



Pêches et Océans
Canada

Fisheries and Oceans
Canada

Sciences des écosystèmes
et des océans

Ecosystems and
Oceans Science

Secrétariat canadien des avis scientifiques (SCAS)

Document de recherche 2022/049

Région du Québec

Revue du cadre d'évaluation de la morue franche de la zone OPANO 3Pn4RS : relevés indépendants de la pêche

Hugues P. Benoît¹, Jordan Ouellette-Plante¹, Yihao Yin² et Claude Brassard¹

¹ Pêches et Océans Canada
Institut Maurice-Lamontagne
Mont Joli (QC) G5H 3Z4

² Pêches et Océans Canada
L'institut océanographique de Bedford
Dartmouth (N.- É.) B2Y 4A2

Avant-propos

La présente série documente les fondements scientifiques des évaluations des ressources et des écosystèmes aquatiques du Canada. Elle traite des problèmes courants selon les échéanciers dictés. Les documents qu'elle contient ne doivent pas être considérés comme des énoncés définitifs sur les sujets traités, mais plutôt comme des rapports d'étape sur les études en cours.

Publié par :

Pêches et Océans Canada
Secrétariat canadien des avis scientifiques
200, rue Kent
Ottawa (Ontario) K1A 0E6

<http://www.dfo-mpo.gc.ca/csas-sccs/>
csas-sccs@dfo-mpo.gc.ca



© Sa Majesté le Roi du chef du Canada, représenté par le ministre du
ministère des Pêches et des Océans, 2022

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-45214-2 N° Cat. Fs70-5/2022-049F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Benoît, H.P., Ouellette-Plante, J., Yin, Y, et Brassard, C. 2022. Revue du cadre d'évaluation de la morue franche de la division OPANO 3Pn4RS : relevés indépendants de la pêche. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2022/049. xv + 135 p.

Also available in English :

Benoît, H.P., Ouellette-Plante, J., Yin, Y, and Brassard, C. 2022. Review of the assessment framework for Atlantic cod in NAFO 3Pn4RS: Fishery independent surveys. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2022/049. xiii + 130 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	xv
1. INTRODUCTION	1
2. RELEVÉS DE RECHERCHE D'ÉTÉ	1
2.1. MÉTHODE	2
2.1.1. Généralités.....	2
2.1.2. Pêche comparative	2
2.1.3. Analyse des données des expériences de pêche comparative	3
2.1.4. Analyse des données de relevé	7
2.2. RÉSULTATS	8
2.2.1. Analyse des données des expériences de pêche comparative	8
2.2.2. Indices dérivés du relevé de recherche	9
3. RELEVÉ DE RECHERCHE EN JANVIER.....	11
4. RELEVÉS DE RECHERCHE HISTORIQUES.....	12
5. RELEVÉ PAR PÊCHE SENTINELLE À ENGIN MOBILE.....	13
5.1. MÉTHODES.....	13
5.2. RÉSULTATS.....	13
6. RELEVÉS PAR PÊCHE SENTINELLE À ENGIN FIXES	14
6.1. PÊCHE SENTINELLE À LA PALANGRE.....	16
6.1.1. Méthodes	16
6.1.2. Résultats – Indice dérivé de la pêche sentinelle à la palangre	21
6.2. PÊCHE SENTINELLE AU FILET MAILLANT.....	21
6.2.1. Saturation des engins	22
6.2.2. Strates pour les indices d'abondance	22
6.2.3. Résultats – Indice dérivé de la pêche sentinelle au filet maillant	23
7. COMPARAISON DES TENDANCES DE LA MORTALITÉ TOTALE.....	24
8. RÉSUMÉ ET CONCLUSIONS.....	24
9. REMERCIEMENTS	26
10. RÉFÉRENCES CITÉES	27
11. TABLEAUX	30
12. FIGURES	36
13. ANNEXE I	106
13.1. FIGURES SUPPLÉMENTAIRES	106
14. ANNEXE II	134
14.1. CAPTURES SELON L'ÂGE DANS LE CADRE DE LA PÊCHE SENTINELLE À ENGINS FIXES	134

