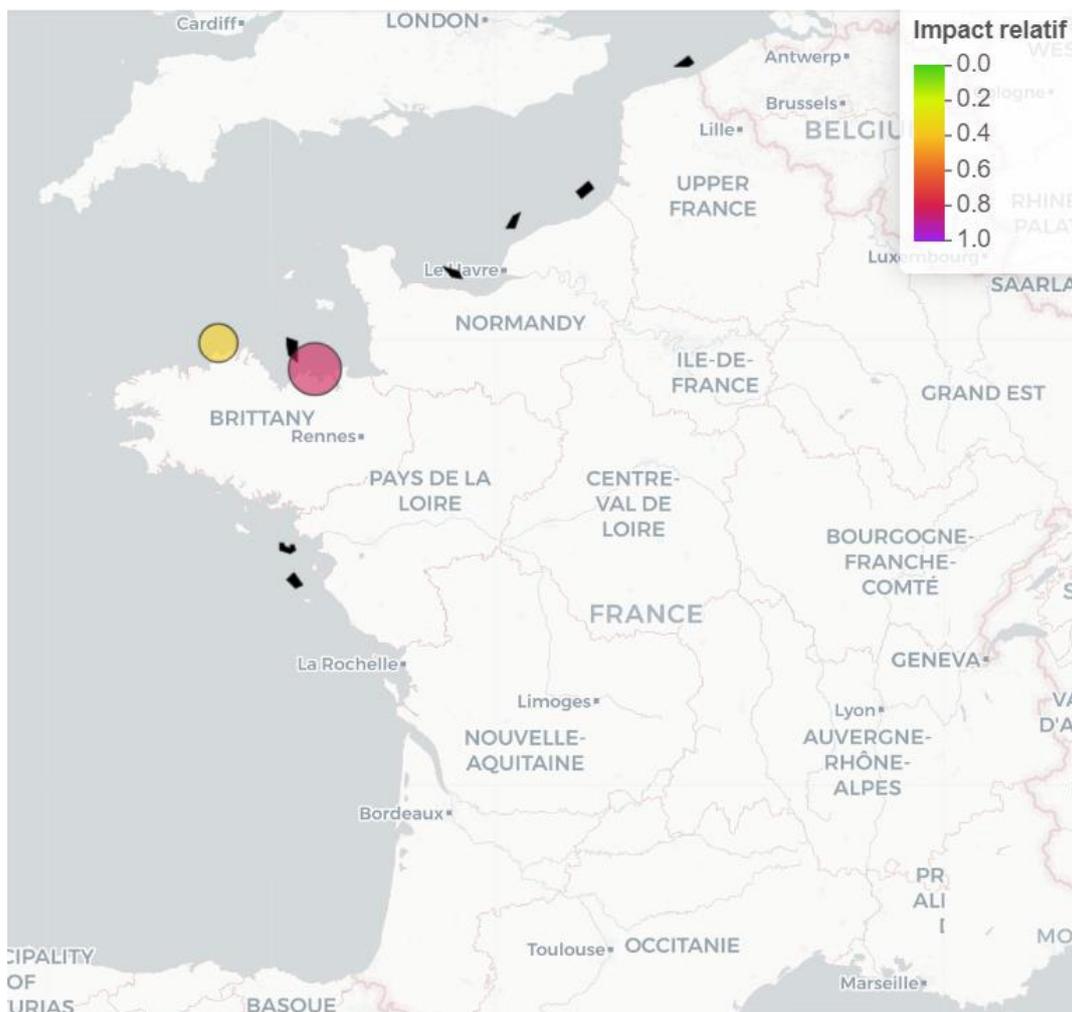


Figure 29. Cartographie de l'impact estimé pour chaque sous-population de Pingouin torda. Le gradient de couleur indique la force d'impact relatif estimée (voir légende). La taille des cercles est proportionnelle à la taille relative des différentes sous-populations.

Colonies numérotées : Pingouin torda (Alca torda)



Tableau 33. Résultats de l'analyse d'impact démographique sur le Pingouin torda. Les sous-populations (« Pop ») sont numérotés par ordre croissant du Nord vers le Sud (Pop 1 = la plus au Nord). Le tableau est trié par ordre décroissant selon l'impact estimé pour chaque sous-population. Les I.C. à 95% sont fournis entre crochets.

Pop	Taille de population initiale (2021) estimée	Nombre de mortalités annuelles estimé	Impact relatif estimé (médiane)	Impact estimé (quantile 95%)
2	368 [328, 404]	4.4 [0.3, 31.5]	0.29 [0.02, 0.93]	0.86
1	240 [216, 269]	0.4 [0.0, 4.9]	0.04 [0.00, 0.45]	0.36
National	609 [559, 656]	5.2 [0.4, 33.1]	0.25 [0.02, 0.75]	0.70

Tableau 34. Probabilité d'extinction à 30 ans de chaque sous-population de Pingouin torda selon les deux scénarios : (i) le scénario de référence sans parc éolien et donc sans impact ; et (ii) le scénario avec impact. La dernière colonne montre l'augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans liée à l'ajout de l'impact « collision » des 7 parcs éoliens. Les sous-populations sont triées par ordre décroissant de probabilité d'extinction (avec impact).

Pop	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
2	0	0	0%
1	0	0	0%
National	0	0	0%

11.1.15 Guillemot de Troïl (*Uria aalge*)

Données disponibles

Le jeu de données de 2009 à 2021 sur le Guillemot de Troïl comptabilisait 7 colonies regroupées en 4 sous-populations.

A l'échelle nationale, le nombre de collisions annuelles cumulé sur les 7 parcs éoliens a été estimé à environ 3.6 mortalités/an pour cette espèce pour une taille de population d'environ 3000 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.12%. La sous-population la plus exposée aux collisions totalise environ 0.8 mortalité/an pour un effectif d'environ 70 individus, soit un taux de mortalité par individu de 1.10%. La sous-population la moins exposée aux collisions totalise environ 0.1 mortalité/an pour un effectif d'environ 390 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.015%.

Résultats de l'analyse d'impact

A l'échelle nationale (arc atlantique français), l'impact démographique relatif à 30 ans sur la métapopulation de Guillemot de Troïl est estimé à environ 23% (Tableau 35). L'estimation d'impact à l'échelle nationale est moyennement précise, avec une distribution affichant une longue queue vers la droite (Figure 30). L'intervalle de confiance à 95% est compris entre 0% et 29%, avec une valeur médiane estimée à 3% seulement. La probabilité d'extinction à 30 ans de la métapopulation nationale est nulle pour les deux scénarios, avec et sans impact (Tableau 36).

A l'échelle locale, l'impact des collisions prédites sur les sous-populations varie entre 12% et 100% (Tableau 35 ; Figure 31).

Le risque d'extinction à 30 ans n'est supérieur à 5% pour aucune sous-population selon le scénario sans impact, mais il l'est pour 1 sous-population (la plus septentrionale) selon le scénario avec impact. Pour cette sous-population, la présence des parcs éoliens fait augmenter le risque d'extinction à 30 ans de 0.01 à 0.06, soit une augmentation de 420%.

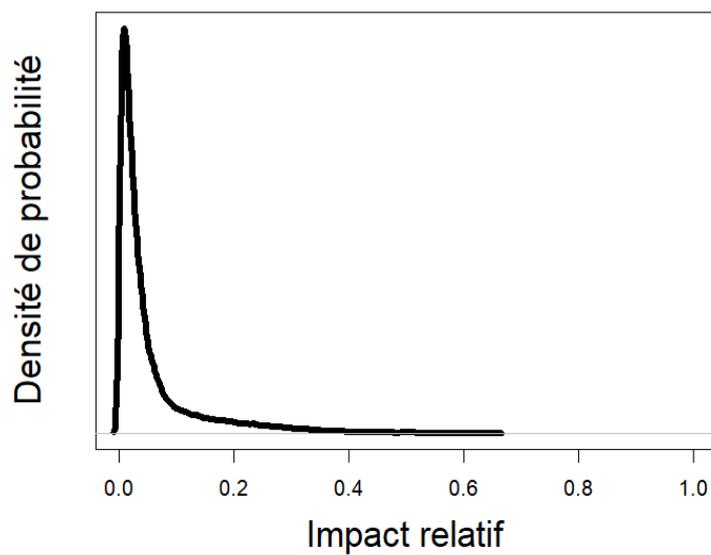
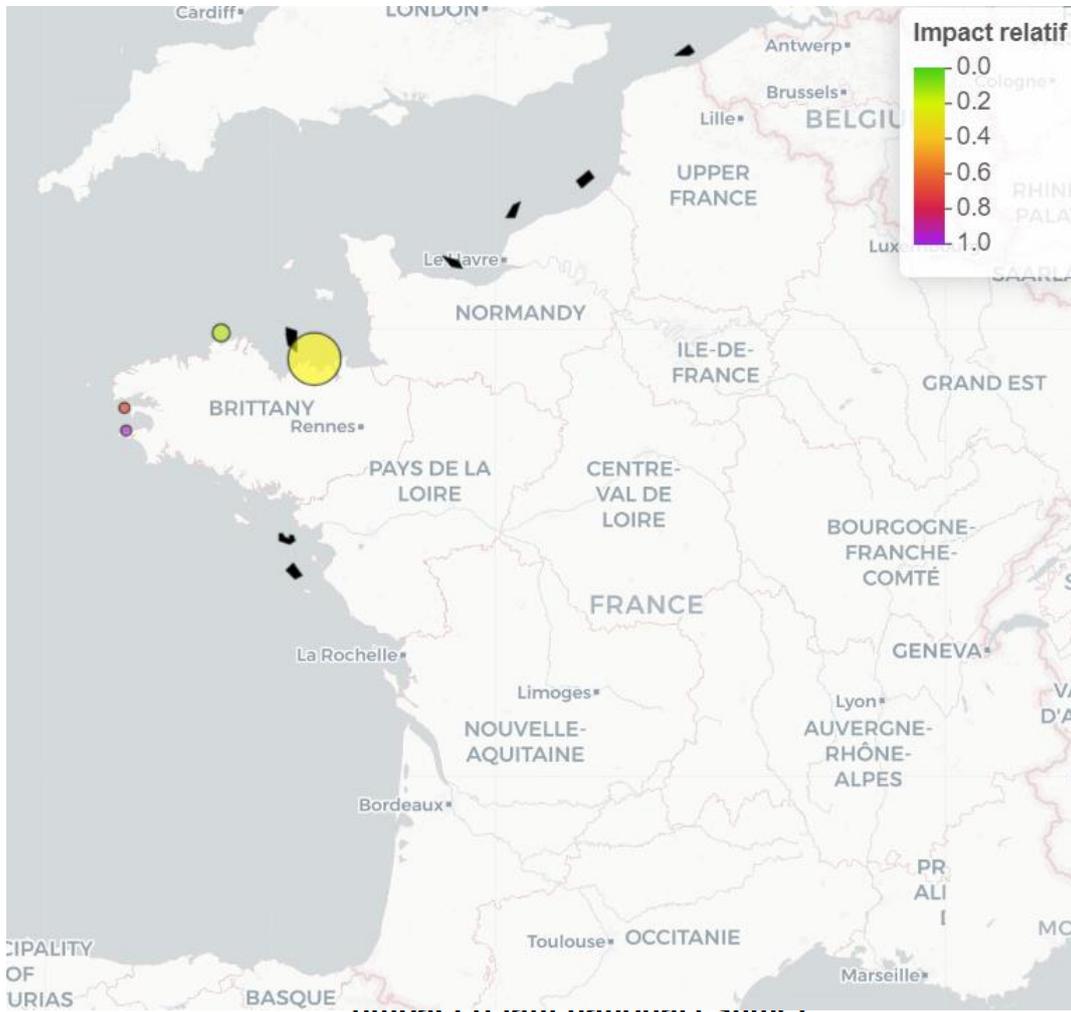


Figure 30. Distribution de probabilité de l'impact démographique relatif des collisions sur la population nationale de Guillemot de Troil.

Figure 31. Cartographie de l'impact estimé pour chaque sous-population de Guillemot de Troïl. Le gradient de couleur indique la force d'impact relatif estimée (voir légende). La taille des cercles est proportionnelle à la taille relative des différentes sous-populations.

Colonies numérotées : Guillemot de Troïl (Uria aalge)



Tableau 35. Résultats de l'analyse d'impact démographique sur le Guillemot de Troïl. Les sous-populations (« Pop ») sont numérotés par ordre croissant du Nord vers le Sud (Pop 1 = la plus au Nord). Le tableau est trié par ordre décroissant selon l'impact estimé pour chaque sous-population. Les I.C. à 95% sont fournis entre crochets.

Pop	Taille de population initiale (2021) estimée	Nombre de mortalités annuelles estimé	Impact relatif estimé (médiane)	Impact estimé (quantile 95%)
4	75 [11, 190]	0.8 [0.0, 13.0]	0.29 [0.00, 1.00]	1.00
3	62 [7, 170]	0.2 [0.0, 2.6]	0.07 [0.00, 0.90]	0.74
2	2505 [2306, 2693]	1.3 [0.0, 32.1]	0.01 [0.00, 0.31]	0.24
1	390 [284, 498]	0.1 [0.0, 2.2]	0.00 [0.00, 0.16]	0.12
National	3043 [2770, 3327]	3.6 [0.3, 38.2]	0.03 [0.00, 0.29]	0.23

Tableau 36. Probabilité d'extinction à 30 ans de chaque sous-population de Guillemot de Troïl selon les deux scénarios : (i) le scénario de référence sans parc éolien et donc sans impact ; et (ii) le scénario avec impact. La dernière colonne montre l'augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans liée à l'ajout de l'impact « collision » des 7 parcs éoliens. Les sous-populations sont triées par ordre décroissant de probabilité d'extinction (avec impact).

Pop	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
4	0.01	0.06	418%
3	0.02	0.03	48%
1	0	0	0%
2	0	0	0%
National	0.00	0.00	0%

11.1.16 Guifette noire (*Chlidonias niger*)

Données disponibles

Le jeu de données de 2009 à 2021 sur la Guifette noire comptabilisait 4 colonies formant 4 sous-populations distinctes.

A l'échelle nationale, le nombre de collisions annuelles cumulé sur les 7 parcs éoliens a été estimé à environ 0.48 mortalité/an pour cette espèce pour une taille de population d'environ 230 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.21%. La sous-population la plus exposée aux collisions totalise environ 0.046 mortalité/an pour un effectif d'environ 15 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.31%. La sous-population la moins exposée aux collisions totalise environ 0.023 mortalité/an pour un effectif d'environ 22 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.11%.

Résultats de l'analyse d'impact

A l'échelle nationale (arc atlantique français), l'impact démographique relatif à 30 ans sur la métapopulation de Guifette noire est estimé à environ 29% (Tableau 37). L'estimation d'impact à l'échelle nationale n'est pas du tout précise (Figure 32). L'intervalle de confiance à 95% est compris entre 0% et 34%, pour une valeur médiane estimée à 7%. La probabilité d'extinction à 30 ans de la métapopulation nationale est de 6% pour le scénario sans impact et de 7% pour le scénario avec impact (Tableau 38).

A l'échelle locale, l'impact des collisions prédites sur les sous-populations varie entre 29% et 50% (Tableau 37 ; Figure 33).

Le risque d'extinction à 30 ans est supérieur à 5% pour les 4 sous-populations, mais ce risque est en grande partie indépendant de la présence des parcs éoliens (voir Tableau 38).

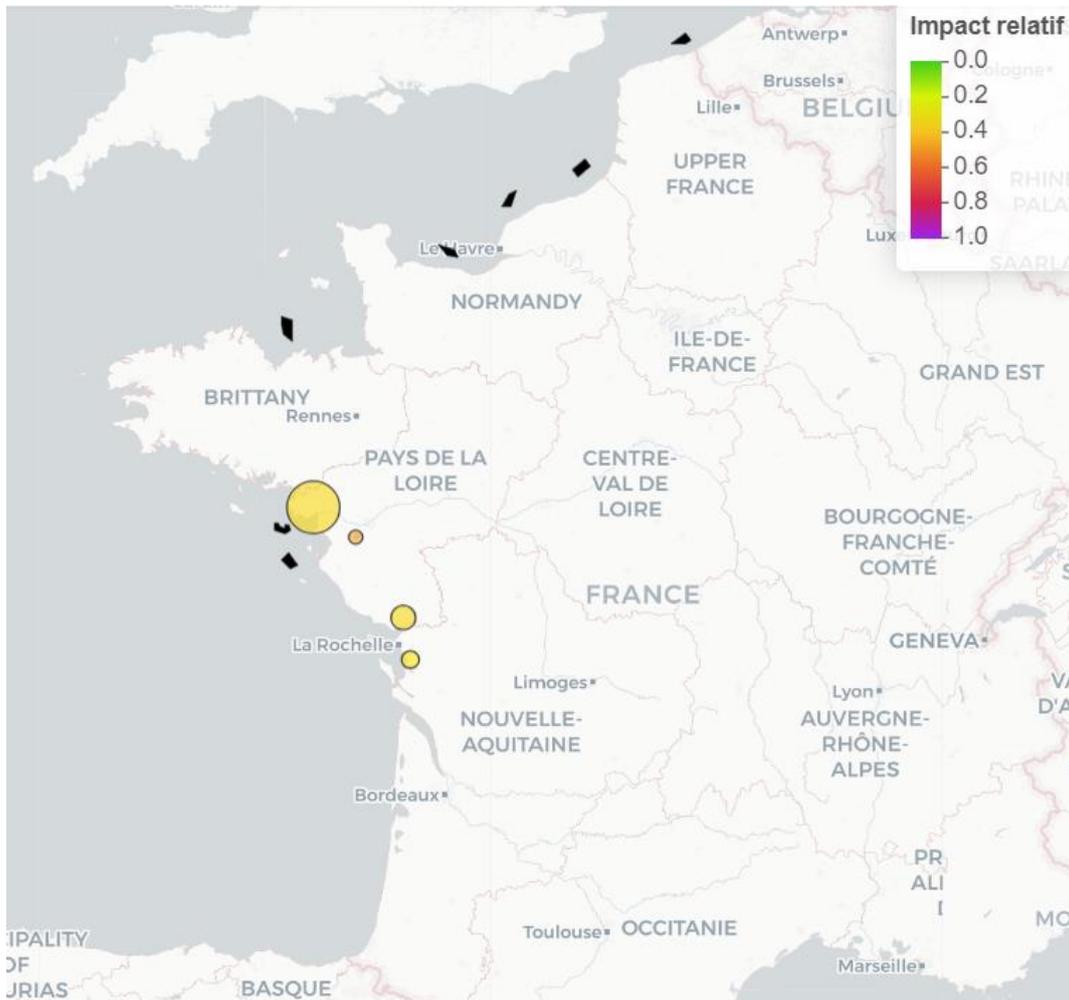


Figure 33. Cartographie de l'impact estimé pour chaque sous-population de Guifette noire. Le gradient de couleur indique la force d'impact relatif estimée (voir légende). La taille des cercles est proportionnelle à la taille relative des différentes sous-populations.

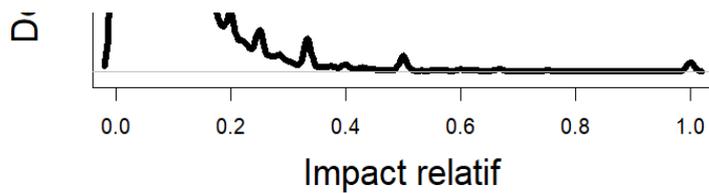


Figure 32. Distribution de probabilité de l'impact démographique relatif des collisions sur la population nationale de Guifette noire.

Colonies numérotées : Guifette noire (Chlidonias niger)



Tableau 37. Résultats de l'analyse d'impact démographique sur la Guifette noire. Les sous-populations (« Pop ») sont numérotés par ordre croissant du Nord vers le Sud (Pop 1 = la plus au Nord). Le tableau est trié par ordre décroissant selon l'impact estimé pour chaque sous-population. Les I.C. à 95% sont fournis entre crochets.

Pop	Taille de population initiale (2021) estimée	Nombre de mortalités annuelles estimé	Impact relatif estimé (médiane)	Impact estimé (quantile 95%)
2	15 [5, 38]	0.0 [0.0, 0.2]	0.00 [0.00, 1.00]	0.50
1	147 [100, 203]	0.4 [0.1, 1.3]	0.08 [0.00, 0.40]	0.33
3	43 [15, 77]	0.1 [0.0, 0.2]	0.00 [0.00, 0.50]	0.33
4	22 [4, 51]	0.0 [0.0, 0.1]	0.00 [0.00, 0.40]	0.29
National	229 [149, 328]	0.5 [0.1, 1.8]	0.07 [0.00, 0.34]	0.29

Tableau 38. Probabilité d'extinction à 30 ans de chaque sous-population de Guifette noire selon les deux scénarios : (i) le scénario de référence sans parc éolien et donc sans impact ; et (ii) le scénario avec impact. La dernière colonne montre l'augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans liée à l'ajout de l'impact « collision » des 7 parcs éoliens. Les sous-populations sont triées par ordre décroissant de probabilité d'extinction (avec impact).

Pop	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
2	0.78	0.78	1%
4	0.67	0.67	0%
3	0.48	0.49	1%
1	0.13	0.13	4%
National	0.06	0.07	6%

11.1.17 Goéland leucophée (*Larus michahellis*)

Données disponibles

Le jeu de données de 2009 à 2021 sur le Goéland leucophée comptabilisait 38 colonies regroupées en 19 sous-populations.

A l'échelle nationale, le nombre de collisions annuelles cumulé sur les 7 parcs éoliens a été estimé à environ 0.1 mortalité/an pour cette espèce pour une taille de population d'environ 3100 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.003%. La sous-population la plus exposée aux collisions totalise environ 0.05 mortalité/an pour un effectif d'environ 55 individus, soit un taux de mortalité par individu de 0.089%. Enfin, 11 sous-populations ne sont *a priori* exposées à aucune collision avec les 7 parcs éoliens.

Résultats de l'analyse d'impact

A l'échelle nationale (arc atlantique français), l'impact démographique estimé à 30 ans sur la métapopulation de Goéland leucophée est nul (0% ; Tableau 39). Cette estimation est très précise (Figure 34), avec un intervalle de confiance à 95% compris entre 0% et 0%, pour une valeur médiane estimée à 0%. La probabilité d'extinction à 30 ans de la métapopulation nationale est nulle pour les deux scénarios, avec et sans impact (Tableau 40).

A l'échelle locale, l'impact des collisions prédites sur les sous-populations varie entre 0% et 14% (Tableau 39 ; Figure 35). Pour 13 sous-populations, l'impact attendu est nul.

Le risque d'extinction à 30 ans est supérieur à 5% pour 7 sous-populations selon le scénario sans impact, et également pour 7 sous-populations selon le scénario avec impact. En moyenne, l'impact cumulé des collisions fait augmenter le risque d'extinction à 30 ans de 0%.

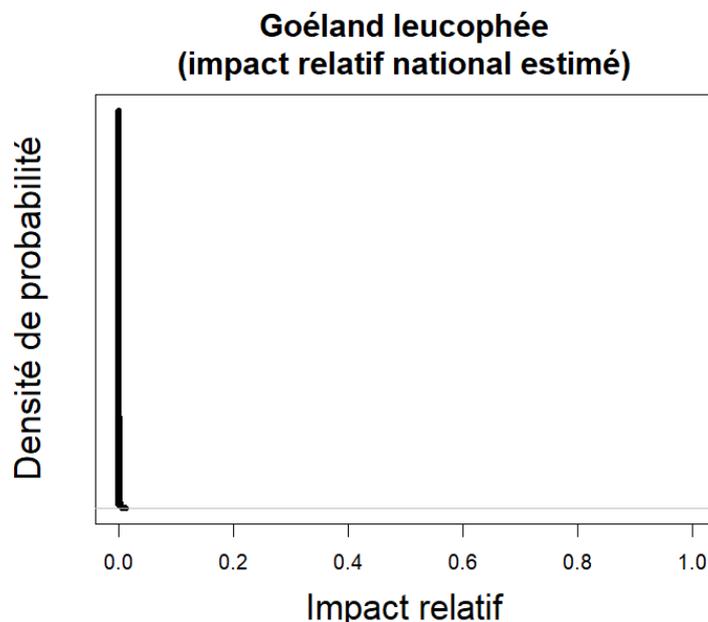


Figure 34. Distribution de probabilité de l'impact démographique relatif des collisions sur la population nationale de Goéland leucophée.

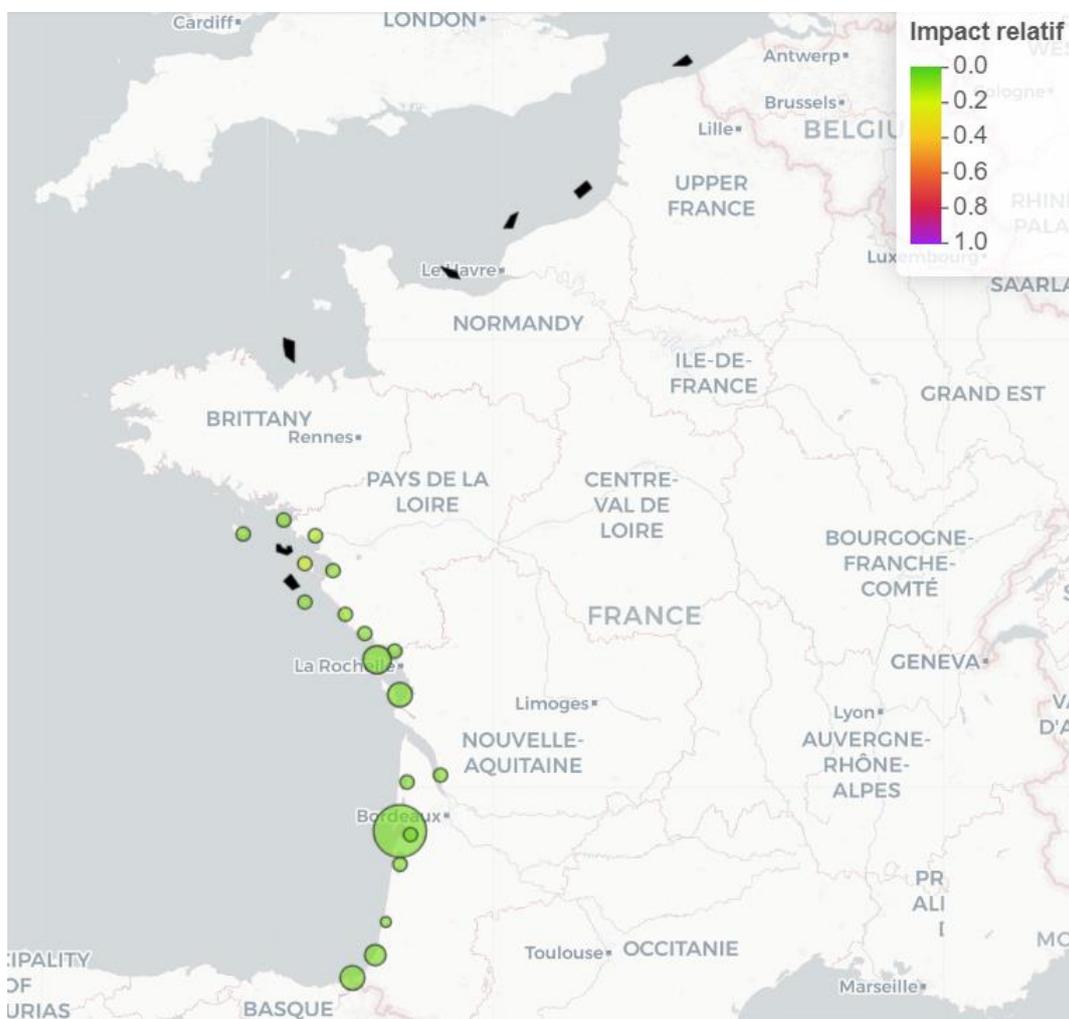


Figure 35. Cartographie de l'impact estimé pour chaque sous-population de Goéland leucophée. Le gradient de couleur indique la force d'impact relatif estimée (voir légende). La taille des cercles est proportionnelle à la taille relative des différentes sous-populations.

Colonies numérotées : Goéland leucophée (Larus michahellis)



Tableau 39. Résultats de l'analyse d'impact démographique sur le Goéland leucophée. Les sous-populations (« Pop ») sont numérotés par ordre croissant du Nord vers le Sud (Pop 1 = la plus au Nord). Le tableau est trié par ordre décroissant selon l'impact estimé pour chaque sous-population. Les I.C. à 95% sont fournis entre crochets.

Pop	Taille de population initiale (2021) estimée	Nombre de mortalités annuelles estimé	Impact relatif estimé (médiane)	Impact estimé (quantile 95%)
4	55 [9, 159]	0.0 [0.0, 0.1]	0.02 [0.00, 0.20]	0.14
3	49 [9, 128]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.12]	0.08
7	69 [16, 165]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.07]	0.04
6	67 [12, 168]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.03]	0.02
1	68 [12, 170]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.02]	0.01
5	75 [12, 222]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.02]	0.01
8	73 [11, 199]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.01]	0.00
2	72 [11, 209]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
9	75 [15, 180]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
10	395 [296, 497]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
11	288 [148, 433]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
12	91 [17, 230]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
13	59 [11, 150]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
14	924 [768, 1084]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
15	41 [8, 109]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
16	88 [16, 239]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
17	36 [6, 111]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
18	209 [115, 306]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
19	298 [185, 417]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
National	3125 [2650, 3680]	0.1 [0.1, 0.2]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00

Tableau 40. Probabilité d'extinction à 30 ans de chaque sous-population de Goéland leucophée selon les deux scénarios : (i) le scénario de référence sans parc éolien et donc sans impact ; et (ii) le scénario avec impact. La dernière colonne montre l'augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans liée à l'ajout de l'impact « collision » des 7 parcs éoliens. Les sous-populations sont triées par ordre décroissant de probabilité d'extinction (avec impact).

Pop	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
17	0.14	0.14	0%
15	0.11	0.11	0%
3	0.09	0.09	1%
4	0.08	0.08	1%
13	0.07	0.07	0%
1	0.06	0.06	0%
6	0.06	0.06	0%
7	0.04	0.05	1%
2	0.05	0.05	0%
5	0.05	0.05	0%
8	0.05	0.05	0%
9	0.04	0.04	0%
16	0.04	0.04	0%
12	0.03	0.03	0%
10	0	0	0%
11	0	0	0%
14	0	0	0%
18	0	0	0%
19	0	0	0%
National	0.00	0.00	0%

11.1.18 Macareux moine (*Fratercula arctica*)

Données disponibles

Le jeu de données de 2009 à 2021 sur le Macareux moine comptabilisait 5 colonies regroupées en 3 sous-populations.

A l'échelle nationale, le nombre de collisions annuelles cumulé sur les 7 parcs éoliens a été estimé à environ 13.8 mortalités/an pour cette espèce pour une taille de population d'environ 640 individus, soit un taux de mortalité par individu de 2.17%. La sous-population la plus exposée aux collisions totalise environ 13.6 mortalités/an pour un effectif d'environ 610 individus, soit un taux de mortalité par individu de 2.23%. Les deux autres sous-populations, qui sont beaucoup plus petites (~10 individus chacune), sont exposées à un taux de mortalité par individu de 0.60% et 0.81% respectivement.

Résultats de l'analyse d'impact

A l'échelle nationale (arc atlantique français), l'impact démographique relatif à 30 ans sur la métapopulation de Macareux moine est estimé à environ 92% (Tableau 41). L'estimation d'impact à l'échelle nationale est cependant peu précise (Figure 36), avec un intervalle de confiance à 95% compris entre 9% et 96%, pour une valeur médiane estimée à 47%. La probabilité d'extinction à 30 ans de la métapopulation nationale est nulle pour le scénario sans impact, et elle demeure très faible (<0.01%) pour le scénario avec collisions (Tableau 42).

A l'échelle locale, l'impact des collisions prédites sur les sous-populations varie entre 75% et 100% (Tableau 41; Figure 37).

Le risque d'extinction à 30 ans est supérieur à 5% pour 2 sous-populations selon le scénario sans impact, et également pour 2 sous-populations selon le scénario avec impact. En moyenne, l'impact cumulé des collisions fait augmenter le risque d'extinction à 30 ans de 2.4%.

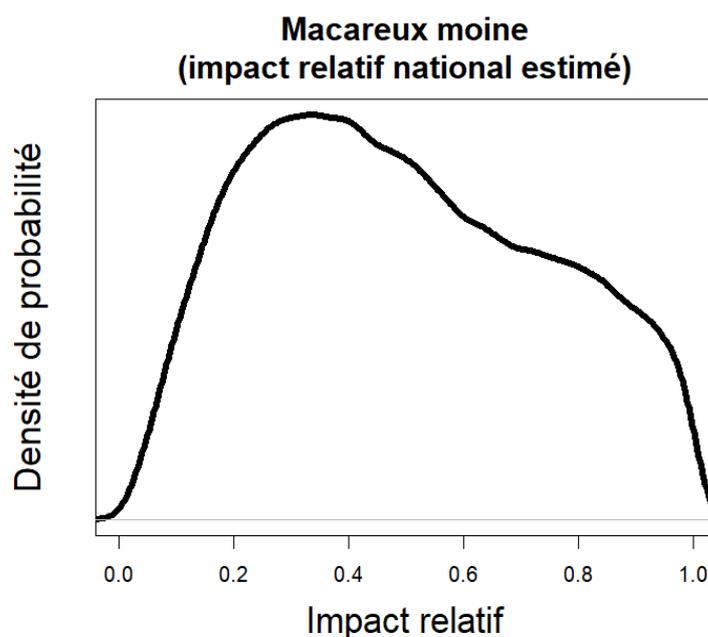


Figure 36. Distribution de probabilité de l'impact démographique relatif des collisions sur la population nationale de Macareux moine.

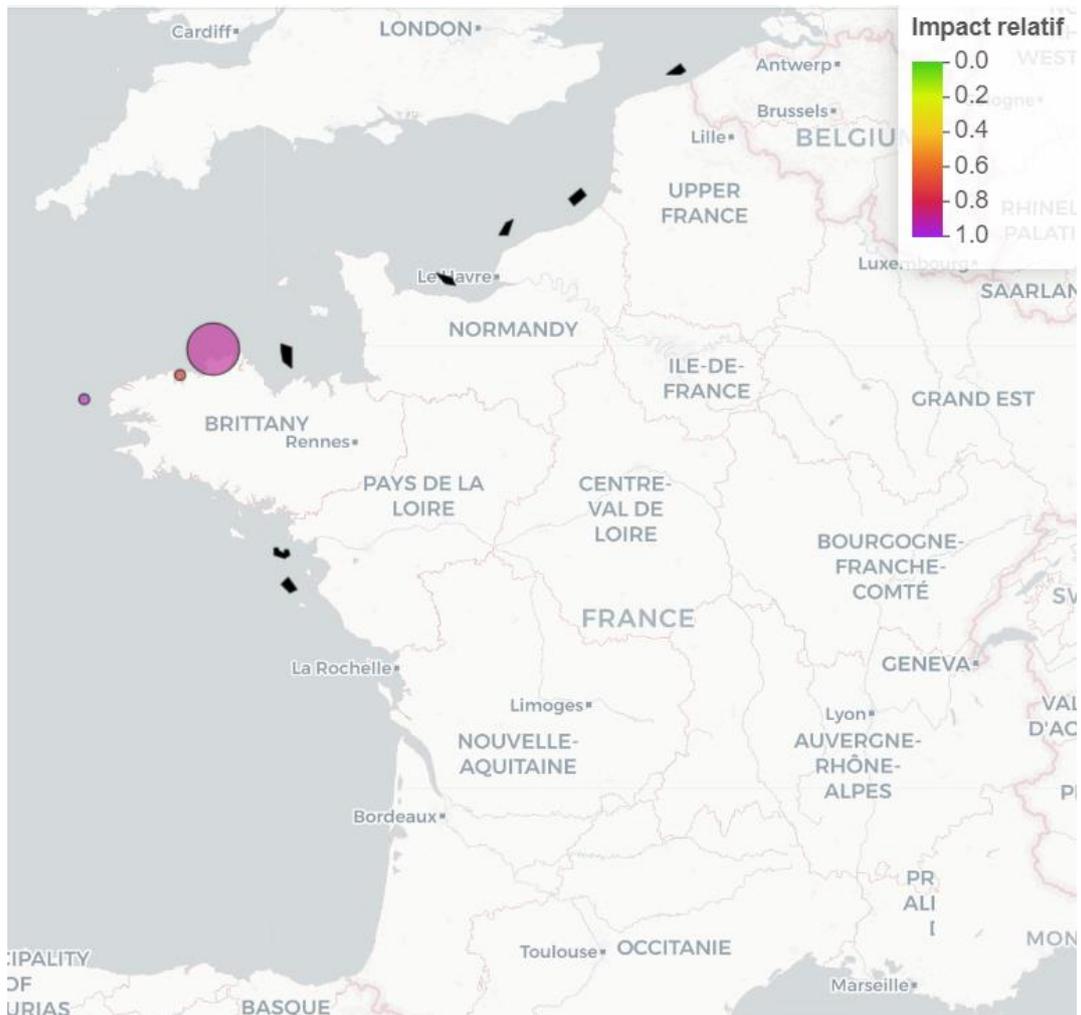


Figure 37. Cartographie de l'impact estimé pour chaque sous-population de Macareux moine. Le gradient de couleur indique la force d'impact relatif estimée (voir légende). La taille des cercles est proportionnelle à la taille relative des différentes sous-populations.

Colonies numérotées : Macareux moine (Fratercula arctica)



Tableau 41. Résultats de l'analyse d'impact démographique sur le Macareux moine. Les sous-populations (« Pop ») sont numérotés par ordre croissant du Nord vers le Sud (Pop 1 = la plus au Nord). Le tableau est trié par ordre décroissant selon l'impact estimé pour chaque sous-population. Les I.C. à 95% sont fournis entre crochets.

Pop	Taille de population initiale (2021) estimée	Nombre de mortalités annuelles estimé	Impact relatif estimé (médiane)	Impact estimé (quantile 95%)
3	12 [2, 43]	0.1 [0.0, 0.5]	0.14 [0.00, 1.00]	1.00
1	610 [522, 702]	13.6 [2.1, 70.8]	0.48 [0.09, 0.97]	0.94
2	11 [2, 39]	0.1 [0.0, 0.3]	0.09 [0.00, 1.00]	0.75
National	637 [544, 745]	13.8 [2.2, 71.3]	0.47 [0.09, 0.96]	0.92

Tableau 42. Probabilité d'extinction à 30 ans de chaque sous-population de Macareux moine selon les deux scénarios : (i) le scénario de référence sans parc éolien et donc sans impact ; et (ii) le scénario avec impact. La dernière colonne montre l'augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans liée à l'ajout de l'impact « collision » des 7 parcs éoliens. Les sous-populations sont triées par ordre décroissant de probabilité d'extinction (avec impact).

Pop	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
2	0.69	0.70	2%
3	0.67	0.69	3%
1	0	0.01	NA
National	0	<0.01	NA

11.2 Annexe 2. Résultats d'estimation des tendances démographiques pour le scénario sans impact éolien

Les résultats d'évolution des tailles de populations nationales entre 2009 et 2021 révèlent qu'environ la moitié des espèces d'oiseaux marins est en déclin (tableaux 43 et 44).