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1. Paramètres des navires et résumé des protocoles utilisés dans les relevés de recherche dans le nord du golfe du Saint-Laurent.	30
Tableau 2. Paramètres des chaluts utilisés dans les relevés de recherche dans le nord du golfe du Saint-Laurent.	31
Tableau 3. Ensemble de modèles binomiaux avec diverses hypothèses pour l'effet de longueur et l'effet de station dans l'efficacité relative des captures. Un effet de lissage de la longueur peut être pris en compte et l'effet de station peut être ajouté à l'ordonnée à l'origine, sans interaction avec l'effet de longueur, ou ajouté à la fois à l'ordonnée à l'origine et à la fonction de lissage pour permettre une interaction entre les deux effets.	32
Tableau 4. Ensemble de modèles bêta-binomiaux avec diverses hypothèses pour l'effet de longueur et l'effet de station dans l'efficacité relative des captures, et pour l'effet de longueur sur le paramètre de variance. Un effet de longueur de lissage peut être considéré à la fois dans le facteur de conversion et dans le paramètre de variance. Un éventuel effet de station peut être ajouté à l'ordonnée à l'origine, sans interaction avec l'effet de longueur, ou ajouté à la fois à l'ordonnée à l'origine et à la fonction de lissage pour permettre une interaction entre les deux effets.	32
Tableau 5. Différence sur le plan du critère d'information d'Akaike (CIA) entre les modèles possibles convergés et le meilleur modèle dans chaque analyse de pêche comparative. Le meilleur modèle (indiqué en gras) a été sélectionné en fonction du CIA le plus faible. Pour une description des modèles, voir les tableaux 3 et 4.	33
Tableau 6. Proportion de calées dans les relevés par pêche sentinelle à engins fixes avec aucune capture de morue, en fonction de l'âge et de l'engin (palangre et filet maillant).	34
Tableau 7. Nombre de calées individuelles dans le relevé par pêche sentinelle à la palangre utilisant des quantités déterminées d'hameçons.	34
Tableau 8. Pondérations des strates utilisées pour le relevé stratifié par pêche sentinelle à engins fixes, basées sur la distance linéaire en kilomètres entre les limites de la zone (voir texte).	34
Tableau 9. Nombre de calées utilisées dans le relevé d'automne par pêche sentinelle à la palangre dans les zones 1 et 2 (seul le site 8 a été utilisé), en fonction de l'année et du bloc temporel. La durée est de 10 jours dans le premier bloc temporel et de 21 jours dans les autres.	35
Tableau 10. Diagnostics pour les modèles visant à étalonner l'efficacité relative des hameçons en J et des hameçons circulaires dans le relevé par pêche sentinelle à la palangre sur la base des résidus quantiles : statistiques d'inflation zéro (ZI) et de dispersion et valeurs p associées.	35

LISTE DES FIGURES

- Figure 1. Plan de stratification pour le relevé plurispécifique au chalut de fond du nord du golfe du Saint-Laurent. Les strates 401-408, 801-824 et 827-832 constituent un groupe central de strates incluses annuellement dans le plan d'échantillonnage depuis au moins 1985. Les strates supplémentaires, situées dans la sous-division 3Pn de l'OPANO (sud-ouest de Terre-Neuve), et échantillonnées uniquement en 1987 et de 1993 à 2003, ne sont pas représentées..... 36
- Figure 2. Résumé du nombre de relevés effectués dans chaque strate et chaque année dans le cadre du relevé de recherche dans le nord du golfe du Saint-Laurent. Les strates indiquées en rouge ne sont pas utilisées dans l'estimation des séries d'indices d'abondance des relevés pour aucun taxon en raison d'un échantillonnage incohérent au fil des ans..... 37
- Figure 3. Captures (nombre) de morues par l'Alfred Needler (à gauche) et le Lady Hammond (à droite) dans des traits jumelés de l'expérience de pêche comparative de 1990, regroupées en quatre groupes de longueur (rangées). Les points avec une échelle d'intensité de couleur sont utilisés pour les captures positives, tandis que les captures nulles sont indiquées par des cercles ouverts..... 38
- Figure 4. Captures (nombre) de morues par l'Alfred Needler (à gauche) et le Teleost (à droite) dans des traits jumelés de l'expérience de pêche comparative de 2004-2005, agrégées en quatre groupes de longueur (rangées). Les points avec une échelle d'intensité de couleur sont utilisés pour les captures positives, tandis que les captures nulles sont indiquées par des cercles ouverts..... 39
- Figure 5. Proportion des captures de morue effectuées par la combinaison Lady Hammond-WIIA dans des traits jumelés au cours de l'expérience de pêche comparative de 1990, en fonction de la longueur des poissons (cm), pour les traits jumelés individuels (points gris clair) et pour la moyenne de l'échantillon en fonction de la longueur (cercles). La ligne continue rouge indique la conversion estimée sur la base du meilleur modèle sélectionné, tandis que les lignes pointillées bleues correspondent aux autres modèles convergents. 40
- Figure 6. Proportion des captures de morue effectuées par la combinaison Alfred Needler-URI dans des traits jumelés au cours de l'expérience de pêche comparative de 2004-2005, en fonction de la longueur des poissons (cm), pour les traits jumelés individuels (points gris clair) et pour la moyenne de l'échantillon en fonction de la longueur (cercles). La ligne continue rouge indique la conversion estimée sur la base du meilleur modèle sélectionné, tandis que les lignes pointillées bleues correspondent à d'autres modèles convergents et que la ligne orange indique la conversion précédemment utilisée sur la base du modèle exponentiel de Bourdages et al. (2007)..... 41
- Figure 7. Estimation de l'efficacité des captures de la combinaison navire-engin remplacée par rapport à la combinaison navire-engin de remplacement. Les bandes grises indiquent un écart type et les lignes rouges indiquent une efficacité égale pour les navires et les engins remplacés et de remplacement. 42
- Figure 8. Analyse selon l'expérience de pêche comparative de 1990 entre la combinaison Lady Hammond-WIIA et la combinaison Alfred Needler-URI : résidus quantiles aléatoires normalisés pour chaque tranche de longueur (graphique supérieur) et pour chaque station (graphique inférieur) pour le modèle sélectionné..... 43
- Figure 9. Analyse selon l'expérience de pêche comparative de 2004-2005 entre la combinaison Alfred Needler-URI et la combinaison Teleost-Campelen : résidus quantiles aléatoires normalisés pour chaque tranche de longueur (graphique supérieur) et pour chaque station (graphique inférieur) pour le modèle sélectionné..... 44

Figure 10. Comparaison de la composition des captures selon la longueur (cm) entre les combinaisons navire-engin remplacées et de remplacement non étalonnées dans l'expérience de pêche comparative de 1990 (graphique supérieur) et entre les navires remplacés et de remplacement étalonnés (graphique inférieur).	45
Figure 11. Comparaison de la composition des captures selon la longueur (cm) entre les combinaisons navire-engin remplacées et de remplacement non étalonnées dans l'expérience de pêche comparative de 2004-2005 (graphique supérieur) et entre les navires remplacés et de remplacement étalonnés (graphique inférieur).	46
Figure 12. Efficacité de capture estimée par rapport à la combinaison Teleost-Campelen pour chaque combinaison navire-engin, basée sur la multiplication séquentielle des efficacités de capture relatives estimées à partir des analyses des deux expériences de pêche comparative, en fonction de la longueur (cm).	47
Figure 13. Indices d'abondance de la morue selon l'âge provenant du relevé de recherche de la période 1984-2020 pour la série réduite de strates (ligne et points noirs), comparés aux anciens indices présentés dans Brassard et al. (2020) de 1990-2018 pour la série complète de strates (ligne bleue). L'âge 13 représente un groupe composé d'individus âgés de 13 ans et plus.	48
Figure 14. Indice d'abondance agrégé de la morue selon l'âge avec intervalles de confiance à 95 % d'après le relevé de recherche de 1984-2020 basé sur la suite réduite de strates (points noirs) et le relevé de recherche de 1990-2020 basé sur toutes les strates échantillonnées de manière uniforme (points gris). Les numéros de strates sont indiqués dans la légende.	49
Figure 15. Fréquences annuelles de longueur d'après le relevé de recherche exprimées en nombre par trait pour 1984-2020 sur la base de la série réduite de strates (lignes noires), et pour 1990-2020 sur la base de toutes les strates échantillonnées de manière uniforme (lignes bleues).	50
Figure 16. Fréquences annuelles de longueur du relevé de recherche exprimées en proportions pour 1984-2020 sur la base de la série réduite de strates (lignes noires), et pour 1990-2020 sur la base de toutes les strates échantillonnées de manière uniforme (lignes bleues).	51
Figure 17. Captures selon l'âge dans le relevé de recherche pour a) 1984-2020 basé sur la série réduite de strates, et b) 1990-2020 basé sur toutes les strates échantillonnées de manière uniforme. Les graphiques de gauche montrent les captures proportionnelles à la taille du cercle, tandis que les graphiques de droite montrent les proportions normalisées par âge par année (SPAY), les cercles gris indiquant des captures supérieures à la moyenne et les cercles noirs des captures inférieures à la moyenne. Les lignes bleues indiquent que certaines cohortes ont suivi un parcours supérieur à la moyenne de façon uniforme dans le relevé.	52
Figure 18. Abondance des cohortes individuelles (âge 3 à 13+) d'après les captures selon l'âge du relevé de recherche pour a) 1984-2020 sur la base de la série réduite de strates, et b) 1990-2020 sur la base de toutes les strates échantillonnées de manière uniforme. L'année de l'expérience de pêche comparative de 1990 est indiquée par une ligne pointillée verticale en a). Les cohortes sont indiquées par année de naissance pour chaque 5 ^e année.	53
Figure 19. Abondance selon l'âge des cohortes à un âge et une année donnés, en fonction de leur abondance un an plus tard dans le relevé de recherche, pour 1984-2020. La corrélation entre les deux séries d'estimations est indiquée dans chaque graphique.	54
Figure 20. Estimations de la mortalité totale (Z; avec intervalles de confiance à 95 %) pour les individus d'âge 5 à 10 à partir du relevé de recherche pour la période 1984-2020 basée sur la série réduite de strates (noir), et pour la période 1990-2020 basée sur toutes les strates échantillonnées de manière uniforme (gris).	55