Sur les 21 espèces analysées, les 9 espèces suivantes sont en effet en déclin : le Goéland cendré (-8.1%/an), la Guifette noire (-7.1%/an), le Goéland argenté (-4.6%/an), le Macareux moine (-3.9%/an), le Goéland brun (-3.2%/an), le Goéland marin (-3.0%/an), la Sterne pierregarin (-2.8%/an), le Grand cormoran (-1.2%/an), le Fou de Bassan (-0.8%/an). Pour ces 9 espèces, les I.C. à 95% sur leur taux de croissance annuel ne recoupent pas zéro (Tableau 43), ce qui signifie que leur déclin est « significatif ».

Parmi les 12 autres espèces, 9 sont en croissance (taux de croissance significativement positif ; voir Tableau 43) : la Mouette tridactyle (1.6%/an), le Goéland leucophée (2.0%/an), la Sterne caugek (2.7%/an), l'Océanite tempête (2.9%/an), la Mouette rieuse (4.0%/an), la Mouette mélanocéphale (5.5%/an), le Guillemot de Troil (10.1%/an), le Puffin des Anglais (11.6%/an), le Pingouin torda (14.5%/an). On notera que ces trois dernières espèces ont un taux de croissance annuel >10%, ce qui est très élevé pour de telles espèces longévives.

Tableau 43. Taux de croissance annuel de chaque espèce, à l'échelle nationale, estimés sur la période 2009-2021 (analyse démographique rétrospective). Les intervalles de confiance (I.C.) à 95% sont fournis entre crochets. Le tableau est trié selon le taux de croissance des espèces, du plus bas vers le plus élevé.

Espèce	Taux de croissance annuel
Goéland cendré	-8.1% [-12.0%, -4.5%]
Guifette noire	-7.1% [-11.0%, -3.4%]
Goéland argenté	-4.6% [-5.2%, -3.9%]
Macareux moine	-3.9% [-5.5%, -2.3%]
Goéland brun	-3.2% [-3.7%, -2.8%]
Goéland marin	-3.0% [-3.4%, -2.5%]
Sterne pierregarin	-2.8% [-3.8%, -1.7%]
Grand cormoran	-1.2% [-2.0%, -0.3%]
Fou de Bassan	-0.8% [-1.2%, -0.4%]
Sterne de Dougall	-0.1% [-5.3%, 5.9%]
Fulmar boréal	0.4% [-0.8%, 1.6%]
Cormoran huppé	0.5% [-0.0%, 1.1%]
Mouette tridactyle	1.6% [0.5%, 2.8%]
Goéland leucophée	2.0% [0.1%, 4.2%]
Sterne caugek	2.7% [0.6%, 5.0%]
Océanite tempête	2.9% [2.0%, 3.6%]
Mouette rieuse	4.0% [-0.4%, 8.8%]
Mouette mélanocéphale	5.5% [3.3%, 8.1%]
Guillemot de Troil	10.1% [8.8%, 11.3%]
Puffin des Anglais	11.6% [9.5%, 13.4%]
Pingouin torda	14.5% [12.8%, 16.1%]

Pour les trois espèces restantes, le taux de croissance annuel recoupe zéro, ce qui ne permet pas de conclure de façon tranchée sur leur tendance : la Sterne de Dougall (-0.1%, I.C._{.95%} = [-5.3%, 5.9%]), le Fulmar boréal (0.4%, I.C._{.95%} = [-0.8%, 1.6%]), le Cormoran huppé (0.5%, I.C._{.95%} = [-0.1%, 1.1%]). Il semblerait que la tendance nationale soit stable pour la Sterne de Dougall, tandis que le Fulmar boréal et le Cormoran huppé semblent être en très légère croissance.

On notera la grande variabilité des tailles de populations « nationales », telles que définies sur la zone d'étude (façade atlantique française) qu'il existe entre espèces (tableau 44). L'espèce avec les effectifs nationaux les plus faibles est le Goéland cendré, dont la population nationale totale en 2009 était estimée à environ 33 individus, ce qui correspond à environ 12 couples reproducteurs. Entre 2009 et 2021, sa population nationale a chuté de près de 64% pour atteindre seulement 12 individus environ, soit seulement 4 ou 5 couples reproducteurs.

L'espèce avec les effectifs nationaux les plus élevés est le Goéland argenté, dont la population nationale totale (hors colonies urbaines), était estimée à environ 209 000 individus en 2009, ce qui correspond à environ 44 000 couples reproducteurs. Entre 2009 et 2021, sa population nationale a baissé d'environ 43% pour atteindre 119 000 individus environ, ce qui correspond à environ 25 000 couples reproducteurs.

Tableau 44. Résumé des résultats, à l'échelle nationale, de l'analyse démographique rétrospective (2009-2021) pour chaque espèce. Sont fournis : l'estimation des tailles de populations nationales (N) au début (2009) et à la fin (2021) de la série de données ; l'estimation de la croissance nationale sur cette période de 13 ans ; les intervalles de confiance (I.C.) à 95% de ces estimations, entre crochets. Le tableau est trié selon le taux de croissance des espèces, du plus bas vers le plus élevé.

Espèce	N ₂₀₀₉	N ₂₀₂₁	Croissance sur 13 ans
Goéland cendré	33 [28, 35]	12 [7, 18]	-63.6% [-78.5%, -42.4%]
Guifette noire	597 [469, 741]	247 [167, 341]	-58.6% [-75.4%, -33.9%]
Goéland argenté	209040 [197698, 220999]	119157 [112872, 125626]	-43.0% [-47.5%, -38.1%]
Macareux moine	1073 [969, 1176]	663 [575, 764]	-38.1% [-49.0%, -24.7%]
Goéland brun	67513 [67086, 67608]	45439 [43006, 47990]	-32.7% [-36.3%, -28.8%]
Goéland marin	38461 [37245, 38795]	26729 [25442, 28036]	-30.3% [-33.8%, -26.5%]
Sterne pierregarin	16222 [15367, 16436]	11464 [10137, 12969]	-29.0% [-37.5%, -18.8%]
Grand cormoran	20200 [18558, 21510]	17402 [16348, 18495]	-13.8% [-21.5%, -4.1%]
Fou de Bassan	56983 [55551, 58508]	51967 [50307, 53715]	-8.8% [-13.1%, -4.4%]
Sterne de Dougall	235 [142, 306]	233 [141, 336]	-0.7% [-47.7%, 99.8%]
Fulmar boréal	2533 [2319, 2770]	2658 [2414, 2913]	4.9% [-9.3%, 20.5%]
Cormoran huppé	26712 [25484, 28023]	28487 [27305, 29668]	6.7% [-0.3%, 13.8%]
Mouette tridactyle	23678 [21240, 26157]	28579 [26641, 30689]	20.7% [6.4%, 38.5%]
Goéland leucopnée	2412 [1961, 2843]	3062 [2628, 3560]	27.3% [0.9%, 63.4%]
Sterne caugek	22543 [18616, 26700]	30947 [26778, 35523]	37.2% [7.0%, 79.3%]
Océanite tempête	2430 [2292, 2600]	3413 [3197, 3642]	40.5% [27.4%, 53.1%]
Mouette rieuse	11395 [7302, 16398]	18125 [14221, 22326]	59.3% [-4.4%, 176.1%]
Mouette mélanocéphale	5632 [4438, 6198]	10553 [8551, 12806]	89.5% [46.9%, 154.8%]
Guillemot de Troil	874 [789, 972]	2765 [2540, 3000]	216.2% [173.7%, 271.6%]
Puffin des Anglais	575 [485, 706]	2136 [1908, 2406]	271.6% [195.7%, 353.8%]

A l'échelle nationale, et en termes de tendances, les résultats des projections démographiques à 30 ans (analyse prospective ; 2021-2051) sont similaires à ceux de l'analyse rétrospective. Les mêmes espèces sont en déclin et les mêmes espèces sont en croissance (tableau 45). Ceci est totalement attendu étant donné que l'analyse prospective se base sur les taux de croissance annuels estimés dans l'analyse rétrospective pour projeter la démographie nationale de chaque espèce dans le futur.

L'espèce dont le déclin prédit à 30 ans est le plus important est le Goéland cendré (-92.0%, I.C._{.95%} = [-97.8%, -74.8%]). Cette espèce, dont les effectifs prédits chuteraient de 12 individus (I.C._{.95%} = [7, 18]) à 1 seul individu (I.C._{.95%} = [0, 4]), court donc un risque majeur d'extinction sur notre territoire. De façon similaire, la Guifette noire et le Macareux moine, qui ont des effectifs nationaux assez faibles et dont le déclin prédit sur 30 ans est respectivement de 89% et 70%, courent probablement un risque non négligeable d'extinction sur notre territoire.

Pour les trois espèces ayant le taux de croissance le plus fort (Guillemot de Troïl, Puffin des Anglais, Pingouin torda ; taux annuel >10%, voir tableau 43), la projection prédit une croissance à 30 ans (>1000%) qui est probablement peu réaliste pour de telles espèces. Cette prédiction n'est qu'une prolongation de la tendance récente, mais cette dernière s'est faite sur des effectifs absolus relativement faibles (< 1000 individus et <250 couples en 2009). À mesure que les effectifs augmentent, on s'attend à ce que des effets de type densité-dépendance se fassent de plus en plus ressentir, ce qui devrait ralentir la croissance de ces espèces. La question se pose donc de savoir si ces espèces peuvent réellement maintenir de telles tendances sur une telle période de temps.

Tableau 45. Résumé des résultats, à l'échelle nationale, de l'analyse démographique prospective (2021-2051) pour chaque espèce. Sont fournis : l'estimation des tailles de populations nationales (N) au début (2009) et à la fin (2021) de la série de données ; l'estimation de la croissance nationale sur cette période de 13 ans ; les intervalles de confiance (I.C.) à 95% de ces estimations, entre crochets. Le tableau est trié selon le taux de croissance des espèces, du plus bas vers le plus élevé.

Espèce	N ₂₀₂₁	N ₂₀₅₁	Croissance sur 30 ans
Goéland cendré	12 [7, 18]	1 [0, 4]	-92.0% [-97.8%, -74.8%]
Guifette noire	247 [167, 341]	27 [5, 116]	-89.0% [-97.0%, -64.5%]
Goéland argenté	119157 [112872, 125626]	29276 [22776, 37483]	-75.4% [-80.0%, -69.9%]
Macareux moine	663 [575, 764]	200 [107, 372]	-69.9% [-81.4%, -50.8%]
Goéland brun	45439 [43006, 47990]	16911 [13941, 20487]	-62.8% [-67.6%, -57.3%]
Goéland marin	26729 [25442, 28036]	10837 [9095, 12946]	-59.5% [-64.4%, -53.7%]
Sterne pierregarin	11464 [10137, 12969]	4871 [3127, 7650]	-57.5% [-69.2%, -40.7%]
Grand cormoran	17402 [16348, 18495]	11992 [9041, 16346]	-31.1% [-45.5%, -10.0%]
Fou de Bassan	51967 [50307, 53715]	41286 [35474, 47905]	-20.6% [-29.6%, -10.6%]
Sterne de Dougall	233 [141, 336]	231 [29, 1729]	-1.7% [-80.2%, 464.6%]
Fulmar boréal	2658 [2414, 2913]	2998 [1921, 4559]	12.7% [-21.8%, 59.5%]
Cormoran huppé	28487 [27305, 29668]	33469 [27386, 40556]	17.5% [-0.8%, 38.2%]
Mouette tridactyle	28579 [26641, 30689]	45700 [31718, 68350]	60.1% [16.7%, 125.8%]
Goéland leucopnée	3062 [2628, 3560]	5615 [2796, 11487]	82.9% [2.2%, 241.1%]
Sterne caugék	30947 [26778, 35523]	68224 [32633, 147413]	120.7% [18.4%, 330.6%]

Océanite tempête	3413 [3197, 3642]	7988 [5960, 10425]	133.8% [83.3%, 190.0%]
Mouette rieuse	18125 [14221, 22326]	58205 [13597, 264429]	220.1% [-10.6%, 1166.3%]
Mouette mélanocéphale	10553 [8551, 12806]	52629 [22788, 125387]	394.5% [161.4%, 936.5%]
Guillemot de Troïl	2765 [2540, 3000]	49168 [32248, 72790]	1678.2% [1139.1%, 2379.5%]
Puffin des Anglais	2136 [1908, 2406]	56828 [30147, 100484]	2561.9% [1404.0%, 4287.9%]
Pingouin torda	532 [494, 568]	30595 [18846, 49139]	5657.4% [3653.4%, 8805.0%]

11.3 Annexe 3. Résultats des analyses préliminaires basées sur des modèles classiques de population close

Des analyses démographiques préliminaires, basées sur un modèle de population close, ont été menées sur le jeu de données du Cormoran huppé (*Gulosus aristotelis*). Les résultats de deux analyses sont présentés ici :

- (1) Une première analyse (Figure 38), où chaque colonie est individuellement considérée comme une population close.
- (2) Une seconde analyse (Figure 39), où les colonies ont été regroupées en sous-populations régionales en suivant la procédure décrite dans le rapport, et où chaque sous-population est considérée comme une population close.

Ces deux analyses fournissent des projections démographiques peu réalistes. Dans la première analyse, à l'échelle des colonies, les projections prédisent que certaines colonies atteindront des effectifs supérieurs à 4 millions de couples (Figure 38), ce qui n'est bien sûr pas envisageable.

Dans la deuxième analyse, à l'échelle des sous-populations, les projections prédisent que certaines sous-populations atteindront des effectifs de l'ordre de 30 000 couples (Figure 39), un résultat moins extrême mais tout de même peu réaliste.

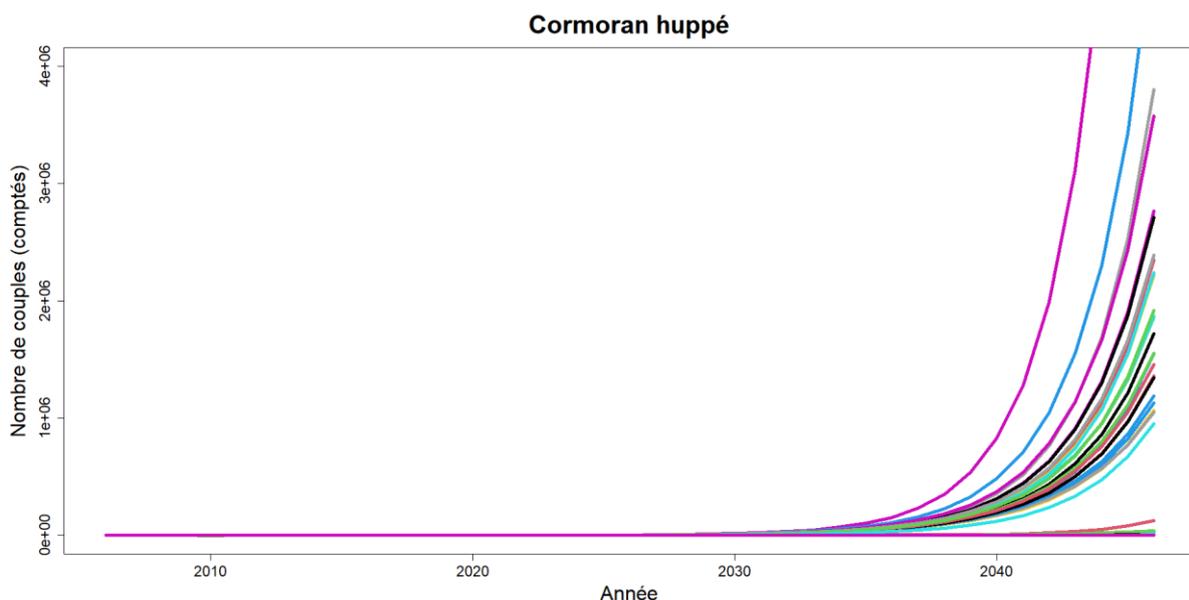


Figure 38. Projections démographiques pour le Cormoran huppé basées sur le modèle faisant l'hypothèse que chaque colonie est une population close.

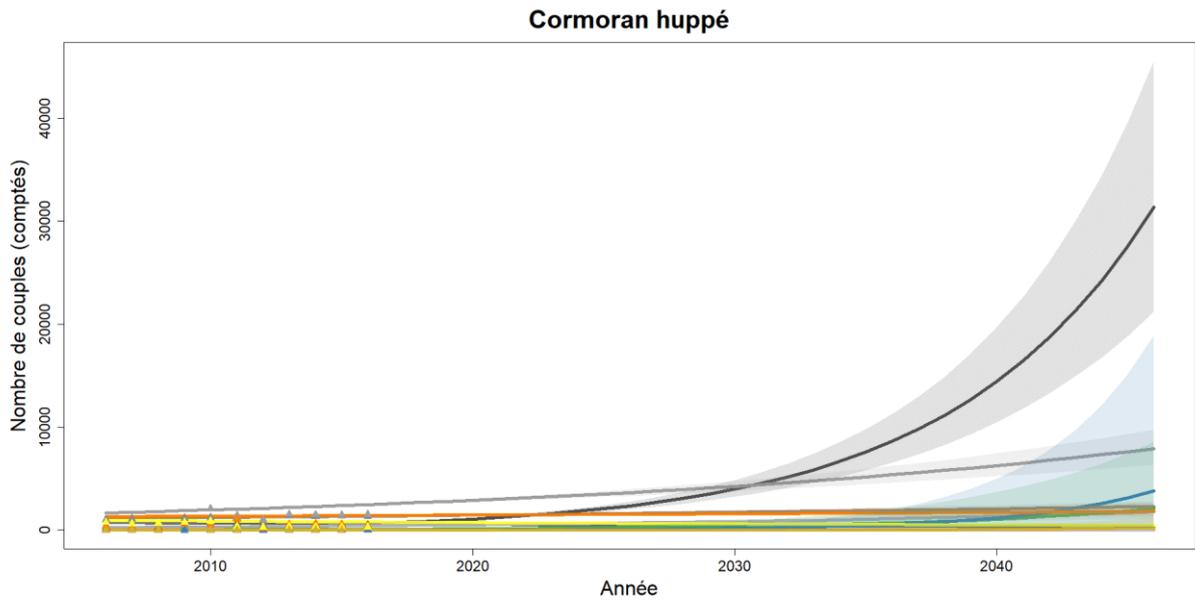


Figure 39. Projections démographiques pour le Cormoran huppé basées sur le modèle faisant l'hypothèse que chaque sous-population est une population close.

11.4 Annexe 4. Article scientifique décrivant la méthode démographique innovante développée pour les besoins du projet BIRD DYNAMIC

A new modeling approach to forecast local demographic trends of multiple subpopulations connected by dispersal

Thierry Chambert¹, Christophe Barbraud², Emmanuelle Cam³, Antoine Chabrolle⁴, Nicolas Sadoul⁵, Aurélien Besnard¹

¹CEFE, Univ Montpellier, CNRS, EPHE-PSL University, IRD, Montpellier, France

²Centre d'Etudes Biologiques de Chizé, UMR7372 CNRS-La Rochelle Université, 79360 Villiers-en-Bois, France

³Laboratoire des Sciences de l'Environnement Marin, LEMAR UMR 6539 CNRS/UBO/IRD/Ifremer, Université de Bretagne Occidentale, Institut Universitaire Européen de la Mer, 29280 Plouzané, France.

⁴Centre d'Ecologie et des Sciences de la Conservation (CESCO), Muséum national d'Histoire naturelle, Station de Biologie Marine, 29 900 Concarneau, France

⁵Groupement d'intérêt scientifique oiseaux marins (GISOM), Station de biologie marine, Place de la Croix, 29900 Concarneau, France

Abstract

1. Predicting animal population trajectories into the future has become a central exercise in both applied and fundamental ecology. Because demographic models classically assume population closure, they tend to provide inaccurate predictions when applied locally to interconnected subpopulations that are part of a larger metapopulation. Ideally, one should explicitly model dispersal among subpopulations, but in practice this is prevented by the difficulty of estimating dispersal rates in the wild.