Figure 21. Relation entre les taux de capture (nombre par unité d'effort, NUE) basés sur l'ensemble réduit de strates utilisées pour dériver les indices pour la période 1984-2020, et pour l'ensemble complet de strates traditionnellement utilisées pour la morue, selon l'âge (rangées; âge indiqué dans le coin inférieur du graphique le plus à gauche). Colonne de gauche : diagrammes de double projection des deux séries, la ligne noire représentant une relation 1:1 et la ligne bleue pointillée représentant la conversion (correction) estimée vers un équivalent de série complète. Colonne du milieu : série chronologique des indices d'abondance pour la série complète de strates (noir), l'ensemble réduit (gris) et l'ensemble réduit « corrigé » (bleu). Graphique de droite : résidus du modèle ajusté dans la colonne de gauche (série complète moins les indices corrigés) en fonction de l'année. DW représente la statistique de Durbin-Watson pour l'autocorrélation temporelle, avec la valeur p associée. Les résultats indiqués pour l'âge 13 représentent ceux pour les individus âgés de 13 ans et plus.....	56
Figure 22. Profondeur moyenne occupée selon l'âge dans l'année du relevé de recherche (graphiques). Les moyennes de la série sont indiquées par une ligne bleue pointillée. Les résultats indiqués pour l'âge 13 représentent ceux pour les individus âgés de 13 ans et plus...	59
Figure 23. Relation entre la profondeur moyenne occupée et les résidus de l'indice d'abondance basé sur la série complète de strates moins l'indice corrigé, en fonction de l'âge (graphiques). Le coefficient de corrélation associé et la valeur p sont indiqués dans chaque graphique. Les résultats indiqués pour l'âge 13 représentent ceux pour les individus âgés de 13 ans et plus...	60
Figure 24. Répartition des captures de morue (kg/trait) dans le relevé de janvier au moyen du NM Gadus Atlantica, 1978-1994.....	61
Figure 25. Captures selon l'âge dans le relevé d'hiver au moyen du NM Gadus Atlantica de 1984-1994 pour a) les captures non ajustées, et b) les captures ajustées aux équivalents Teleost-Campelen selon Warren (1997). Les graphiques de gauche montrent les captures proportionnelles à la taille du cercle, tandis que les graphiques de droite montrent les proportions normalisées par âge par année (SPAY), les cercles gris indiquant des captures supérieures à la moyenne et les cercles noirs des captures inférieures à la moyenne. Les lignes bleues indiquent que certaines cohortes ont constamment suivi un parcours supérieur à la moyenne dans le relevé de recherche (voir Figure 17).	62
Figure 26. Courbes de captures relatives (composition en fonction de l'âge) pour les relevés de recherche historiques, par division de l'OPANO et par période d'années, telles que rapportées dans Wiles et May (1968). Les lignes bleues sont des régressions des courbes de log des captures relatives, dont la pente fournit une estimation transversale de la mortalité totale, Z. L'estimation de Z et l'erreur type associée sont présentées dans chaque graphique.	63
Figure 27. Strates côtières employées dans le relevé par pêche sentinelle au chalut de fond dans le nord du golfe du Saint-Laurent additionnées aux autres strates employées dans le relevé plurispécifique dans le nord du golfe du Saint-Laurent (Figure 1), à l'exception des strates dans l'estuaire.	64
Figure 28. Indices d'abondance agrégés par âge pour le relevé par pêche sentinelle à engin mobile, incluant (bleu) et excluant (noir) les strates côtières indiquées dans la figure 27.	64
Figure 29. Relation entre les valeurs de l'indice d'abondance du relevé par pêche sentinelle à engin mobile pour les séries excluant (axe des x) et incluant (axe des y) les strates côtières indiquées dans la figure 27, par âge (graphiques). La ligne noire représente une relation 1:1 tandis que la ligne bleue pointillée représente une correction estimée par le modèle. Les valeurs des coefficients de détermination (R ²) pour la relation 1:1 et pour la correction estimée par le modèle sont indiquées dans chaque graphique.	65