2. To forecast the local demography of connected subpopulations, we developed a new demographic model (hereafter, the *two-scale model*) that disentangles two processes occurring at different spatial scales. First, at the larger scale, a closed population model describes changes in metapopulation size over time. Second, total metapopulation size is redistributed among subpopulations, using time-varying proportionality parameters. This two-step approach ensures that the long-term growth of every subpopulation is constrained by the overall metapopulation growth rate. It implicitly accounts for the interconnectedness among subpopulations and avoids unrealistic trajectories.

3. Using realistic simulations, we compared the performance of this new model with that of a classical closed population model at predicting subpopulations' trajectories over 30 years.

While the classical model predicted future subpopulation sizes with an average bias of 30% and produced predictive errors sometimes >500%, the two-scale model showed very little bias (<3%) and never produced predictive errors >20%. We also applied both models to a real dataset on European shags (*Gulosus aristotelis*) breeding along the Atlantic coast of France. Again, the classical model predicted highly unrealistic growths, as large as a 200-fold increase over 30 years for some subpopulations. The two-scale model predicted very sensible growths, never larger than a 3-fold increase over the 30-year time horizon, which is more in accordance with this species' life history.

4. This two-scale model provides an effective solution to forecast the local demography of connected subpopulations in absence of data on dispersal rates. In this context, it is a better alternative than closed population models and a more parsimonious option than full-dispersal models. Because the only data required are simple counts, this model could be useful to many large-scale wildlife monitoring programs.

Keywords: Population viability analysis, Dispersal, Open-population models, Seabird demography, Wildlife management, Predictive modelling

Introduction

Forecasting animal population trends into the future has become a central endeavor in both basic ecology and wildlife conservation (Morris and Doak 2002; Mouquet et al. 2015; Lacy 2019). This predictive exercise, often referred to as population viability analysis (Boyce 1992; Beissinger and McCullough 2002), is indeed a cornerstone of scientific studies that aim at (i) projecting the demographic consequences of some disturbance (e.g., habitat fragmentation) on animal populations (e.g., Morita & Yokota 2002) or (ii) comparing the consequences of alternative management scenarios (e.g., Ferreras et al. 2001). Demographic projections generally rely on models that assume geographic closure (Jeglinski et al. 2023), meaning that a population's trajectory is not influenced by dispersal processes but is only driven by births and deaths (Boyce 1992). The main reason for making this assumption is that immigration and emigration rates are usually very hard and costly to estimate in the wild (Cayuela et al. 2018; Miller et al. 2019). However, the validity of this simplifying assumption, and therefore the reliability of population projections, highly depends on the spatial scale at which the demographic model is applied (Thomas and Kunin 1999). On a relatively large scale, when the analysis encompasses an entire metapopulation (Hanski 1998, 1999), assuming geographic closure is totally relevant. Indeed, a metapopulation as a whole can be considered as a closed system dominated by births and deaths processes (Goodwin and Fahrig 1998; Hanski 1998). On a smaller spatial scale, however, the influence of dispersal on the local dynamics of (sub)populations becomes more important, and closed population models become ill-adapted (Goodwin and Fahrig 1998). When dealing with wide-ranging connected populations, there is thus a dilemma between the predictive accuracy and the local utility of the demographic predictions that can be made with a closed population model. Indeed, the accuracy of population projections tends to increase with the spatial scale of the predictive scope (e.g., focusing solely on the whole metapopulation size), because one is less likely to violate the closure assumption at larger scales. However, broad-scale predictions are usually less useful than site-specific ones, especially in the context of wildlife conservation (Clapham et al. 2008). Unfortunately, population units that are of primary interest to inform wildlife conservation

decisions are often much smaller than what could sensibly be considered as a *geographically closed* population (Moritz 1994).

The main risk when forecasting local demographic trajectories of interconnected subpopulations using a closed population model is to overestimate the trend of subpopulations that have recently experienced a positive balance of immigrants (see Figure 1A for an illustration of this effect). Consider the case of an initially small subpopulation that consistently receives a large number of immigrants each year. For several years, this subpopulation will experience a realized growth rate that largely exceeds the overall metapopulation's growth rate. However, such a large growth rate cannot be sustained for very long. Over time, as the size of this subpopulation increases, the relative contribution of immigration to its growth will necessarily decrease because, *proportionally speaking*, the production of new dispersers by other subpopulations cannot keep up the pace. Immigrants must indeed come from somewhere, and the rate of production of new dispersers is necessarily constrained by the metapopulation's growth rate. Ultimately, the growth rate of that immigration-subsidized subpopulation is not independent of the dynamics happening in the rest of the metapopulation. In such a situation, a closed population model will necessarily overpredict the growth of this subpopulation because it assumes that demographic trends are independent among subpopulations. This bias is due to the fact that the strong but transitory growth rate, experienced by this immigration-subsidized subpopulation, is being blindly projected forward over a long period. Because population growth is an exponential process, this bias can quickly become extremely severe (see Figure 1A), especially when density dependence is not included in the model (see discussion).

This risk of overprediction is very likely for species with a true metapopulation structure, such as colonial seabirds (Schippers et al. 2009; Jeglinski et al. 2023), gregarious bats (Reis et al. 2012; Moussy et al. 2013), small mammals (Olivier et al. 2009; Ozgul et al. 2009) or pond breeding amphibians (Alex Smith and M. Green 2005; Semlitsch 2008). A closed population model will necessarily produce unrealistic projections for any subpopulation (e.g. breeding colony) that has been experiencing a strong initial phase of immigration during the phase of data collection. To avoid this problem, the linkage between local growth and the production of new individuals at the metapopulation's scale must be explicitly stated in the model.

Open population models that incorporate immigration and emigration processes exist (Pulliam 1988; Hanski 1998). Their use remains however very limited in the context of most empirical analyses, because estimating dispersal rates in the wild is usually far too difficult and costly (Cayuela et al. 2018; Miller et al. 2019). Even in cases where it might be possible to estimate the rates of local immigrants and local emigrants for a single subpopulation, this will not be sufficient to solve the problem. Indeed, if a high rate of immigrants is estimated locally over a transitory period and then it is projected forward over many years, the positive bias described above will still occur. This is because one still implicitly assumes that the stock of immigrants is unlimited. To avoid this bias, immigration fluxes need to be constrained in a realistic way, for example through an explicit linkage between the local demography of subpopulations and the number of migrants they are sending away. In a fully explicit metapopulation model, this requires estimating not only the local dynamics of every subpopulations within a metapopulation, but also the rates of exchange between all possible pairs of subpopulations, which is usually prohibitive (Jeglinski et al. 2023).

To work around this issue, we built an innovative demographic model in which the change of any subpopulation's size is conditional on the overall metapopulation growth. Changes in metapopulation size are modeled first, using a classical "closed population" demographic process. Then, in a second step, total metapopulation size is distributed among all local subpopulations. This two-step process ensures that the growth of any subpopulation remains constrained by the number of individuals actually present in the metapopulation. This new modeling approach, named "two-scale model", was initially developed for the needs of a large-scale research project that aims at quantifying the cumulative impact of offshore wind energy development on the population dynamics of seabirds breeding along the French Atlantic coast. To assess the performance of this two-scale model, we first ran a simulation study. Next, we applied the model to a real dataset on European shags (*Gulosus aristotelis*). In both cases, the predictive performance of the two-scale model was compared with that of a classical closed population model assuming independent demographic trajectories among subpopulations.

Two-scale model description

Hereafter, we use the term *subpopulation* to refer to a local population connected to other local populations inside a larger metapopulation (Hanski 1998, 1999). Consider the case of I subpopulations connected by dispersal. The only data collected from each subpopulation are annual count censuses, without any form of individual identification, such that no information is available to estimate immigration and emigration rates. These types of 'simple count' data are extremely frequent in wildlife monitoring. Formally, we describe the census data $C_{i,t}$ as the number of animals (e.g. number of breeding pairs) counted in each subpopulation $i = \{1, \dots, I\}$ each year $t = \{1, \dots, T\}$.

First, we model metapopulation growth using a classical closed population approach:

$$N_{t+1} = \lambda \times N_t$$

where N_t is the metapopulation size (i.e. the sum of the sizes of all subpopulations; $N_t = \sum_{i=1}^I n_{i,t}$) in year t , and λ represents the interannual growth rate at the metapopulation scale. At this scale, because it is assumed that λ results only from birth and death processes, it corresponds to the true overall demographic trend and it is necessarily constrained by the species' life history strategy.

Second, we model the size ($n_{i,t}$) of each subpopulation i in year t by redistributing the metapopulation size (N_t) among the I subpopulations:

where $\gamma_{i,t}$, which we call the *redistribution parameter*, is the proportion of N_t allocated to subpopulation i . This proportion $\gamma_{i,t}$ varies among subpopulations, allowing each of them to receive its own specific fraction of the total metapopulation size N_t . In addition, $\gamma_{i,t}$ must vary across years to ensure that each subpopulation has its own demographic trajectory. To avoid overparameterization and because we are interested in estimating local trends, across-year variation is modeled using a linear temporal effect. Because of the constraints $\gamma_{i,t} \in [0 ; 1]$ and $\sum_{i=1}^I \gamma_{i,t} = 1$, this trend is modeled using an intermediary parameter ($w_{i,t} \in \{-\infty ; +\infty\}$), which is an unscaled equivalent of $\gamma_{i,t}$. The linear temporal trend is written as follows:

$$w_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i} \times (t - 1)$$

where $\beta_{0,i}$ represents the intercept for subpopulation i , i.e. the unscaled fraction of N_t received by subpopulation i in year 1; and $\beta_{1,i}$ represents the slope of the linear temporal trend for subpopulation i . The year- and subpopulation-specific values of $\gamma_{i,t}$ are then obtained by scaling values of $w_{i,t}$ on the $[0; 1]$ interval, as follows:

$$\gamma_{i,t} = \frac{w_{i,t}}{\sum_{i=1}^I w_{i,t}}$$

This last step ensures that the constraint $\sum_{i=1}^I \gamma_{i,t} = 1$ is satisfied.

Finally, we model the observation process giving rise to local count data $C_{i,t}$, using a normal distribution:

$$C_{i,t} \sim \text{Normal}(n_{i,t}, \sigma^2)$$

where $n_{i,t}$ is the true mean subpopulation size in year t and σ^2 is the variance due to the imperfect observation process. Without intra-annual replicated counts, note that stochastic process variance and observation error variance are actually confounded. If replicated counts were available, we could choose to model the observation process differently, including for instance a detection probability parameter (Williams et al. 2002; Royle 2004).

Closed population model description

In the closed population model, the demographic growth of each subpopulation i is simply modeled as:

$$n_{i,t+1} = \lambda_i \times n_{i,t}$$

where individual growth rates λ_i are independent and Normally distributed:

$$\lambda_i \sim \text{Normal}(\lambda_0, \sigma_\lambda^2)$$

with λ_0 the mean growth rate and σ_λ^2 its variance across subpopulations. The observation process is modeled exactly as in the two-scale (see above).

Applications

Simulations

Annual abundances at 8 connected subpopulations were simulated for 40 years. The initial metapopulation size was always set to $N_0 = 240$. For subpopulations, new values of initial size $n_{i,0}$ were randomly drawn at each simulation from a multinomial distribution, with individual probability parameters p_i themselves drawn from a Uniform(0,1) distribution to ensure enough variability in $n_{i,0}$ among subpopulations and across simulations. Starting from $n_{i,0}$, local

abundances were simulated forward in time as the result of two successive processes. First, the interannual dynamics of local births and deaths were modeled using constant *intrinsic* growth rates λ_i that were specific to each subpopulation i . Note that we use the term *intrinsic* to refer to the contribution of births and deaths only to a population's growth rate. Second, interannual dispersal events between subpopulations were simulated using a $I \times I$ matrix of dispersal rates in which each subpopulation i had its own level of attractiveness based on two parameters : (i) *site fidelity 'sf'* determined the probability that any individual would remain inside its current subpopulation (i.e. not emigrating); (ii) *heterogeneity in attractiveness 'ha'*, which can take values between 0 (no heterogeneity) and 1 (maximum heterogeneity), controlled the amount of heterogeneity in attractiveness among subpopulations. With $ha = 0$, an individual leaving its subpopulation would have the same probability of dispersing to any other subpopulation. With $ha > 0$, some subpopulations would be more attractive than others, and a dispersing individual would have a higher probability of ending up in one of them.

We simulated datasets for the following values of parameters sf and ha : $sf = \{0.3, 0.5, 0.7, 0.9\}$ and $ha = \{0.50, 0.75, 1.00\}$ to represent a wide range of parameters. We did not include scenarios with very low heterogeneity in attractiveness (e.g. $ha = 0$) because such scenarios did not seem realistic. This led to a total of 12 simulation scenarios, which were ran both in the context of a growing (*set 1*) and declining (*set 2*) metapopulation. For the first simulation set, the average metapopulation growth rate was set to $\lambda = 1.03$, and we parameterized the *intrinsic* growth rates of the eight subpopulations as follows: 0.96, 0.98, 1.01, 1.03, 1.04, 1.06, 1.07 and 1.10. For the second simulation set, the average metapopulation growth rate was set to $\lambda = 0.98$, with the eight subpopulation intrinsic growth rates taking the following values: 0.91, 0.93, 0.96, 0.98, 0.99, 1.01, 1.02, 1.05.

A total of 200 datasets was simulated each scenario within each simulation set. Each dataset simulated was analyzed with the two-scale model presented here, as well as with the classical closed population model. From the 40 years of local abundances simulated in each dataset, only the first 10 years were used as empirical count data to estimate parameters, while the next 30 years were set as NA's to let the model predict the "future" trajectory of each subpopulation. For the sake of simplicity, we assumed counts without error, which means that the number of animals in the count data is equal to the true number of animals present in a given subpopulation. The observation variance was thus set to $\sigma^2 = 0$ in both models.

Real data

Both closed population and two-scale models were applied to annual count data collected during the breeding season at European shag colonies distributed along the French Atlantic coast. These data were collected from multiple sources (local NGO's) and used for the need of a study aiming at quantifying the impact of collisions with offshore wind turbines on seabirds' demography. Given the spatial distribution of shag colonies in relation to the windfarms' planned locations (Figure 2), we expect some colonies to be more exposed to collisions than others. It was thus necessary to project the European shag demography at a scale finer than the whole Atlantic coast.

Annual count data on European shag colonies were collected between 2006 and 2016. Each year, as part of routine seabird surveys, the number of "Apparently Occupied Sites" (AOS) at a given colony was counted by field observers. An AOS is defined as one or two shags present at a nesting site, with or without presence of nesting material (Monnat and Cadiou 2004).

Counts in AOS are typically used as a proxy of the number of breeding pairs or reproductive females in seabird survey programs (e.g., Newson et al. 2008; Deakin et al. 2022). In the text below, we refer to it as the “number of breeding pairs”.

In total, 234 colonies were monitored during this 11-year period, but not every colony was surveyed every year. The number of colonies surveyed each year varied between 50 and 140, with an average of 90 (SD = 30.6). Only 27 colonies were present and surveyed every single year between 2006 and 2016, while 109 colonies were present or have been surveyed only once during this period. On average, a colony was surveyed 4.2 years (SD = 3.7). Shag pair abundance was also very heterogeneous across colonies (mean = 38.3, SD = 81.2), spanning from a single pair being present some years on the smallest colonies, up to 1,004 pairs for the largest one. For this analysis, the 234 colonies were aggregated in 11 subpopulations, based on their proximity to planned offshore windfarms, using the grouping procedure defined in Appendix 1. To build subpopulation-scale abundance data, we simply summed the count data across all the colonies included in a given subpopulation. Because the proportion of colonies surveyed within a given subpopulation varied across years, we had to include a proportionality correction parameter in the observation process model (Appendix 2). We added 30 years of NA’s to the 11-year count data to obtain subpopulation projections from both fitted models.

Model implementation

We implemented both closed population and two-scale models in a Bayesian framework, using a Markov Chain Monte Carlo (MCMC) posterior sampling procedure performed with package NIMBLE (de Valpine et al. 2017) in program R version 4.1.0 (R Core Team 2020). The MCMC approach allows combining the retrospective and prospective components of the analysis very easily, as follows. In addition to fitting the model to the T -year count data (i.e. retrospective analysis), we simply added 30 years of NA’s to the dataframe to obtain predictions of future subpopulation sizes across a 30-year time horizon. For all the analysis presented below, we ran 3 parallel chains of 55,000 MCMC samples each, with a burn-in period of 5,000 samples. Adequate convergence of MCMC chains was checked through a visual assessment of sample path plots and using the R-hat diagnostic of Brooks–Gelman–Rubin (Brooks and Gelman 1998). We decided that chain convergence was reached if R-hat < 1.01.

Predictive model performance was assessed using only model predictions for the 30-year forecasting period. To compare the performance of the two models, we used measures of (i) relative bias, i.e. bias scaled by the parameter value, and (ii) root mean squared error (RMSE), a measure that combines both bias and imprecision.

Results

Simulations

Our simulation study reveals that the two-scale model provides much more accurate predictions than a classical closed subpopulation model assuming independent demographic trajectories among subpopulations (Figure 1, Tables 1 and 2; see also Appendix 3 for detailed results of each scenario).

The difference in performance between both models is particularly striking for the prediction of future subpopulation sizes. Across years and space, the classical model tended to overpredict future subpopulation sizes. Across all the scenarios assessed, the averaged bias was 26.5%, with a minimum bias of 9.7% and a maximum bias of 47.6% (Tables 1 and 2). Our new two-scale model, on the other hand, showed very little bias, with a tendency towards a slight under-estimation of future subpopulation sizes. The averaged bias was -3.6% with all biases falling inside the -6.7% – 0.3% range (Tables 1 and 2). The difference in terms of RMSE on that parameter is even more marked. The classical model has an averaged relative RMSE of 110% vs. only 10% for the two-scale model.

When focusing on the subpopulation with the largest rate of growth, the difference of performance between the two models is even more salient. The classical model predicted that subpopulation's size at the 30-year time horizon with an error of 415% on average, which means a 5-fold over-estimation. Across the scenario assessed, this error varied between 175% and 734%, highlighting that the classical model was never able to provide an accurate prediction of the future size of the fastest growing subpopulation. In contrast, the two-state model displayed an average predictive error of -4.4%, with an error range between -16.8% and 9.5%. Here also, the tendency was a slight underestimation, but this was not a systematic pattern observed for every scenario (Appendix 3).

As far as predicting growth rates, our new model also performed systematically better than the classical model, but the differences were less noticeable (Tables 1 and 2). In terms of subpopulation-specific growth rates, the classical model had a -2% bias and a 5% RMSE, while our new model showed a -0.2% and 1.5% RMSE. Regarding the overall metapopulation growth rates, the biases were of 2% and -0.4% for the classical model and our new model, respectively.

Real data

As expected, the classical demographic model assuming population closure at the local scale forecasted much larger growths for some subpopulations than our two-scale model (Figure 3, Table 3). For instance, the classical model predicts that subpopulation #1 will grow from ca. 600 breeding pairs in 2016 to ca. 31,600 pairs by 2046 (Table 3), which represents a 51-fold increase in 30 years. This is a very unlikely scenario that would require a consistent growth of 14% each year. Our model, on the other hand, predicts a much more credible subpopulation size of ca. 1,700 pairs in 2046. This represents a 3-fold increases in 30 years and would require an average annual growth rate of 7%. A similar pattern is observed for subpopulation #8 (Table 3), which was holding only 17 breeding pairs in 2016. The classical model predicts a 213-fold increase of this subpopulation, which is expected to reach ca. 3,600 pairs by 2046. On the other hand, our model only predicts a 3-fold increase with a final subpopulation size of ca. 48 breeding pairs. Overall, average predictions of subpopulation sizes by 2046 range between 27 and 31,600 pairs for the classical model, *versus* a range comprised between 10 and 5,400 pairs for the new model.