Figure 30. Captures selon l'âge dans le relevé par pêche sentinelle à engin mobile pour la période 1995-2020. Le graphique de gauche montre les captures proportionnelles à la taille du cercle, tandis que le graphique de droite montre les proportions normalisées par âge par année (SPAY), les cercles gris indiquant des captures supérieures à la moyenne et les cercles noirs des captures inférieures à la moyenne. Les lignes bleues indiquent que certaines cohortes ont constamment suivi un parcours supérieur à la moyenne dans le relevé de recherche (voir Figure 17).....	66
Figure 31. Abondance selon l'âge des cohortes à un âge et une année donnés, en fonction de leur abondance un an plus tard dans le relevé par pêche sentinelle à engin mobile, pour 1995-2020. La corrélation entre les deux séries d'estimations est indiquée dans chaque graphique. 67	
Figure 32. Abondance des cohortes individuelles (âge 3 à 13+) d'après les captures selon l'âge du relevé par pêche sentinelle à engin mobile, 1995-2020. Les cohortes sont identifiées par année de naissance pour chaque 5 ^e année.....	68
Figure 33. Estimations de la mortalité totale (Z; avec intervalles de confiance à 95 %) pour les individus d'âge 5 à 10 d'après le relevé par pêche sentinelle à engin mobile, 1995-2020.	69
Figure 34. Répartition spatiale des relevés dans le nord du golfe du Saint-Laurent en 2018. ...	69
Figure 35. Limites des zones pour les relevés par pêche sentinelle à engins fixes, et limites révisées des strates pour les zones 6 et 6b (bleu), et emplacement des sites d'échantillonnage en 2018, en fonction du type d'engin.	70
Figure 36. Emplacement des captures individuelles lors de la pêche sentinelle à engins fixes avec des palangres munies d'hameçons en J (rouge) et des palangres munies d'hameçons circulaires (orange) pour des blocs de deux ans dans la zone 1 (Channel-Port aux Basques). Les numéros des sites associés à chaque calée sont indiqués.	71
Figure 37. Emplacement des captures individuelles lors de la pêche sentinelle à engins fixes avec des palangres munies d'hameçons en J (rouge), des palangres munies d'hameçons circulaires (orange) et des filets maillants (bleu) pour des blocs de deux ans dans la zone 2 (du cap Ray à la baie de Port au Port). Les numéros des sites associés à chaque calée sont indiqués.....	72
Figure 38. Emplacement des captures individuelles lors de la pêche sentinelle à engins fixes avec des palangres munies d'hameçons en J (rouge), des palangres munies d'hameçons circulaires (orange) et des filets maillants (bleu) pour des blocs de deux ans dans la zone 3 (de la baie des Îles à Flower's Cove). Les numéros des sites associés à chaque calée sont indiqués.....	73
Figure 39. Emplacement des captures individuelles lors de la pêche sentinelle à engins fixes avec des palangres munies d'hameçons en J (rouge), des palangres munies d'hameçons circulaires (orange) et des filets maillants (bleu) pour des blocs de deux ans dans la zone 4 (détroit de Belle Isle). Les numéros des sites associés à chaque calée sont indiqués.	74
Figure 40. Emplacement des captures individuelles lors de la pêche sentinelle à engins fixes avec des palangres munies d'hameçons en J (rouge), des palangres munies d'hameçons circulaires (orange) et des filets maillants (bleu) pour des blocs de deux ans dans la zone 5 (Blanc Sablon à Saint-Augustin). Les numéros des sites associés à chaque calée sont indiqués.	75
Figure 41. Emplacement des captures individuelles lors de la pêche sentinelle à engins fixes avec des palangres munies d'hameçons en J (rouge), des palangres munies d'hameçons circulaires (orange) et des filets maillants (bleu) pour des blocs de deux ans dans la zone 6	

(Saint-Augustin à La Romaine). Les numéros de site associés à chaque transport sont indiqués.	76
Figure 42. Emplacement des captures individuelles lors de la pêche sentinelle à engins fixes avec des palangres munies d'hameçons en J (rouge) et des filets maillants (bleu) pour des blocs de deux ans dans la zone 6b (région de Sept-Îles). Les numéros des sites associés à chaque calée sont indiqués.	77
Figure 43. Temps d'immersion des engins lors du relevé par pêche sentinelle à engins fixes : a) palangres, b) filets maillants.	78
Figure 44. Diagrammes de quartiles de l'estimation a) des captures (nombre) de poissons par calée, toutes espèces confondues, par 1 000 hameçons, et b) de la proportion de morue dans les captures, pour chaque année du relevé par pêche sentinelle à la palangre.	79
Figure 45. Diagrammes de quartiles des taux de capture de morue (nombre par 1 000 hameçons) dans les calées individuelles en fonction du temps d'immersion de l'engin dans le relevé par pêche sentinelle à la palangre. La ligne rouge est la fonction de lissage estimée à partir d'une analyse par modèle additif général à effets mixtes des taux de capture en fonction du temps d'immersion (les lignes pointillées sont des intervalles de confiance à 95 % de la fonction de lissage).	80
Figure 46. Nombre de calées individuelles par zone (graphiques) et par mois (lignes colorées) dans le relevé par pêche sentinelle à la palangre.	81
Figure 47. Nombre de calées individuelles par zone (lignes) en août et septembre (jours 210 à 270 de l'année) dans le relevé par pêche sentinelle à la palangre.	82
Figure 48. Taux de capture moyens selon l'âge (nombre par unité d'effort, NUE) à l'aide d'hameçons en J (axes x) et à l'aide d'hameçons circulaires (axes y) dans des unités d'échantillonnage définies par année, semaine et site, où age13p et age10p désignent les groupes d'individus d'âge 13+ et 10+ respectivement. Les lignes bleues indiquent une relation 1:1, la ligne rouge pointillée est l'efficacité relative estimée selon l'âge à partir du modèle A, tandis que la ligne rouge pointillée est l'estimation du modèle B. L'encadré dans le graphique pour age3 montre un gros plan du diagramme de double projection excluant les deux valeurs aberrantes.	83
Figure 49. a) Estimation de l'efficacité logarithmique selon l'âge pour les hameçons circulaires par rapport aux hameçons en J sur la base des modèles (points avec intervalles de confiance à 95 %) et sur la base des moyennes de l'échantillon (croix). Les valeurs grises correspondent aux estimations qui excluent deux unités aberrantes pour l'âge 3 et le groupe d'âge 10+ (modèle B). La ligne grise pointillée représente la valeur estimée pour le groupe d'âge 10+. b) Proportion annuelle de captures à la palangre effectuées avec des hameçons en J.	84
Figure 50. Taux de capture de morues d'âge 4 (nombre par 1 000 hameçons) dans les calées individuelles par zone (graphiques) et par année dans les calées d'été de la pêche sentinelle à la palangre (août-septembre). Les couleurs distinguent les sites individuels à l'intérieur des zones.	85
Figure 51. Taux de capture de morues d'âge 12 (nombre par 1 000 hameçons) dans les calées individuelles par zone (graphiques) et par année dans les calées d'été de la pêche sentinelle à la palangre (août-septembre). Les couleurs distinguent les sites individuels à l'intérieur des zones.	86
Figure 52. Taux de capture de morues d'âge 4 (racine carrée, nombre par unité d'effort, 1 000 hameçons) dans les calées individuelles par année (graphiques) et par jour de l'année dans les calées d'automne de la pêche sentinelle à la palangre de la zone 1 et du site 8. Les	