At the metapopulation scale, despite the fact that the overall growth rate seems fairly similar between the two models ($\lambda = 1.05$ for the classic model vs. $\lambda = 1.02$ for the new model), the metapopulation size after 30 years predicted by the classical model ($N_{TH} = 52,253$) is 3.4 times larger than that predicted by the two-scale model ($N_{TH} = 15,433$). The metapopulation growth prediction from the classical model represents a 6.6-fold increase over 30 years, which

does not seem realistic for such a long-lived species. From the two-scale model, the prediction is only a 1.9-fold increase, a result that appears much more sensible.

Discussion

The two-scale demographic model presented in this study provides an efficient approach to forecast the local growth of multiple subpopulations interconnected by dispersal. Because the only data required to implement this model are annual subpopulation counts, it should prove useful in many situations. Indeed, most wildlife monitoring programs that are routinely conducted around the world, notably in the context of omnibus surveillance monitoring (Nichols and Williams 2006), consist of simple head counts without any form of individual identification or any other means of estimating dispersal rates (Yoccoz et al. 2001; Pollock et al. 2002).

As shown by the results from our simulations and real data analyses, this model is a better alternative than closed population models, which inappropriately assume independent subpopulation trajectories and, as a consequence, systematically overpredict the growth of some subpopulations or even that of the metapopulation as a whole. Moreover, in absence of ancillary information on dispersal rates, the two-scale model provides a more parsimonious and thus more relevant alternative than full-dispersal models, which consider bidirectional exchanges between every possible pairs of subpopulations. For m subpopulations, a full-dispersal model would require estimating m^2 dispersal rates (i.e., $m \times m$ dispersal matrix), while the two-scale model only requires estimating $2m$ *redistribution* parameters (m intercepts [i.e. $\beta_{0,i}$] and m temporal slopes [i.e. $\beta_{1,i}$]). This gain in number of parameters is achieved because the redistribution of individuals across space is modeled in a centralized top-down fashion (i.e., unidirectional vertical transfer), instead of considering full bidirectional horizontal transfers. Although our approach does not accurately reflect how dispersal really occurs in the wild, it provides a convenient and fully identifiable model that allows estimating and forecasting local subpopulation trajectories with good accuracy, in absence of dispersal data.

Traditionally, demographic forecasting has been based on closed population models and therefore primarily carried on single and isolated (sub)populations (Lacy 2019). A specific method, called multiple-population viability analyses (Wenger et al. 2017), allows predicting demographic trajectories for several (sub)populations but only if they are fully isolated from each other (Legault 2005; Neville et al. 2020). In both cases, because the focal entities defined as “populations” are isolated fragment of a species’ distribution range (e.g., Lunney et al. 2007), the assumption of geographic closure can genuinely be made. However, when viability analyses are performed at spatial scales that encompass several connected subpopulations, only two methods have been available so far. First, a site occupancy approach can be used (Sjögren-Gulve and Hanski 2000; MacKenzie et al. 2006). Such metapopulation viability analyses are able to predict probabilities of colonization and extinction for each subpopulation (e.g., Schtickzelle and Baguette 2004; Howell et al. 2020), but they do not provide any insight on local demography (Sjögren-Gulve and Hanski 2000). Second, we can treat the whole metapopulation as a unique focal “population” and use a classical closed population model (e.g., Frick et al. 2017). This approach is valid because the closure assumption is met at the metapopulation scale (Goodwin and Fahrig 1998), but it cannot produce the local predictions that are usually wanted (Clapham et al. 2008).

Our main motivation for developing the two-scale model was to solve the issue of unrealistic demographic booms in subpopulation predictions. An alternative to avoid this issue would be to include density-dependence in every local subpopulation. This would actually provide a more mechanistic and realistic solution, but we found two important issues with that approach. First, although density-dependence has been reported in many instances (Sánchez-Lizaso et al. 2000; Brook and Bradshaw 2006; Bonenfant et al. 2009), there is usually no guarantee that a given subpopulation actually experiences density-dependent regulation of its growth (Sánchez-Lizaso et al. 2000; Horswill et al. 2017). Secondly, the strength and shape of density-dependence is very hard to estimate from simple time series of population counts, especially when observation uncertainty cannot be properly accounted for (Knappe and de Valpine 2012; Lebreton and Gimenez 2013). Our two-scale model was specifically developed to deal with limited data, and in such a situation, it would seem impossible to estimate density-dependence parameters for multiple subpopulations with a decent level of accuracy.

Like in any forecasting exercise that aims at making anticipatory predictions (Maris et al. 2018), the projections produced by the two-scale model rely on the assumption that recent historical conditions, which were driving subpopulation trends, will persist in the future (Mouquet et al. 2015). More specifically, this model first assumes that the overall metapopulation growth will remain constant over time, which is a very common assumption in most PVA analyses (Boyce 1992; Lacy 2019). Second, the two-scale model assumes that dispersal rates among subpopulations, captured through redistribution parameters $\gamma_{i,t}$, follow a constant linear trend over time, which might not totally reflect the true changes of dispersal dynamics in the metapopulation. As mentioned above, these assumptions of constancy are a common issue in every anticipatory prediction endeavor, independently from the type of modeling approach being used (Mouquet et al. 2015; Maris et al. 2018).

Currently, the model is formulated to analyze single count data (i.e. only one count per colony per year), because these are often the only data available, as is the case for the present European shag case study that motivated the development of this approach. However, we know that intra-annual repeated counts are a much more reliable source of information to account for observation errors (Williams et al. 2002), especially when one seeks to disentangle interannual process variance from observation variance (Nichols et al. 2009; Ahrestani et al. 2013). Repeated count data can easily be incorporated in this model, simply by adding one level of indexing (i.e., repetitions k) to the count data ($C_{i,t,k}$) in the observation process. In addition, one could easily consider alternative ways of modeling the observation process, including for example a parameter for individual detection probability as is done in N-mixture models (Royle 2004).

Forecasting future population trends at both large and local scales is an exercise of growing interest to research ecologists, wildlife managers and decision makers (Sutherland and Freckleton 2012; Mouquet et al. 2015; Houlahan et al. 2017). However, making reliable predictions often requires large amounts of data that can be difficult or costly to obtain (Yoccoz et al. 2001). This issue is further complicated by the fact that the monitoring of animal populations that span across large areas is rarely done in the context of a single, well-planned wildlife program (Pollock et al. 2002). Often, like in our European shag example, surveys at different locations are performed independently by different entities (e.g. local NGOs) that each have their own monitoring schedule. As a consequence, not every subpopulation is surveyed every year, which results in a fair number of missing surveys in the dataset. For instance, in our shag example, the global dataset contained 63% of missing counts (i.e., colony

x year surveys). Despite this, the two-scale model was able to estimate and forecast subpopulation trajectories with decently narrow confidence intervals (see Figure 3B), which suggests a good robustness to missing data. Nonetheless, there surely is a limit to the amount of missing data that can be tolerated by the model before its predictions become unreliable, an important question that should be investigated in the near future.

References

- Ahrestani FS, Hebblewhite M, Post E. 2013. The importance of observation versus process error in analyses of global ungulate populations. *Scientific Reports* 3:3125.
- Alex Smith M, M. Green D. 2005. Dispersal and the metapopulation paradigm in amphibian ecology and conservation: are all amphibian populations metapopulations? *Ecography* 28:110–128. John Wiley & Sons, Ltd.
- Beissinger SR, McCullough DR. 2002. *Population viability analysis*. University of Chicago Press.
- Bonenfant C, Gaillard J, Coulson T, Festa-Bianchet M, Loison A, Garel M, Loe LE, Blanchard P, Pettorelli N, Owen-Smith N. 2009. Empirical evidence of density-dependence in populations of large herbivores. *Advances in ecological research* 41:313–357. Elsevier.
- Boyce MS. 1992. Population viability analysis. *Annual review of Ecology and Systematics* 23:481–497. Annual Reviews 4139 El Camino Way, PO Box 10139, Palo Alto, CA 94303-0139, USA.
- Brook BW, Bradshaw CJA. 2006. Strength of evidence for density dependence in abundance time series of 1,198 species. *Ecology* 87:1445–1451. John Wiley & Sons, Ltd.
- Brooks SP, Gelman A. 1998. General Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations. *Journal of Computational and Graphical Statistics* 7:434–455. American Statistical Association, Institute of Mathematical Statistics, and Interface Foundation of America.
- Cayuela H, Rougemont Q, Prunier JG, Moore J-S, Clobert J, Besnard A, Bernatchez L. 2018. Demographic and genetic approaches to study dispersal in wild animal populations: A methodological review. *Molecular Ecology* 27:3976–4010. John Wiley & Sons, Ltd.
- Clapham PJ, Aguilar A, Hatch LT. 2008. Determining spatial and temporal scales for management: lessons from whaling. *Marine Mammal Science* 24:183–201. Wiley Online Library.
- de Valpine P, Turek D, Paciorek C, Anderson-Bergman C, Temple Lang D, Bodik R. 2017. Programming with models: writing statistical algorithms for general model structures with {NIMBLE}. *Journal of Computational and Graphical Statistics* 26:403–413.
- Deakin Z, Cook A, Daunt F, McCluskie A, Morley N, Witcutt E, Wright L, Bolton M. 2022. A review to inform the assessment of the risk of collision and displacement in petrels and shearwaters from offshore wind developments in Scotland.
- Ferreras P, Gaona P, Palomares F, Delibes M. 2001. Restore habitat or reduce mortality? Implications from a population viability analysis of the Iberian lynx. *Animal Conservation forum* 4:265–274. Cambridge University Press.

- Frick WF, Baerwald EF, Pollock JF, Barclay RMR, Szymanski JA, Weller TJ, Russell AL, Loeb SC, Medellin RA, McGuire LP. 2017. Fatalities at wind turbines may threaten population viability of a migratory bat. *Biological Conservation* 209:172–177. Elsevier.
- Goodwin BJ, Fahrig L. 1998. Spatial scaling and animal population dynamics. *Ecological Scale: Theory and Application*. Columbia University Press, New York.
- Hanski I. 1998. Metapopulation dynamics. *Nature* 395.
- Hanski I. 1999. *Metapopulation ecology*. Oxford University Press.
- Horswill C, O'Brien SH, Robinson RA. 2017. Density dependence and marine bird populations: are wind farm assessments precautionary? *Journal of Applied Ecology* 54:1406–1414. Wiley Online Library.
- Houlahan JE, McKinney ST, Anderson TM, McGill BJ. 2017. The priority of prediction in ecological understanding. *Oikos* 126:1–7. Wiley Online Library.
- Howell PE, Hossack BR, Muths E, Sigafus BH, Chenevert-Steffler A, Chandler RB. 2020. A statistical forecasting approach to metapopulation viability analysis. *Ecological Applications* 30:e02038. John Wiley & Sons, Ltd.
- Jeglinski JWE, Wanless S, Murray S, Barrett RT, Gardarsson A, Harris MP, Dierschke J, Strøm H, Lorentsen S-H, Matthiopoulos J. 2023. Metapopulation regulation acts at multiple spatial scales: Insights from a century of seabird colony census data. *Ecological Monographs* n/a:e1569. John Wiley & Sons, Ltd.
- Knape J, de Valpine P. 2012. Are patterns of density dependence in the Global Population Dynamics Database driven by uncertainty about population abundance? *Ecology Letters* 15:17–23. John Wiley & Sons, Ltd.
- Lacy RC. 2019. Lessons from 30 years of population viability analysis of wildlife populations. *Zoo biology* 38:67–77. Wiley Online Library.
- Lebreton J, Gimenez O. 2013. Detecting and estimating density dependence in wildlife populations. *The Journal of Wildlife Management* 77:12–23. Wiley Online Library.
- Legault CM. 2005. Population Viability Analysis of Atlantic Salmon in Maine, USA. *Transactions of the American Fisheries Society* 134:549–562. Taylor & Francis.
- Lunney D, Gresser S, E. O'Neill L, Matthews A, Rhodes J. 2007. The impact of fire and dogs on Koalas at Port Stephens, New South Wales, using population viability analysis. *Pacific Conservation Biology* 13:189–201.
- MacKenzie D, Nichols J, Royle J, Pollock K, Bailey L, Hines J. 2006. *Occupancy estimation and modeling: inferring patterns and dynamics of species occurrence*. Elsevier, San Diego, CA.
- Maris V, Huneman P, Coreau A, Kéfi S, Pradel R, Devictor V. 2018. Prediction in ecology: promises, obstacles and clarifications. *Oikos* 127:171–183. John Wiley & Sons, Ltd.
- Miller JAO, Furness RW, Trinder M, Matthiopoulos J. 2019. The sensitivity of seabird populations to density-dependence, environmental stochasticity and anthropogenic mortality. *Journal of Applied Ecology* 56:2118–2130. Wiley Online Library.

- Mitchell PI, Newton S, Ratcliffe N, Dunn TE. 2004. Seabird populations of Britain and Ireland (results of the seabird 2000 census 1998–2000). T&D Poyser, London 511.
- Monnat J, Cadiou B. 2004. Techniques de recensement. Page Oiseaux marins nicheurs de France métropolitaine (1960-2000). Editions Biotope, Mèze.
- Morita K, Yokota A. 2002. Population viability of stream-resident salmonids after habitat fragmentation: a case study with white-spotted charr (*Salvelinus leucomaenis*) by an individual based model. *Ecological Modelling* 155:85–94.
- Moritz C. 1994. Defining 'evolutionarily significant units' for conservation. *Trends in ecology & evolution* 9:373–375. Elsevier Current Trends.
- Morris WF, Doak DF. 2002. Quantitative conservation biology: Theory and Practice of Population Viability Analysis. Sinauer Associates, Inc., Sunderland, MA, USA.
- Mouquet N, Lagadeuc Y, Devictor V, Doyen L, Duputié A, Eveillard D, Faure D, Garnier E, Gimenez O, Huneman P. 2015. Predictive ecology in a changing world. *Journal of applied ecology* 52:1293–1310. Wiley Online Library.
- Moussy C, Hosken DJ, Mathews F, Smith GC, Aegerter JN, Bearhop S. 2013. Migration and dispersal patterns of bats and their influence on genetic structure. *Mammal Review* 43:183–195. John Wiley & Sons, Ltd.
- Neville HM et al. 2020. Application of multiple-population viability analysis to evaluate species recovery alternatives. *Conservation Biology* 34:482–493. John Wiley & Sons, Ltd.
- Newson SE, Mitchell PI, Parsons M, O'Brien SH, Austin GE, Benn S, Black J, Blackburn J, Brodie B, Humphreys E. 2008. Population decline of Leach's Storm-petrel *Oceanodroma leucorhoa* within the largest colony in Britain and Ireland. *Seabird* 21:77–84.
- Nichols JD, Thomas L, Conn PB. 2009. Inferences about landbird abundance from count data: recent advances and future directions. Pages 201–235 *Modeling demographic processes in marked populations*. Springer.
- Nichols JD, Williams BK. 2006. Monitoring for conservation. *Trends in Ecology & Evolution* 21:668–673.
- Olivier PI, Van Aarde RJ, Ferreira SM. 2009. Support for a metapopulation structure among mammals. *Mammal Review* 39:178–192. John Wiley & Sons, Ltd.
- Ozgul A, Oli MK, Armitage KB, Blumstein DT, Van Vuren DH. 2009. Influence of local demography on asymptotic and transient dynamics of a yellow-bellied marmot metapopulation. *The American Naturalist* 173:517–530. The University of Chicago Press.
- Pollock KH, Nichols JD, Simons TR, Farnsworth GL, Bailey LL, Sauer JR. 2002. Large scale wildlife monitoring studies: statistical methods for design and analysis. *Environmetrics* 13:105–119. John Wiley & Sons, Ltd.
- Pulliam HR. 1988. Sources, Sinks, and Population Regulation. *The American Naturalist* 132:652–661. The University of Chicago Press for The American Society of Naturalists.
- R Core Team. 2020. R: A Language and Environment for Statistical Computing. Vienna, Austria.

- Reis NR, Fregonezi MN, Peracchi AL, Rossaneis BK. 2012. Metapopulation in bats of Southern Brazil. *Brazilian Journal of Biology* 72:605–609. SciELO Brasil.
- Royle JA. 2004. N-Mixture Models for Estimating Population Size from Spatially Replicated Counts. *Biometrics* 60:108–115.
- Sánchez-Lizaso JL, Goñi R, Reñones O, Charton JAG, Galzin R, Bayle JT, Jerez PS, Ruzafa AP, Ramos AA. 2000. Density dependence in marine protected populations: a review. *Environmental conservation*:144–158. JSTOR.
- Schippers P, Snep RPH, Schotman AGM, Jochem R, Stienen EWM, Slim PA. 2009. Seabird metapopulations: searching for alternative breeding habitats. *Population Ecology* 51:459–470.
- Schtickzelle N, Baguette M. 2004. Metapopulation viability analysis of the bog fritillary butterfly using RAMAS/GIS. *Oikos* 104:277–290. Wiley Online Library.
- Semlitsch RD. 2008. Differentiating Migration and Dispersal Processes for Pond-Breeding Amphibians. *The Journal of Wildlife Management* 72:260–267. John Wiley & Sons, Ltd.
- Sjögren-Gulve P, Hanski I. 2000. Metapopulation viability analysis using occupancy models. *Ecological bulletins*:53–71. JSTOR.
- Sutherland WJ, Freckleton RP. 2012. Making predictive ecology more relevant to policy makers and practitioners. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences* 367:322–330. The Royal Society.
- Thomas CD, Kunin WE. 1999. The spatial structure of populations. *Journal of animal Ecology* 68:647–657. Wiley Online Library.
- Wenger SJ, Leasure DR, Dauwalter DC, Peacock MM, Dunham JB, Chelgren ND, Neville HM. 2017. Viability analysis for multiple populations. *Biological Conservation* 216:69–77.
- Williams BK, Nichols JD, Conroy MJ. 2002. *Analysis and management of animal populations*. Academic Press, NY, USA.
- Yoccoz NG, Nichols JD, Boulinier T. 2001. Monitoring of biological diversity in space and time. *Trends in Ecology & Evolution* 16:446–453.

Figures

Figure 1. Example of demographic predictions, from a single simulated dataset, provided by (A) the classical closed population model, assuming independent growth among subpopulations and (B) the two-scale model. The classical model largely over-estimate the growth of some subpopulations, while the two-scale model provides accurate predictions.