couleurs distinguent les sites individuels. Les lignes pointillées délimitent les blocs temporels utilisés pour définir les strates temporelles.	87
Figure 53. Taux de capture de morues d'âge 12 (racine carrée, nombre par unité d'effort, NUE; 1 000 hameçons) dans les calées individuelles par année (graphiques) et par jour de l'année dans les calées d'automne de la pêche sentinelle à la palangre de la zone 1 et du site 8. Les couleurs distinguent les sites individuels. Les lignes pointillées délimitent les blocs temporels utilisés pour définir les strates temporelles.	88
Figure 54. Indice d'abondance agrégé pour les individus d'âge 3+ (nombre par unité d'effort, NUE; 1 000 hameçons) avec intervalles de confiance à 95 % pour l'indice d'été du relevé par pêche sentinelle à la palangre, 1995-2019.	89
Figure 55. Captures selon l'âge dans le relevé par pêche sentinelle à la palangre (indice d'été) 1995-2019. Le graphique de gauche montre les captures proportionnelles à la taille du cercle, tandis que le graphique de droite montre les proportions normalisées par âge par année (SPAY), les cercles gris indiquant des captures supérieures à la moyenne et les cercles noirs des captures inférieures à la moyenne. Les lignes bleues indiquent que certaines cohortes ont constamment suivi un parcours supérieur à la moyenne dans le relevé de recherche (voir figure 17).	89
Figure 56. Abondance des cohortes individuelles (âges 6 à 13+) dans les captures selon l'âge du relevé par pêche sentinelle à la palangre (indice d'été), 1995-2019. Les cohortes sont identifiées par année de naissance pour chaque 5 ^e année.	90
Figure 57. Abondance selon l'âge des cohortes à un âge et une année donnés, en fonction de leur abondance un an plus tard dans le relevé par pêche sentinelle à la palangre (indice d'été), pour 1995-2019. La corrélation entre les deux séries d'estimations est indiquée dans chaque graphique.	91
Figure 58. Estimations de la mortalité totale (Z; avec intervalles de confiance à 95 %) pour les individus d'âge 8 à 12 d'après le relevé par pêche sentinelle à la palangre (indice d'été), 1995-2019.	92
Figure 59. Indice d'abondance agrégé pour les individus d'âge 3+ (nombre par unité d'effort, NUE; 1 000 hameçons) avec intervalles de confiance à 95 % pour l'indice d'automne de la zone 1 du relevé par pêche sentinelle à la palangre, 1995-2019.	92
Figure 60. Captures selon l'âge dans le relevé par pêche sentinelle à la palangre (indice d'automne) 1995-2019. Le graphique de gauche montre les captures proportionnelles à la taille du cercle, tandis que le graphique de droite montre les proportions normalisées par âge par année (SPAY), les cercles gris indiquant des captures supérieures à la moyenne et les cercles noirs des captures inférieures à la moyenne. Les lignes bleues indiquent que certaines cohortes ont constamment suivi un parcours supérieur à la moyenne dans le relevé de recherche (voir Figure 17).	93
Figure 61. Abondance des cohortes individuelles (âges 6 à 13+) dans les captures selon l'âge du relevé par pêche sentinelle à la palangre (automne), 1995-2019. Les cohortes sont indiquées par année de naissance pour chaque 5 ^e année.	93
Figure 62. Abondance selon l'âge des cohortes à un âge et une année donnés, en fonction de leur abondance un an plus tard dans le relevé par pêche sentinelle à la palangre (automne), pour 1995-2019. La corrélation entre les deux séries d'estimations est indiquée dans chaque graphique.	94