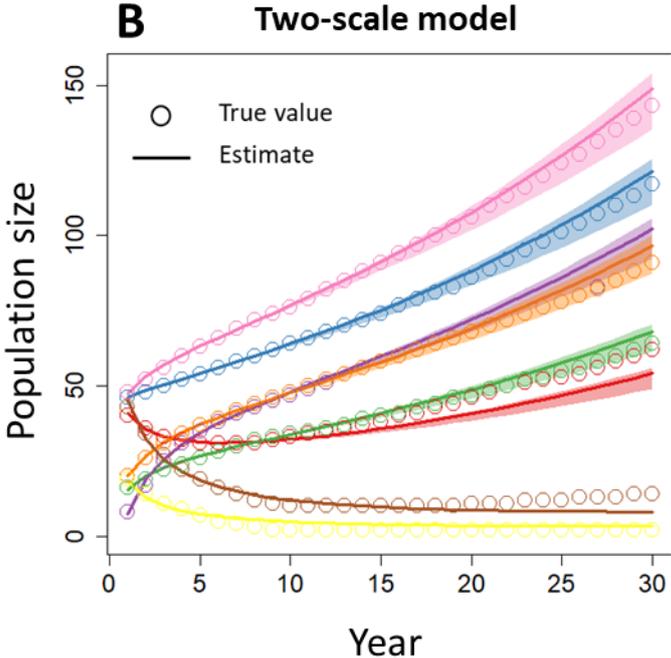
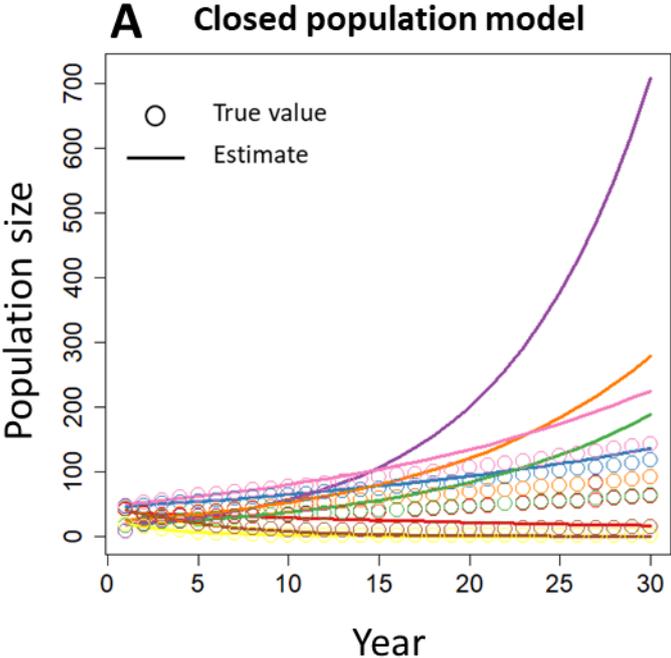
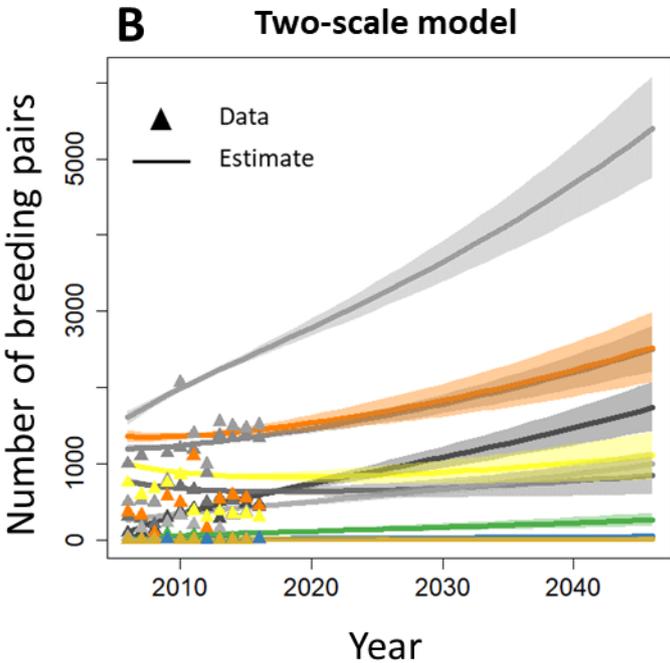
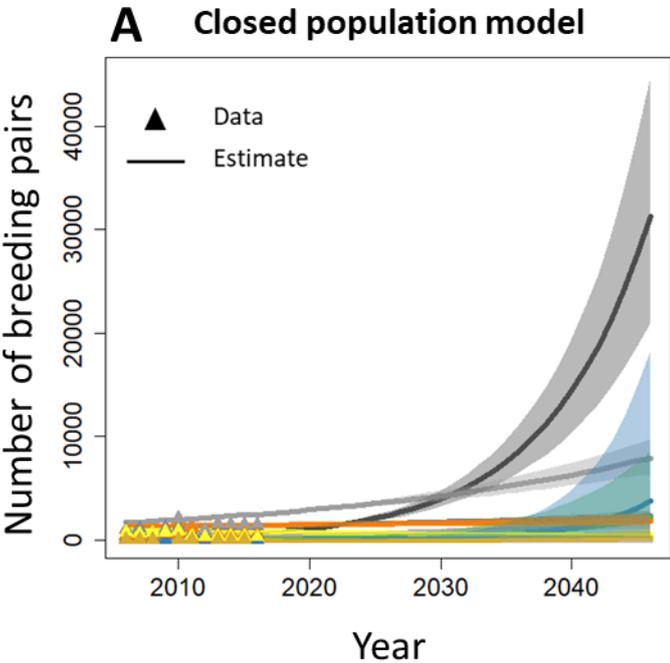


Figure 2. Map of the 234 European shag colonies (dots) on the French Atlantic and Channel Sea coast. Each color corresponds to a subpopulation, which consists of one or several colonies. The delimitation of these subpopulations was based on the proximity of colonies to seven French offshore windfarms (green polygons) that have been authorized in the area (see Appendix 1).



Figure 3. Projections of European shag populations' trajectories from each model. Note the difference of scale of the y-axis between the two graphs.



Tables

Table 1. Summary results of the first simulation set for a growing metapopulation ($\lambda = 1.03$).

Performance metric	Demographic parameter	Closed population model		Two-scale model	
		Average	Min - Max range	Average	Min - Max range
RMSE	$n_{i,t}$	124.7%	65.4% – 196.7%	9.7%	4.8% – 18.2%
RMSE	λ_i	4.5%	2.6% – 10.6%	1.4%	0.4% – 2.8%
RMSE	λ_0	1.9%	0.9% – 2.8%	0.3%	0.2% – 0.6%
Bias	$n_{i,t}$	29.7%	11.2% – 47.6%	-2.6%	-6.7% – 0.3%
Bias	λ_i	-1.7%	-5.1% – 0.0%	0.0%	-0.2% – 0.6%
Bias	λ_0	1.9%	0.9% – 2.8%	-0.2%	-0.6% – 0.0%
Error	$n_{\max,T}$	364.5%	174.6% – 558.9%	-0.6%	-16.8% – 9.5%

Table 2. Summary results of the second simulation set for a declining metapopulation ($\lambda = 0.98$).

Performance metric	Demographic parameter	Closed population model		Two-scale model	
		Average	Min - Max range	Average	Min - Max range
RMSE	$n_{i,t}$	95.5%	54.3% – 139.1%	10.2%	6.6% – 14.1%
RMSE	λ_i	5.5%	3.2% – 12.5%	1.6%	0.6% – 2.6%
RMSE	λ_0	2.1%	1.1% – 3.0%	0.6%	0.4% – 0.8%
Bias	$n_{i,t}$	23.2%	9.7% – 39.1%	-4.6%	-6.6% – -2.5%
Bias	λ_i	-2.2%	-6.1% – -0.1%	-0.5%	-0.7% – 0.0%
Bias	λ_0	2.1%	1.1% – 3.0%	-0.6%	-0.8% – -0.3%
Error	$n_{\max,T}$	466.0%	236.2% – 734.2%	-8.2%	-16.1% – -3.9%

Table 3. Summary results from the European shag data analysis.

Subpopulation	Initial* population size	Predicted population size (after 30 years)		Annual growth rate	
		Closed population model	Two-scale model	Closed population model	Two-scale model
1	626	31 617	1 734	1.14	1.07
2	627	345	850	0.98	1.00
3	1 368	2 300	2 498	1.02	1.02
4	2 480	7 927	5 391	1.04	1.03
5	445	1 792	996	1.05	1.03
6	5	27	10	1.05	1.03
7	95	2 082	264	1.10	1.06
8	17	3 655	48	1.19	1.09
9	1 442	1 845	2 521	1.01	1.02
10	817	458	1 109	0.98	1.00
11	5	204	13	1.12	1.05
Metapopulation	7 925	52 253	15 433	1.05	1.02

* Population size in 2016 (t = 11), i.e. at the end of the data period.

11.5 Annexe 5. Liste des références bibliographiques consultées par le GISOM pour obtenir les paramètres démographiques (survie et fécondité par classe d'âge) de chaque espèce

- Aebischer, N. J. 1986. Retrospective Investigation of an Ecological Disaster in the Shag, *Phalacrocorax aristotelis*: A General Method Based on Long-Term Marking. *Journal of Animal Ecology* 55 : 613-629.
- Andrews, D.J. & K.R. Day. 1999. Reproductive success in the great Cormorant *Phalacrocorax carbo carbo* in relation to colony nest position and timing of nestling. *Atlantic Seabirds* 1 : 107-120.
- Baaloudj A., F. Samraoui, A. H. Alfarhan & B. Samraoui. 2014. Phenology, nest-site selection and breeding success of a North African colony of the yellow-legged gull, *Larus michahellis*. *African Zoology* 49 : 213-221.
- Becker P.H. & J-D. Ludwigs. 2004. *Sterna hirundo* common Tern. *BWP Update* 6 (1-2) : 91-137
- BLED, F. J. A. ROYLE & E. CAM. 2011. Assessing hypotheses about nesting site occupancy dynamics. *Ecology* 92: 938-951.
- Brenninkmeijer, A. & E. W. M. Stienen. 1992. Ecologisch profiel van de grote stern (*Sterna sandvicensis*). RIN-rapport 92/17. DLO-Instituut voor Bos-en Natuuronderzoek, Arnhem. Pp. 107. (Tableau 8 page 84)
- Breton A. R., A. W. Diamond & S. W. Kress. 2006. Encounter, Survival, and Movement Probabilities from an Atlantic Puffin (*Fratercula arctica*) Metapopulation. *Ecological monographs* 76 : 133-149.
- Breton A.R., I.C.T. Nisbet, C.S. Mostello & J.J. Hatch. 2014. Age-dependent breeding dispersal and adult survival within a metapopulation of Common Terns *Sterna hirundo*. *Ibis* 156 : 534-547.
- Brooke M. 1990. *The Manx Shearwater*. T & A D Poyser, London. Pp. 246.
- Burger J., I.C.T. Nisbet, C. Safina & M. Gochfeld. 1996. Temporal Patterns in Reproductive Success in the Endangered Roseate Tern (*Sterna dougallii*) Nesting on Long Island, New York, and Bird Island, Massachusetts. *The Auk* 113 : 131-142.
- Bustnes, J. O., M. Helberg & B-J.Bårdsen. 2022. Reproductive success of threatened northern Lesser Black-backed Gulls (*Larus fuscus fuscus*) in relation to nest predation by Ravens (*Corvus corax*). *Ornis Fennica* 99 : 1-14.
- Calladine, J. & M. P. Harris. 1997. Intermittent breeding in the Herring Gull *Larus argentatus* and the Lesser Black-backed Gull *Larus fuscus*. *Ibis* 139 : 259-263.
- CAM, E., E. G. COOCH & J-Y MONNAT. 2005. Earlier recruitment or earlier death? On the assumption of equal survival in recruitment studies. *Ecological Monographs* 75 : 419-434.
- CAM, E., J. E. HINES, J-Y MONNAT, J.D. Nichols & E. Danchin. 1998. Are Adult Nonbreeders Prudent Parents? The Kittiwake Model. *Ecology* 79: 2917-2930.

- CAM, E., B. CADIOU, J. E. HINES & J-Y MONNAT. 2002. Influence of behavioural tactics on recruitment and reproductive trajectory in the kittiwake. *Journal of Applied Statistics* 29: 163- 185.
- Camphuysen, C. J., H. J. P. Vercrujisse & A. L. Spaans. 2011. Colony- and age-specific seasonal dispersal of Herring Gulls *Larus argentatus* breeding in The Netherlands. *J Ornithol* 152 : 849–868.
- Camphuysen, C.J. & A. Gronert. 2012. Apparent survival and fecundity of sympatric Lesser Black-backed Gulls and Herring Gulls with contrasting population trends. *Ardea* 100: 113–122.
- Chabrzyk, G. & J. C. Coulson. 1976. Survival and recruitment in the Herring Gull *Larus argentatus*. *Journal of Animal Ecology* 45: 187-203.
- Clobert J., J-D. Lebreton, D. Allainé & J. M. Gaillard. 1994. The Estimation of Age-Specific Breeding Probabilities from Recaptures or Resightings in Vertebrate Populations: II. Longitudinal Models. *Biometrics* 50 : 375-387.
- CRESPIN L., M.P. HARRIS, J-D. LEBRETON & S. WANLESS. 2006b. Increased adult mortality and reduced breeding success with age in a population of common guillemot *Uria aalge* using marked birds of unknown age. *Journal of Avian Biology* 37 : 273-282.
- CRESPIN L., M.P. HARRIS, J-D. LEBRETON, M. FREDERIKSEN & S. WANLESS. 2006a. Recruitment to a seabird population depends on environmental factors and on population size. *Journal of Animal Ecology* 75 : 228–238.
- De Leon A. & E. Minguez. 2003. Occupancy rates and nesting success of European storm-petrels breeding inside artificial nest-boxes. *Scientia Marina* 67 (Suppl. 2) : 109-112.
- Deakin, Z., K.C. Hammer, R.B. Sherley et al. 2019. Sex differences in migration and demography of a wide-ranging seabird, the northern gannet. *Mar Ecol Prog Ser* 622: 191-201
- del Hoyo, J., A. Elliott & J. Sargatal (Eds). 1992. *Handbook of the Birds of the World, Volume 1: Ostrich to Ducks*. Lynx Edicions, Barcelona.
- del Hoyo, J., A. Elliott & J. Sargatal (Eds). 1996. *Handbook of the Birds of the World, Volume 3: Hoatzin to Auks*. Lynx Edicions, Barcelona.
- d'Entremont, K. J. N., L. M. Guzzwell, S. I. Wihelm et al. 2021. Northern Gannets (*Morus bassanus*) breeding at their southern limit struggle with prey shortages as a result of warming waters. *J. Marine Science* 79: 50-60.
- Dunnet G.M., J.C. Ollason & A. Anderson. 1979. A 28 year study of breeding Fulmars *Fulmarus glacialis* in Orkney. *Ibis* 121 : 293–300
- Fernández Chacón A. & B. Cadiou. 2019. Démographie de l'océanite tempête en Iroise (1997-2017) : effets de l'âge, de la colonie d'origine, de l'année, de la prédation, des variables climatiques et de la date de naissance sur la probabilité de recapture et la survie des individus bagués comme poussins. *Rapport Bretagne Vivante*, Pp. 59.

- Frederiksen M. & T. Bregnballe. 2000a. Diagnosing a decline in return rate of 1-year-old cormorants: mortality, emigration or delayed return? *Journal of Animal Ecology* 69 : 753–761.
- Frederiksen M. & T. Bregnballe. 2000b. Evidence for density-dependent survival in adult cormorants from a combined analysis of recoveries and resightings. *Journal of Animal Ecology* 69 : 737-752
- Frederiksen M. & T. Bregnballe. 2001. Conspecific reproductive success affects age of recruitment in a great cormorant, *Phalacrocorax carbo sinensis*, colony. *Proc. R. Soc. Lond.* 268 : 1519-1526.
- Frederiksen, M., F. Daunt, M. P. Harri & S. Wanless. 2008. The demographic impact of extreme events: stochastic weather drives survival and population dynamics in a long-lived seabird. *Journal of Animal Ecology* 77 : 1020 –1029.
- Frederiksen, M., S.Wanless, M. P. Harris, P. Rothery & L. J. Wilson. 2004. The role of industrial fisheries and oceanographic change in the decline of North Sea black-legged kittiwakes. *Journal of Applied Ecology* 41 : 1129 –1139
- "Genovart, M., J. M. Arcos, D. Alvarez, M. McMinn, R. Meier, R. B. Wynn, T. Guilford & D. Oro. 2016. Demography of the critically endangered Balearic shearwater: the impact of fisheries and time to extinction. *Journal of Applied Ecology* 53 : 1158–1168"
- Grémillet, D., C. Péron, A. Lescroët et al. 2020. No way home: collapse in northern gannet survival rates point to critical marine ecosystem perturbation. *Marine Biology* 167: 189.
- Grosbois V. & P. M. Thompson. 2005. North Atlantic climate variation influences survival in adult fulmars. *Oikos* 109 : 273-290.
- GROSBOIS V., M.P. HARRIS, T. ANKER-NILSSEN, R. H. MCCLEERY, D. N. SHAW, B. J. T. MORGAN & O. GIMENEZ. 2009. Modeling survival at multi-population scales using mark–recapture data. *Ecology* 90 : 2922-2932.
- Harris M. P. 1987. A low-input method of monitoring kittiwake *Rissa tridactyla* breeding success. *Biological Conservation* 41: 1-10.
- Harris M. P., F. Daunt, M. I. Bogdanova, J. J. Lahoz-Monfort, M. A. Newell, R. A. Phillips & S. Wanless. 2013. Inter-year differences in survival of Atlantic puffins *Fratercula arctica* are not associated with winter distribution. *Marine Biology* 160 : 2877-2889.
- Harris M.P. 1991. *The Puffin*. T & AD Poyser, London. Pp. 224.
- Harris M.P., S. Wanless & P. Rothery. 2000a. Adult survival rates of Shag *Phalacrocorax aristotelis*, Common Guillemot *Uria aalge*, Razorbill *Alca torda*, Puffin *Fratercula arctica* and Kittiwake *Rissa tridactyla* on the Isle of May 1986-96. *Atlantic Seabirds* 2 : 133-150.
- Harris M.P., T. Anker-Nilssen, R.H. McCleery, K.E. Erikstad, D.N. Shaw & V. Grosbois. 2005. Effect of wintering area and climate on the survival of adult Atlantic puffins *Fratercula arctica* in the eastern Atlantic. *Mar Ecol Prog Ser* 297 : 283–296.

- Hatch, S.A., G.V. Byrd, D.B. Irons & G.L. Hunt. 1993. Status and ecology of kittiwakes (*Rissa tridactyla* and *R. brevirostris*) in the North Pacific. Pp 140-153. In *The status, ecology and conservation of marine birds of the North Pacific: A symposium sponsored by the Pacific Seabird Group, the Canadian Wildlife Service, and the British Columbia Ministry of Environment, Lands and Parks*. Victoria, BC
- Hénaux V., T. Bregnballe & J-D. Lebreton. 2007. Dispersal and recruitment during population growth in a colonial bird, the great cormorant *Phalacrocorax carbo sinensis*. *J. Avian Biol.* 38 : 44-57
- Heubeck M. 2009. Common Guillemot *Uria aalge* chick diet and breeding performance at Sumburgh Head, Shetland in 2007–09, compared to 1990–91. *Seabird* 22 : 9-18.
- Hipfner J. M. & R. Bryant. 1999. Comparative breeding biology of Guillemots *Uria* spp. and Razorbills *Alca torda* at a colony in the Northwest Atlantic. *Atlantic Seabirds* 1 : 121-134.
- 121-134"
- Horswill, C. & R. A. Robinson. 2015. Review of Seabird Demographic Rates and Density Dependence. JNCC Report n° 552, Joint Nature Conservation Committee, Peterborough.
- Jenouvrier S., C. Barbraud & H. Weimerskirch. 2003. Effects of climate variability on the temporal population dynamics of southern fulmars. *Journal of Animal Ecology* 72 : 576-587.
- Jenouvrier S., C. Barbraud, B. Cazelles & H. Weimerskirch. 2005. Modelling population dynamics of seabirds: importance of the effects of climate fluctuations on breeding proportions. *Oikos* 108 : 511-522.
- Jiménez-Muñoz M., D. J. Cole, S. N. Freeman, R. A. Robinson, S. R. Baillie & E. Matechou. 2018. Estimating age-dependent survival from age-aggregated ringing data—extending the use of historical records. *Ecology and Evolution* 9 : 769–779.
- JNCC. 2021. Seabird Population Trends and Causes of Change: 1986–2019 Report. Joint Nature Conservation Committee, Peterborough. <https://jncc.gov.uk/our-work/smp-report-1986-2019>
- Juez L., A. Aldalur, A. Herrero, A. Galarza & J. Arizaga. 2015. Effect of Age, Colony of Origin and Year on Survival of Yellow-Legged Gulls *Larus michahellis* in the Bay of Biscay. *Ardeola* 62 : 139-150.
- Kerbiriou C., I. Le Viol, X. Bonnet & A. Robert. 2012. Dynamics of a northern fulmar (*Fulmarus glacialis*) population at the southern limit of its range in Europe. *Population Ecology* 54 : 295-304.
- Kilpi M. 1995. Breeding success, predation and local dynamics of colonial Common Gulls *Larus Canus*. *Ann. Zool. Fennici* 32 : 175-183.
- Kralj J., L. Jurinović, S. Barišić, D. Ćiković & V. Tutiš. 2018. Apparent survival rates of a long-lived partial migrant: the Yellow-legged Gull *Larus michahellis*. *Bird Study* 65 : 189-196.
- Lavers J.L., I.L. Jones, A.W. Diamond & G.J. Robertson. 2008. Annual survival of North American Razorbills (*Alca torda*) varies with ocean climate indices. *Can. J. Zool.* 86 : 51–61.