Figure 63. Estimations de la mortalité totale (Z; avec intervalles de confiance à 95 %) pour les individus d'âge 8 à 12 d'après le relevé par pêche sentinelle à la palangre (indice d'automne de la zone 1), 1995-2019.	95
Figure 64. Répartition de la fréquence du nombre de filets utilisés pour les calées individuelles dans le relevé par pêche sentinelle au filet maillant.	95
Figure 65. Diagrammes de quartiles de l'estimation a) des captures (nombre) de poissons par calée et par filet, toutes espèces confondues, et b) de la proportion de morue dans les captures, pour chaque année du relevé par pêche sentinelle au filet maillant.	96
Figure 66. Diagrammes de quartiles des taux de capture de morue (représentés par la racine carrée du nombre par filet) dans les calées individuelles en fonction du temps d'immersion de l'engin dans le relevé par pêche sentinelle au filet maillant. La ligne rouge est la fonction de lissage estimée à partir d'une analyse par modèle additif général à effets mixtes des taux de capture en fonction du temps d'immersion (les lignes pointillées sont des intervalles de confiance à 95 % de la fonction de lissage).....	97
Figure 67. Nombre de calées individuelles par zone (graphiques) et par mois (lignes colorées) dans le relevé par pêche sentinelle au filet maillant.	98
Figure 68. Nombre de calées individuelles par zone (graphiques) et par bloc temporel (lignes colorées) dans le relevé par pêche sentinelle au filet maillant. Les blocs temporels ont été définis en fonction du jour de l'année : bloc 1 [165, 195], bloc 2 [196, 226] et bloc 3 [227, 257].	99
Figure 69. Taux de capture de morues d'âge 4 (nombre par filet) dans les calées individuelles par zone (lignes), bloc temporel (colonnes) et année dans la pêche sentinelle au filet maillant. Les couleurs distinguent les sites individuels. Les blocs temporels ont été définis en fonction du jour de l'année : bloc 1 [165, 195], bloc 2 [196, 226] et bloc 3 [227, 257]......	100
Figure 70. Taux de capture de morues d'âge 12 (nombre par filet) dans les calées individuelles par zone (lignes), bloc temporel (colonnes) et année dans la pêche sentinelle au filet maillant. Les couleurs distinguent les sites individuels. Les blocs temporels ont été définis en fonction du jour de l'année : bloc 1 [165, 195], bloc 2 [196, 226] et bloc 3 [227, 257]......	101
Figure 71. Indice d'abondance agrégé pour les individus d'âge 3+ (nombre par unité d'effort, NUE; par filet) avec intervalles de confiance à 95 % pour l'indice d'été du relevé par pêche sentinelle au filet maillant, 1995-2019.....	102
Figure 72. Captures selon l'âge dans le relevé par pêche sentinelle au filet maillant 1995-2019. Le graphique de gauche montre les captures proportionnelles à la taille du cercle, tandis que le graphique de droite montre les proportions normalisées par âge par année (SPAY), les cercles gris indiquant des captures supérieures à la moyenne et les cercles noirs des captures inférieures à la moyenne. Les lignes bleues indiquent que certaines cohortes ont constamment suivi un parcours supérieur à la moyenne dans le relevé de recherche (voir Figure 17).....	102
Figure 73. Abondance des cohortes individuelles (âges 7 à 13+) dans les captures selon l'âge du relevé par pêche sentinelle au filet maillant, 1995-2019. Les cohortes sont indiquées par année de naissance pour chaque 5 ^e année.....	103
Figure 74. Abondance selon l'âge des cohortes à un âge et une année donnés, en fonction de leur abondance un an plus tard dans le relevé par pêche sentinelle au filet maillant, pour 1995-2019. La corrélation entre les deux séries d'estimations est indiquée dans chaque graphique.	104

Figure 75. Estimations de la mortalité totale (Z; avec intervalles de confiance à 95 %) pour les individus d'âge 8 à 12 d'après le relevé par pêche sentinelle au filet maillant, 1995-2019.	105
Figure 76. Comparaison des estimations de la mortalité totale pour chacun des cinq principaux indices dérivés de relevés indépendants de la pêche.	105
Figure A1. Observation annuelle de l'âge et de la longueur dans le relevé de recherche.....	106
Figure A2. Résultats normalisés et distribution des effets aléatoires estimés dans l'analyse par modèle additif général à effets mixtes des taux de capture en fonction du temps d'immersion dans le relevé par pêche sentinelle à la palangre.....	108
Figure A3. Résumé des résidus quantiles du modèle A pour l'étalonnage de deux types d'hameçons dans le programme de pêche sentinelle à la palangre : a) graphiques Q-Q des résidus quantiles; b) distribution des résidus quantiles en fonction des valeurs prédites transformées en rang, la ligne rouge pleine indiquant la valeur moyenne attendue de 0,5, la ligne pointillée étant un lissage de la valeur moyenne simulée et les astérisques indiquant des écarts significatifs ou des valeurs aberrantes; c) diagrammes de quartiles résiduels en fonction de l'âge de la morue (à noter que l'âge 13 est en fait un groupe d'individus de 13 ans et plus), un modèle correctement ajusté devant donner une distribution uniforme des résidus pour chaque âge, et donc une médiane (ligne noire solide) à 0,5 et des quartiles délimités à 0,25 et 0,75.	109
Figure A4. Résumé des résidus quantiles du modèle B pour l'étalonnage de deux types d'hameçons dans le programme de pêche sentinelle à la palangre : a) graphiques Q-Q des résidus quantiles; b) distribution des résidus quantiles en fonction des valeurs prédites transformées en rang, la ligne rouge pleine indiquant la valeur moyenne attendue de 0,5, la ligne pointillée étant un lissage de la valeur moyenne simulée et les astérisques indiquant des écarts significatifs ou des valeurs aberrantes; c) diagrammes de quartiles résiduels en fonction de l'âge de la morue (à noter que l'âge 13 est en fait un groupe d'individus de 13 ans et plus), un modèle correctement ajusté devant donner une distribution uniforme des résidus pour chaque âge, et donc une médiane (ligne noire solide) à 0,5 et des quartiles délimités à 0,25 et 0,75.	110
Figure A5. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site et par zone pour la morue d'âge 3 dans le programme de pêche sentinelle à la palangre. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone.....	111
Figure A6. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site et par zone pour la morue d'âge 4 dans le programme de pêche sentinelle à la palangre. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone.....	112
Figure A7. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site et par zone pour la morue d'âge 5 dans le programme de pêche sentinelle à la palangre. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone.....	113
Figure A8. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site et par zone pour la morue d'âge 6 dans le programme de pêche sentinelle à la palangre. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone.....	114
Figure A9. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site et par zone pour la morue d'âge 7 dans le programme de pêche sentinelle à la palangre. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone.....	115
Figure A10. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site et par zone pour la morue d'âge 8 dans le programme de pêche sentinelle à la palangre. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone.....	116