- Lavers, J. L. & I. L. Jones. 2007. Impacts of intraspecific kleptoparasitism and diet shifts on Razorbill productivity at the Gannet Islands, Labrador. *Marine Ornithology* 35 : 1-7.
- Lebreton J-D., J. E. Hines, R. Pradel, J. D. Nichols & J. A. Spindel. 2003. Estimation by capture-recapture of recruitment and dispersal over several sites. *Oikos* 101 : 253-264.
- Lebreton, J. D., B. J. T. Morgan, R. Pradel & S. N. Freeman. 1995. A Simultaneous Survival Rate Analysis of Dead Recovery and live recapture data. *Biometrics* 51 : 1418-1428.
- Lee D. E., C. L. Abraham, P. M. Warzybok, R. W. Bradley & W. J. Sydeman. 2008. Age-Specific Survival, Breeding Success, and Recruitment in Common Murres (*Uria Aalge*) of the California Current System. *The Auk* 125 : 316-325.
- Lloyd, C. S. 1976. The Breeding biology and survival of the Razorbill *Alca torda*. PhD thesis, Edward Grey Institute of Field Ornithology, Oxford.
- Louzao, M., J. M. Igual, M. McMinn, J. S. Aguilar, R. Triay & D. Oro. 2006. Small pelagic fish, trawling discards and breeding performance of the critically endangered Balearic shearwater: improving conservation diagnosis. *Marine Ecology Progress Series* 318 : 247-254.
- Ludwigs J-D. & P. H. Becker. 2002. The hurdle of recruitment: influences of arrival date, colony experience and sex in the common tern *Sterna hirundo*. *Ardea* 90 special issue : 389-399.
- Mariné M. & B. Cadiou. 2019. Breeding success, nest site fidelity and mate fidelity in the European Storm-petrel *Hydrobates pelagicus*. *Seabird* 32 : 46-58.
- Martínez-Abraín, A., D. Oro & J. Jiménez. 2001. The Dynamics of a Colonization Event in the European Shag: The Roles of Immigration and Demographic Stochasticity. *Waterbirds* 24 : 97-102.
- Mavor, R.A., M. Heubeck, S. Schmitt & M. Parsons. 2008. Seabird numbers and breeding success in Britain and Ireland, 2006. Peterborough, Joint Nature Conservation Committee. (UK Nature Conservation, No. 31.).
- MCKNIGHT, A., BLOMBERG, E.J., IRONS, D.B., LOFTIN, C.S. & MCKINNEY, S.T. 2019. Survival and recruitment dynamics of Black-legged Kittiwakes *Rissa tridactyla* at an Alaskan colony. *Marine Ornithology* 47: 209–222.
- Monticelli D. & J.A. Ramos. 2012. Laying date, body mass and tick infestation of nestling tropical Roseate Terns *Sterna dougallii* predict fledging success, first-year survival and age at first return to the natal colony. *Ibis* 154 : 825-837.
- Moulaï R., N. Sadoul & S. Doumandji. 2006. Effectifs et biologie de la reproduction du Goéland leucophée *Larus Michahellis* dans la région de Béjaïa (Algérie). *Alauda* 74 : 225-234.
- Nisbet IC.T. & E. Cam. 2002. Test for age-specicity in survival of the common tern. *Journal of Applied Statistics* 29 : 65- 83.
- Ollason J.C. & G.M. Dunnet. 1978. Age, experience and other factors affecting the breeding success of the fulmar, *Fulmarus glacialis*, in Orkney. *Journal of Animal Ecology* 47 : 961–976.

- Oppel, S., A. F. Raine, J. J. Borg, H. Raine, E. Bonnaud, K. Bourgeois & A. R. Breton. 2011. Is the Yelkouan shearwater *Puffinus yelkouan* threatened by low adult survival probabilities? *Biological Conservation* 144 : 2255-2263.
- Oro, D. 2008. Living in a ghetto within a local population: An empirical example of an ideal despotic distribution. *Ecology* 89 : 838-846.
- Oro, D., J. S. Aguilar, J. M. Igual & M. Louzao. 2004. Modelling demography and extinction risk in the endangered Balearic shearwater. *Biological Conservation* 116 : 93-102.;
- Pelletier, D & M. Guillemette. 2022. Times and partners are a-changin': relationships between declining food abundance, breeding success, and divorce in a monogamous seabird species. *PeerJ* 10:e13073 <https://doi.org/10.7717/peerj.13073>
- Péron P., P-A. Crochet, R. Choquet, R. Pradel, J-D. Lebreton & O. Gimenez. 2010. Capture-recapture models with heterogeneity to study survival senescence in the wild. *Oikos* 119 : 524-532.
- Perrins C.M. 2014. Factors affecting survival of fledgling Manx Shearwaters *Puffinus puffinus*. *Seabird* 27 : 62-71.
- Pons, J. M. & P. Migot. 1995. Life-History Strategy of the Herring Gull: Changes in Survival and Fecundity in a Population Subjected to Various Feeding Conditions. *Journal of Animal Ecology* 64 : 592-599.
- Prévot-Julliard A-C., J-D. Lebreton & R. Pradel. 1998. Re-evaluation of adult survival of black-headed gulls (*Larus ridibundus*) in presence of recapture heterogeneity. *The Auk* 115 : 85-95.
- Ratcliffe N., S. Newton, P. Morrison, O. Merne, T. Cadwallender & M. Frederiksen. 2008. Adult Survival and Breeding Dispersal of Roseate Terns Within the Northwest European Metapopulation. *Waterbirds* 31 : 320-329.
- Rattiste K. & V. Lilleleht. 1987. Population ecology of the Common Gull *Larus canus* in Estonia. *Ornis Fennica* 64 : 25-26.
- Rattiste K. & V. Lilleleht. 1995. Survival rates of breeding common gulls in Estonia. *Journal of Applied Statistics* 22 : 1057-1062.
- REYNOLDS T. J., M. P. HARRIS, R. KING, R. L. SWANN, D. C. JARDINE, M. FREDERIKSEN & S. WANLESS. 2011. Among-colony synchrony in the survival of Common Guillemots *Uria aalge* reflects shared wintering areas. *Ibis* 153 : 818-831.
- Robertson, G. J., D. T. Fife, M. L. Mallory & A. M. Calvert. 2016. Survival of Large Gulls Breeding in Eastern Newfoundland, Canada. *Waterbirds* 39 (sp1) : 278-287.
- Robinson R.A. 2010. Estimating age-specific survival rates from historical ringing data. *Ibis* 152: 651-653.
- Sandvik H., K. E. Erikstad, R. T. Barrett & N. G. Yoccoz. 2005. The effect of climate on adult survival in five species of North Atlantic seabirds. *Journal of Animal Ecology* 74 : 817-831.

- Sanz-Aguilar A., B. Massa, F. Lo Valvo, D. Oro, E. Minguez & G. Tavecchia. 2009. Contrasting age-specific recruitment and survival at different spatial scales: a case study with the European storm petrel. *Ecography* 32 : 637-646.
- Schreiber, E. A. & J. Burger (eds.). 2002. *Biology of Marine Birds*, Marine Biology Series, CRC Press. PP. 722.
- Servelo F. A. 2000. Population research priorities for Black Terns developed from modeling analyses. *Waterbirds* 23 : 440-448.
- Seward, A., N. Ratcliffe, . Newton, R. Caldow, D. Piec, P. Morrison, T. Cadwallender, W. Davies & M. Bolton. 2019. Metapopulation dynamics of Roseate Terns: sources, sinks and implications for conservation management decisions. *Journal of Animal Ecology* 88 : 138-153.
- SHAW, D.N., S.J. DAVIES, J. ASHON-BOOTH & C-M. GUNN. 2010. Fair Isle Seabird Studies 2010. Joint Nature Conservation Committee, Peterborough.
- Souc C., N. Sadoul, T. Blanchon, M. Vittecoq, C. Pin, E. Vidal, A. Mante, R. Choquet & K. McCoy. 2023. Natal colony influences age-specific movement patterns of the Yellow-legged gull (*Larus michahellis*). *Movement Ecology* 11:11 <https://doi.org/10.1186/s40462-023-00375-4>
- Spendelov, J.A., J.E. Hines, J.D. Nichols, I.C.T. Nisbet, G. Cormons, H. Hays, J.J. Hatch & C. S. Mostello. 2008. Temporal Variation in Adult Survival Rates of Roseate Terns During Periods of Increasing and Declining. *Waterbirds* 31 : 209-3019Populations
- Stubbings, E.M., B.I. Büche, A. Wilson, R.A. Green & M.J. Wood. 2014. Skomer Seabird Report. Wildlife Trust for South and West Wales.
- Szostek K.L. & P. H. Becker. 2012. Terns in trouble: demographic consequences of low breeding success and recruitment on a common tern population in the German Wadden Sea. *J. Ornithol* 153 : 313-326.
- te Marvelde L., P. L. Meininger, R. Flamant & N. J. Dingemanse. 2009. Age-Specific Density-Dependent Survival in Mediterranean Gulls *Larus melanocephalus*. *Ardea* 97 : 305-312
- van der Winden J. & P. W van Horssen. 2008. A population model for the black tern *Chlidonias niger* in West-Europe. *J. Ornithol* 149 : 487-494.
- Velando, A., & J. Freire. 2002. Population modelling of European shags (*Phalacrocorax aristotelis*) at their southern limit: conservation implications. *Biological Conservation* 107 : 59-69
- Wanless S., M. P. Harris, P. Redma & J. R. Speakman. 2005. Low energy values of fish as a probable cause of a major seabird breeding failure in the North Sea. *Marine Ecology Progress Series* 294 : 1-8.
- Wanless, S., M. Frederiksen, M. P. Harris & S. N. Freeman. 2006. Survival of Gannets *Morus bassanus* in Britain and Ireland, 1959-2002. *Bird Study* 53: 79-85.
- Wanless, S., M. P. Harris, J. Calladine & P. Rothery. 1996. Modelling Responses of Herring Gull and Lesser Black Backed Gull Populations to Reduction of Reproductive Output: Implications for Control Measures. *Journal of Applied Ecology* 33 : 1420-1432.

- Warwick-Evans, V., J. A. Green & P. W. Atkinson. 2016. Survival estimates of Northern Gannets *Morus bassanus* in Alderney: big data but low confidence. *Bird Study* 63: 380-386.
- Watson H., M. Bolton & P. Monaghan. 2014. Out of sight but not out of harm's way: Human disturbance reduces reproductive success of a cavity-nesting seabird. *Biological Conservation* 174 : 127-133.
- Wernham C. V. & W. J. Peach. 1999. Use of ring recoveries to monitor long-term changes in the survival rates of British and Irish Cormorants *Phalacrocorax carbo*. *Bird Study* 46 : S189-197.
- Westerberg, K., R. Brown, G. Eagleb & S. C. Votier. 2019. Intra-population variation in the diet of an avian top predator: generalist and specialist foraging in Great Black-backed Gulls *Larus marinus*. *Bird Study* <https://doi.org/10.1080/00063657.2019.16939>
- Wood M. J., C. Canonne, A. Besnard, S. Lachish, S.M. Fairhurst, M. Liedvogel et al. 2021. Demographic profiles and environmental drivers of variation relate to individual breeding state in a long-lived trans-oceanic migratory seabird, the Manx shearwater. *PLoS ONE* 16(12): e0260812. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0260812>
- Wooller R. D. & J. C. Coulson. 1977. Factors affecting the age of first breeding of the kittiwake *Rissa tridactyla*. *Ibis* 119: 339-349.
- Woutersen K. 1992. The Common Gull *Larus canus* as breeding bird in the dunes of Schoorl. *Sula* 6 : 81-92.
- Yésou P. 1991. The sympatric breeding of *Larus fuscus*, *L. cachinnans* and *L. argentatus* in western France. *Ibis* 133 : 256-263.
- Zabala J., I. Zuberogoitia, J. A. Martinez-Climent & J. Etxezarreta. 2011. Do long lived seabirds reduce the negative effects of acute pollution on adult survival by skipping breeding? A study with European storm petrels (*Hydrobates pelagicus*) during the "Prestige" oil-spill. *Marine Pollution Bulletin* 62 : 109-115.

11.6 Annexe 6. Résultats basés sur un taux d'évitement de 0.95

Nous fournissons ici les résultats de l'analyse d'impact, pour 3 espèces (Fou de Bassan, Goéland brun et Goéland argenté), basée sur un risque de collision estimé à partir d'un taux d'évitement de 0.95. Le risque de collision a été estimé par le bureau d'étude Natural Power dans le cadre du projet BIRD RISK avec la même méthodologie que précédemment. Ces résultats ont ensuite été intégrés dans nos modèles démographiques, en utilisant la méthodologie que précédemment (voir description dans le texte principal).

11.6.1 Fou de Bassan (*Morus bassanus*)

Mortalités estimées

En faisant l'hypothèse plus pessimiste d'un taux d'évitement de 95%, le nombre de collisions annuelles cumulé sur les 7 parcs éoliens est estimé à environ **1642 mortalités/an**, contre 229 mortalités/an dans l'estimation originale qui était basée sur un taux d'évitement de 99.3%. Cela représente une augmentation du nombre de collisions par un facteur x7. Rapporté à la taille de population totale (~51200 individus) de cette espèce, cela donne un taux de mortalité par individu de **3.20%**, contre 0.45% auparavant.

Impact démographique

A l'échelle de l'arc atlantique français, l'impact démographique relatif à 30 ans sur la métapopulation de Fou de Bassan est estimé à environ **70%** (Tableau 46), contre 15% auparavant. L'intervalle de confiance à 95% compris entre 50% et 72%, pour une valeur médiane estimée à 61%.

La probabilité d'extinction à 30 ans de la métapopulation nationale demeure nulle pour les deux scénarios, avec et sans impact (Tableau 47).

Tableau 46. Résultats de l'analyse d'impact démographique sur le Fou de Bassan. Les I.C. à 95% sont fournis entre crochets.

Pop	Taille de population initiale (2021) estimée	Nombre de mortalités annuelles estimées	Impact relatif estimé (médiane)	Impact estimé (quantile 95%)
1	51206 [49452, 52978]	1642.3 [1209.1, 2203.2]	0.61 [0.50, 0.72]	0.70
National	51206 [49452, 52978]	1642.3 [1209.1, 2203.2]	0.61 [0.50, 0.72]	0.70

Tableau 47. Probabilité d'extinction à 30 ans de la population de Fou de Bassan selon les deux scénarios : (i) le scénario de référence sans parc éolien et donc sans impact ; et (ii) le scénario avec impact. La dernière

colonne montre l'augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans liée à l'ajout de l'impact « collision » des 7 parcs éoliens.

Pop	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
1	0.00	0.00	0%
National	0.00	0.00	0%

11.6.2 Goéland brun (*Larus fuscus*)

Mortalités estimées

En faisant l'hypothèse plus pessimiste d'un taux d'évitement de 95%, le nombre de collisions annuelles cumulé sur les 7 parcs éoliens est estimé à environ **893 mortalités/an**, contre 106 mortalités/an dans l'estimation originale qui était basée sur un taux d'évitement de 99.4%. Cela représente une augmentation du nombre de collisions par un facteur x8. Rapporté à la taille de population totale (~44000 individus) de cette espèce sur l'arc atlantique français (colonies naturelles seulement), cela donne un taux de mortalité par individu de **2.03%**, contre 0.24% auparavant.

La sous-population la plus exposée aux collisions totalise environ **13 mortalités/an** pour un effectif de seulement 82 individus, soit un taux de mortalité par individu de **16.3%**, soit 1 individu sur six.

Impact démographique

A de l'arc atlantique français, l'impact démographique relatif à 30 ans sur la métapopulation de Goéland brun est estimé à environ **44%** (Tableau 48), contre 10% auparavant. L'intervalle de confiance à 95% compris entre 24% et 46%, pour une valeur médiane estimée à 34%.

La probabilité d'extinction à 30 ans de la métapopulation nationale demeure nulle pour les deux scénarios, avec et sans impact (Tableau 49).

A l'échelle locale, l'impact des collisions prédites sur les sous-populations varie entre 0% et 100% (

Tableau 17 ; Figure 40). Pour 12 sous-populations, l'impact attendu est nul.

Le risque d'extinction à 30 ans est supérieur à 5% pour 18 sous-populations selon le scénario sans impact, et pour 23 sous-populations selon le scénario avec impact (Tableau 49). En moyenne, l'impact cumulé des collisions fait augmenter le risque d'extinction à 30 ans de 102%.

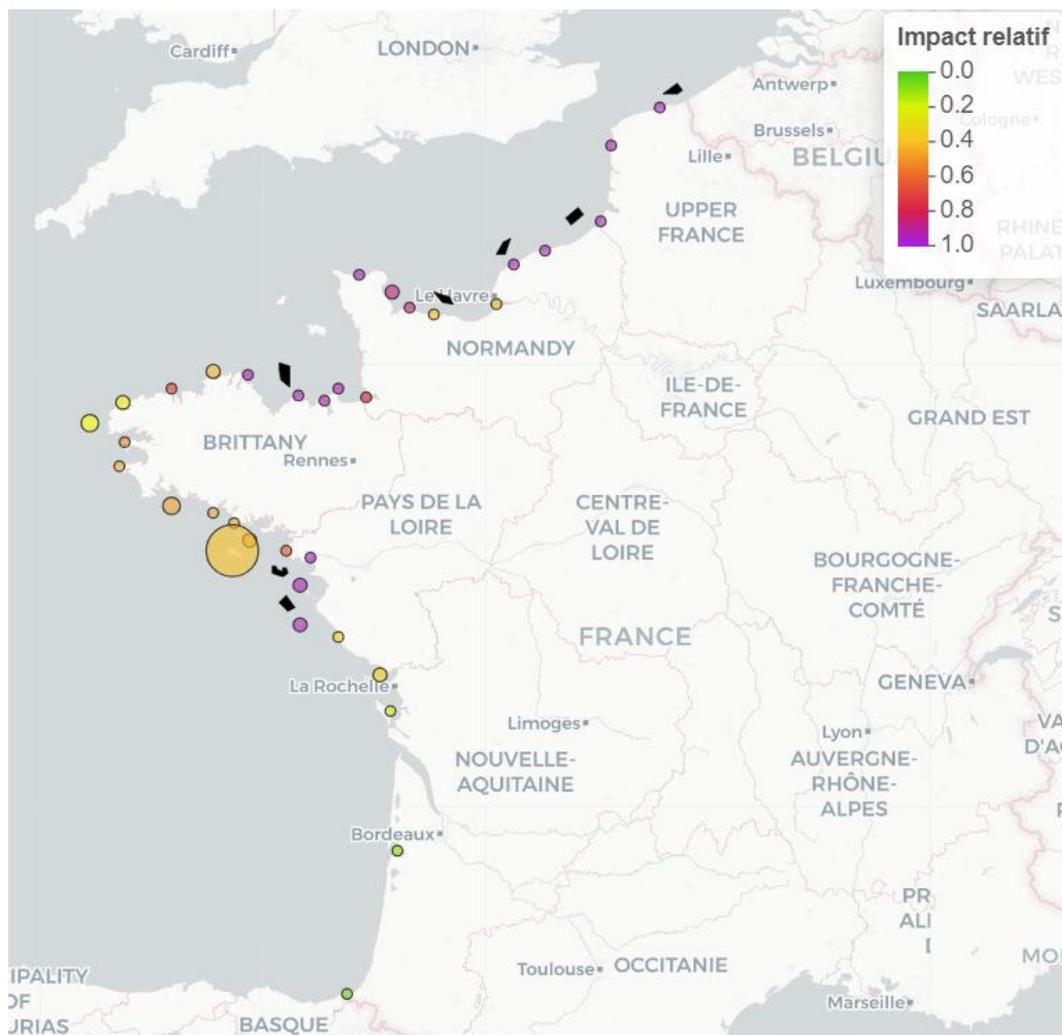


Figure 40. Cartographie de l'impact estimé pour chaque sous-population de Goéland brun. Le gradient de couleur indique la force d'impact relatif estimée (voir légende). La taille des cercles est proportionnelle à la taille relative des différentes sous-populations.

Tableau 48. Résultats de l'analyse d'impact démographique sur le Goéland brun. Les sous-populations (« Pop ») sont numérotés par ordre croissant du Nord vers le Sud (Pop 1 = la plus au Nord). Le tableau est trié par ordre décroissant selon l'impact estimé pour chaque sous-population. Les I.C. à 95% sont fournis entre crochets.

Pop	Taille de population initiale (2021) estimée	Nombre de mortalités annuelles estimé	Impact relatif estimé (médiane)	Impact estimé (quantile 95%)
5	82 [9, 292]	13.4 [6.2, 27.7]	1.00 [0.62, 1.00]	1.00
2	716 [136, 1384]	78.4 [46.7, 142.7]	0.97 [0.75, 1.00]	1.00
1	153 [15, 554]	18.9 [11.9, 32.5]	0.97 [0.59, 1.00]	1.00
29	1099 [673, 1525]	116.7 [43.8, 283.6]	0.96 [0.67, 1.00]	1.00
6	127 [65, 281]	12.4 [7.3, 22.0]	0.94 [0.64, 1.00]	1.00
30	1388 [1082, 1701]	107.3 [33.9, 275.2]	0.90 [0.51, 1.00]	1.00
3	108 [11, 380]	9.1 [4.1, 23.3]	0.90 [0.39, 1.00]	1.00
15	102 [10, 357]	7.1 [4.0, 11.7]	0.84 [0.38, 1.00]	1.00
12	576 [105, 1127]	26.9 [16.4, 42.1]	0.76 [0.44, 1.00]	1.00
14	137 [17, 386]	4.5 [2.9, 6.8]	0.59 [0.25, 1.00]	1.00
28	173 [19, 482]	4.9 [2.7, 9.6]	0.55 [0.20, 1.00]	1.00
4	101 [10, 368]	1.5 [0.8, 2.9]	0.32 [0.07, 1.00]	1.00
17	600 [271, 930]	32.9 [20.4, 50.9]	0.81 [0.56, 0.99]	0.97
7	1300 [1032, 1574]	69.0 [41.3, 121.9]	0.80 [0.59, 0.95]	0.93
9	74 [9, 255]	1.1 [0.7, 1.8]	0.29 [0.06, 1.00]	0.91
18	91 [10, 303]	1.0 [0.7, 1.7]	0.24 [0.05, 1.00]	0.80
13	227 [23, 680]	1.9 [1.3, 2.9]	0.21 [0.06, 0.88]	0.71
26	171 [15, 695]	1.1 [0.7, 2.0]	0.15 [0.03, 0.88]	0.67
20	200 [23, 525]	1.2 [0.8, 1.9]	0.15 [0.04, 0.71]	0.56
25	1810 [1000, 2606]	23.2 [14.2, 40.2]	0.32 [0.18, 0.57]	0.52
21	161 [18, 480]	0.7 [0.5, 1.2]	0.12 [0.03, 0.67]	0.50
22	3290 [2559, 4037]	48.9 [31.3, 77.5]	0.35 [0.23, 0.52]	0.49
23	400 [99, 729]	3.0 [1.9, 4.8]	0.20 [0.09, 0.60]	0.48
24	126 [12, 456]	0.5 [0.3, 0.8]	0.10 [0.00, 0.61]	0.46
11	2145 [1635, 2656]	25.6 [17.0, 38.3]	0.30 [0.19, 0.44]	0.41
27	20330 [19587, 21093]	219.9 [128.4, 399.0]	0.27 [0.17, 0.44]	0.41
10	104 [10, 387]	0.3 [0.2, 0.5]	0.08 [0.00, 0.57]	0.41
8	74 [8, 258]	0.3 [0.1, 0.5]	0.08 [0.00, 0.56]	0.41
32	1249 [975, 1532]	10.4 [5.9, 18.5]	0.21 [0.12, 0.37]	0.34
31	99 [11, 354]	0.2 [0.1, 0.5]	0.06 [0.00, 0.50]	0.33
16	1803 [1078, 2535]	10.2 [6.6, 16.4]	0.15 [0.09, 0.29]	0.26
19	3967 [3391, 4557]	22.3 [14.3, 36.0]	0.15 [0.10, 0.24]	0.22
33	111 [11, 407]	0.1 [0.0, 0.1]	0.02 [0.00, 0.25]	0.15
34	312 [80, 568]	0.2 [0.1, 0.4]	0.02 [0.00, 0.11]	0.08
35	72 [8, 246]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
National	43964 [41421, 46646]	893.2 [553.2, 1507.2]	0.34 [0.24, 0.46]	0.44

Tableau 49. Probabilité d'extinction à 30 ans de chaque sous-population de Goéland brun selon les deux scénarios : (i) le scénario de référence sans parc éolien et donc sans impact ; et (ii) le scénario avec impact. La dernière colonne montre l'augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans liée à l'ajout de l'impact « collision » des 7 parcs éoliens. Les sous-populations sont triées par ordre décroissant de probabilité d'extinction (avec impact).

Pop	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
5	0.16	0.6	281%
1	0.08	0.46	440%
6	0.07	0.39	467%
3	0.12	0.39	234%
15	0.13	0.34	171%
2	0	0.23	6734%
9	0.17	0.21	22%
4	0.13	0.18	34%
8	0.17	0.18	5%
35	0.18	0.18	0%
14	0.08	0.17	110%
18	0.14	0.17	20%
28	0.06	0.14	128%
10	0.13	0.14	7%
31	0.13	0.14	5%
29	0	0.12	Inf
33	0.12	0.12	2%
24	0.1	0.11	10%
26	0.08	0.1	23%
21	0.07	0.08	14%
12	0	0.07	1227%
13	0.05	0.06	39%
20	0.05	0.06	23%
30	0	0.03	Inf
17	0	0.02	10200%
23	0	0.01	71%
34	0.01	0.01	5%
7	0	0	Inf
25	0	0	Inf
11	0	0	0%
16	0	0	0%
19	0	0	0%
22	0	0	0%
27	0	0	0%
32	0	0	0%
National	0	0	0%

11.6.3 Goéland argenté (*Larus argentatus*)

Mortalités estimées

En faisant l'hypothèse plus pessimiste d'un taux d'évitement de 95%, le nombre de collisions annuelles cumulé sur les 7 parcs éoliens est estimé à environ **2295 mortalités/an**, contre 275 mortalités/an dans l'estimation originale qui était basée sur un taux d'évitement de 99.4%. Cela représente une augmentation du nombre de collisions par un facteur de presque x10. Rapporté à la taille de population totale (~113700 individus) de cette espèce sur l'arc atlantique français (colonies naturelles seulement), cela donne un taux de mortalité par individu de **2.02%**, contre 0.24%.

La sous-population la plus exposée aux collisions totalise environ **619 mortalités/an** pour un effectif d'environ 3100 individus, soit un taux de mortalité par individu de **20.0%**, soit 1 individu sur cinq.

Impact démographique

A l'échelle de l'arc atlantique français, l'impact démographique relatif à 30 ans sur la métapopulation de Goéland argenté est estimé à environ **27%** (Tableau 50), contre 7% auparavant. L'intervalle de confiance à 95% compris entre 20% et 28%, pour une valeur médiane estimée à 24%.

La probabilité d'extinction à 30 ans de la métapopulation nationale demeure nulle pour les deux scénarios, avec et sans impact (Tableau 51).

A l'échelle locale, l'impact des collisions prédites sur les sous-populations varie entre 0% et 100% (Tableau 50 ; Figure 41). Pour 15 sous-populations, l'impact attendu est nul.

Le risque d'extinction à 30 ans est supérieur à 5% pour 2 sous-populations selon le scénario sans impact, et pour 8 sous-populations selon le scénario avec impact (Tableau 51). En moyenne, l'impact cumulé des collisions fait augmenter le risque d'extinction à 30 ans de 360%.

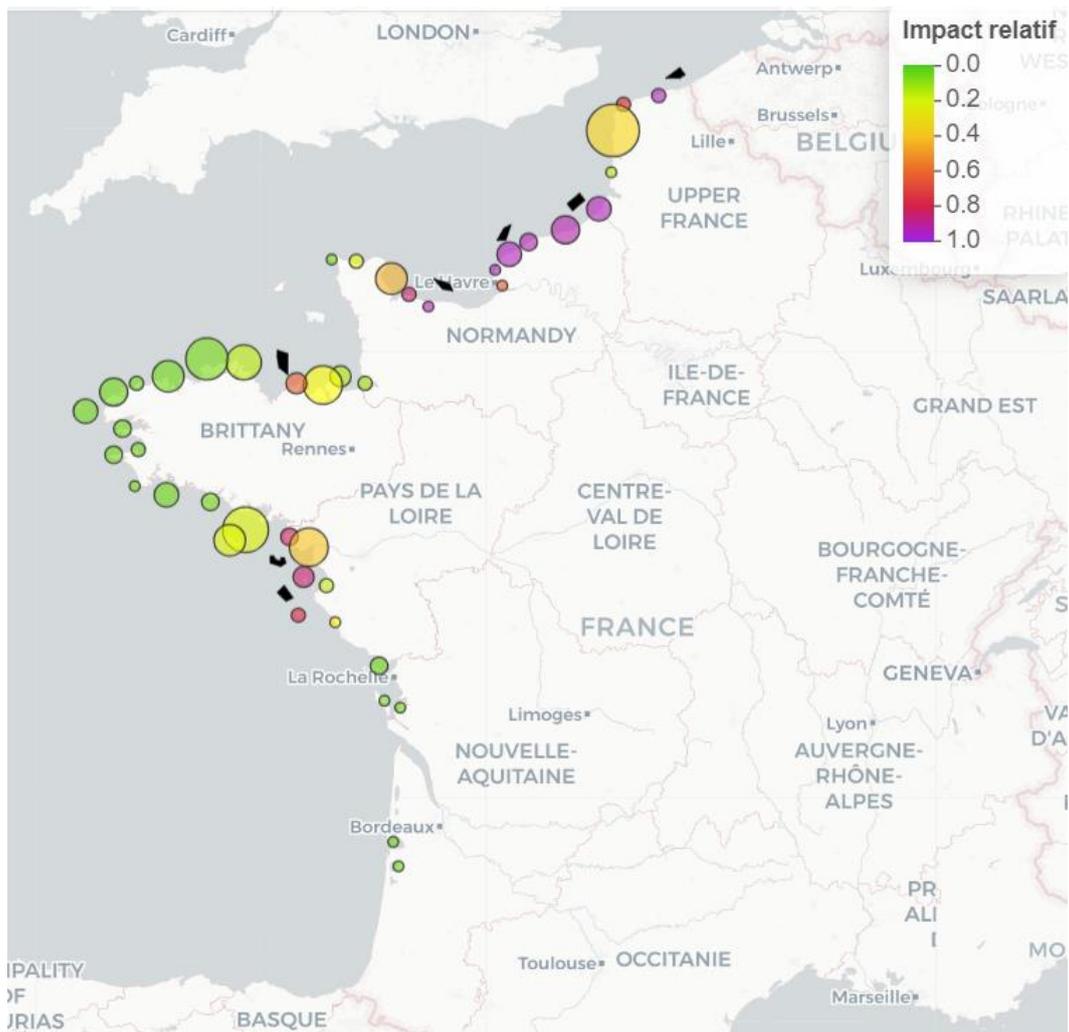


Figure 41. Cartographie de l'impact estimé pour chaque sous-population de Goéland argenté. Le gradient de couleur indique la force d'impact relatif estimée (voir légende). La taille des cercles est proportionnelle à la taille relative des différentes sous-populations.

Tableau 50. Résultats de l'analyse d'impact démographique sur le Goéland argenté, d'après les résultats de mortalité de BIRD RISK basés sur un taux d'évitement des oiseaux de 95%. Les sous-populations (« Pop ») sont numérotés par ordre croissant du Nord vers le Sud (Pop 1 = la plus au Nord). Le tableau est trié par ordre décroissant selon l'impact estimé pour chaque sous-population. Les I.C. à 95% sont fournis entre crochets.

Pop	Taille de population initiale (2021) estimée	Nombre de mortalités annuelles estimé	Impact relatif estimé (médiane)	Impact estimé (quantile 95%)
5	3096 [2558, 3652]	618.9 [333.1, 1098.5]	1.00 [0.96, 1.00]	1.00
8	3491 [2965, 4035]	495.5 [185.9, 1136.8]	0.99 [0.79, 1.00]	1.00
15	251 [36, 767]	35.7 [23.9, 53.0]	0.98 [0.71, 1.00]	1.00
1	585 [116, 1479]	32.6 [18.9, 52.5]	0.81 [0.42, 1.00]	1.00
11	295 [36, 915]	5.5 [2.9, 10.6]	0.40 [0.12, 1.00]	1.00
7	1394 [895, 1892]	101.8 [43.4, 221.7]	0.89 [0.58, 1.00]	0.99
6	3992 [3469, 4531]	292.0 [167.1, 483.8]	0.89 [0.70, 0.98]	0.97
36	2481 [1687, 3250]	99.6 [52.8, 190.8]	0.70 [0.44, 0.93]	0.90
14	766 [387, 1142]	27.8 [18.4, 41.5]	0.66 [0.44, 0.92]	0.88
33	1886 [620, 3534]	45.2 [28.5, 72.0]	0.51 [0.27, 0.91]	0.86
38	1228 [725, 1731]	31.7 [13.2, 69.6]	0.53 [0.25, 0.87]	0.82
2	627 [238, 1164]	13.3 [8.6, 19.9]	0.47 [0.24, 0.85]	0.79
13	282 [49, 891]	2.7 [1.6, 4.5]	0.23 [0.06, 0.82]	0.67
21	2406 [1428, 3374]	41.8 [20.6, 83.3]	0.40 [0.20, 0.70]	0.65
12	5609 [5151, 6079]	80.6 [53.5, 120.5]	0.34 [0.24, 0.47]	0.45
35	7414 [6796, 8050]	82.6 [49.4, 138.7]	0.28 [0.17, 0.43]	0.40
3	10530 [9250, 11791]	106.3 [70.3, 157.6]	0.26 [0.17, 0.36]	0.34
39	144 [21, 459]	0.2 [0.1, 0.4]	0.04 [0.00, 0.33]	0.25
20	6845 [6160, 7574]	32.3 [15.9, 64.3]	0.13 [0.06, 0.24]	0.22
10	1170 [726, 1616]	4.5 [3.0, 6.7]	0.11 [0.06, 0.20]	0.18
32	8756 [7438, 10076]	34.2 [20.4, 57.6]	0.11 [0.06, 0.18]	0.17
34	5360 [4426, 6349]	20.5 [12.0, 35.2]	0.11 [0.06, 0.18]	0.17
4	270 [47, 733]	0.2 [0.1, 0.3]	0.03 [0.00, 0.20]	0.13
16	6243 [5045, 7470]	15.3 [7.5, 30.4]	0.07 [0.03, 0.14]	0.12
37	518 [107, 1278]	0.4 [0.2, 0.9]	0.03 [0.00, 0.17]	0.12
19	2320 [1884, 2770]	4.7 [2.3, 9.4]	0.06 [0.03, 0.12]	0.11
23	902 [517, 1301]	1.3 [0.6, 2.6]	0.04 [0.02, 0.11]	0.09
31	1859 [1262, 2453]	0.9 [0.6, 1.6]	0.02 [0.01, 0.03]	0.03
17	7630 [6820, 8450]	3.6 [1.8, 7.1]	0.01 [0.01, 0.03]	0.02
9	310 [33, 1027]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
18	5053 [4111, 6007]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
22	647 [91, 1580]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
24	4722 [3711, 5723]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
25	3172 [2298, 4031]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
26	1934 [1248, 2621]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
27	736 [173, 1519]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
28	1384 [693, 2069]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
29	339 [53, 1085]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
30	3671 [2443, 4870]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00

Pop	Taille de population initiale (2021) estimée	Nombre de mortalités annuelles estimé	Impact relatif estimé (médiane)	Impact estimé (quantile 95%)
40	1537 [1141, 1935]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
41	309 [62, 902]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
42	288 [38, 911]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
43	182 [28, 496]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
44	407 [85, 926]	0.0 [0.0, 0.0]	0.00 [0.00, 0.00]	0.00
National	113715 [107127, 120529]	2294.9 [1555.6, 3407.2]	0.24 [0.20, 0.28]	0.27

Tableau 51. Probabilité d'extinction à 30 ans de chaque sous-population de Goéland argenté, d'après les résultats de mortalité de BIRD RISK basés sur un taux d'évitement des oiseaux de 95%, selon les deux scénarios : (i) le scénario de référence sans parc éolien et donc sans impact ; et (ii) le scénario avec impact. La dernière colonne montre l'augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans liée à l'ajout de l'impact « collision » des 7 parcs éoliens. Les sous-populations sont triées par ordre décroissant de probabilité d'extinction (avec impact).

Pop	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
15	0.05	0.48	817%
5	0	0.36	Inf
8	0	0.16	Inf
1	0.01	0.12	1201%
39	0.11	0.11	3%
11	0.05	0.09	104%
43	0.07	0.07	0%
13	0.04	0.06	37%
9	0.05	0.05	0%
42	0.05	0.05	0%
4	0.04	0.04	3%
29	0.03	0.03	0%
41	0.03	0.03	0%
7	0	0.02	Inf
44	0.02	0.02	0%
2	0	0.01	277%
37	0.01	0.01	5%
22	0.01	0.01	0%
6	0	<0.01	Inf
36	0	<0.01	Inf
38	0	<0.01	Inf
33	0	<0.01	6340%
14	0	<0.01	4000%
3	0	0	0%
10	0	0	0%

Pop	Probabilité d'extinction à 30 ans (sans impact)	Probabilité d'extinction à 30 ans (avec impact)	Augmentation relative de la probabilité d'extinction à 30 ans
12	0	0	0%
16	0	0	0%
17	0	0	0%
18	0	0	0%
19	0	0	0%
20	0	0	0%
21	0	0	0%
23	0	0	0%
24	0	0	0%
25	0	0	0%
26	0	0	0%
27	0	0	0%
28	0	0	0%
30	0	0	0%
31	0	0	0%
32	0	0	0%
34	0	0	0%
35	0	0	0%
40	0	0	0%
National	0	0	0%



**RÉPUBLIQUE
FRANÇAISE**

*Liberté
Égalité
Fraternité*