Figure A11. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site et par zone pour la morue d'âge 9 dans le programme de pêche sentinelle à la palangre. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone.....	117
Figure A12. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site et par zone pour la morue d'âge 10 dans le programme de pêche sentinelle à la palangre. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone.....	118
Figure A13. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site et par zone pour la morue d'âge 11 dans le programme de pêche sentinelle à la palangre. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone.....	119
Figure A14. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site et par zone pour la morue d'âge 12 dans le programme de pêche sentinelle à la palangre. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone.....	120
Figure A15. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site et par zone pour la morue d'âge 13+ dans le programme de pêche sentinelle à la palangre. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone.....	121
Figure A16. Diagrammes de quartiles du nombre de calées par site et strate dans les données de la pêche sentinelle à la palangre (PSP) et au filet maillant (PSFM) d'été utilisées pour générer des indices d'abondance.	122
Figure A17. Résultats normalisés et distribution des effets aléatoires estimés dans l'analyse par modèle additif général à effets mixtes des taux de capture en fonction du temps d'immersion dans le relevé par pêche sentinelle au filet maillant.	122
Figure A18. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site, par zone et par bloc saisonnier pour la morue de 3 ans dans le programme de pêche sentinelle au filet maillant. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone et bloc. ...	123
Figure A19. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site, par zone et par bloc saisonnier pour la morue d'âge 4 dans le programme de pêche sentinelle au filet maillant. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone et bloc. ...	124
Figure A20. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site, par zone et par bloc saisonnier pour la morue d'âge 5 dans le programme de pêche sentinelle au filet maillant. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone et bloc. ...	125
Figure A21. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site, par zone et par bloc saisonnier pour la morue d'âge 6 dans le programme de pêche sentinelle au filet maillant. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone et bloc. ...	126
Figure A22. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site, par zone et par bloc saisonnier pour la morue d'âge 7 dans le programme de pêche sentinelle au filet maillant. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone et bloc. ...	127
Figure A23. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site, par zone et par bloc saisonnier pour la morue d'âge 8 dans le programme de pêche sentinelle au filet maillant. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone et bloc. ...	128
Figure A24. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site, par zone et par bloc saisonnier pour la morue d'âge 9 dans le programme de pêche sentinelle au filet maillant. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone et bloc. ...	129

Figure A25. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site, par zone et par bloc saisonnier pour la morue d'âge 10 dans le programme de pêche sentinelle au filet maillant. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone et bloc. ... 130

Figure A26. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site, par zone et par bloc saisonnier pour la morue d'âge 11 dans le programme de pêche sentinelle au filet maillant. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone et bloc. ... 131

Figure A27. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site, par zone et par bloc saisonnier pour la morue d'âge 12 dans le programme de pêche sentinelle au filet maillant. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone et bloc. ... 132

Figure A28. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site, par zone et par bloc saisonnier pour la morue d'âge 13+ dans le programme de pêche sentinelle au filet maillant. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone et bloc. 133

RÉSUMÉ

Pêches et Océans Canada, dans la région du Québec, a entrepris en 2021-2022 un examen du cadre d'évaluation du stock de morue franche (*Gadus morhua*) de la division 3Pn4RS de l'Organisation des pêches de l'Atlantique Nord-Ouest (OPANO) dans le nord du golfe du Saint-Laurent. Un examen des données d'évaluation, y compris des informations sur les captures de pêche déclarées et non déclarées, les informations de marquage et les résultats des relevés indépendants de la pêche a eu lieu au printemps 2021. L'objectif principal du présent document était d'examiner la disponibilité, la durée et la qualité des indices de relevés scientifiques et des informations sur le stock. Ce faisant, nous avons examiné comment ces sources d'information contribuent à la compréhension de la dynamique des populations, via les tendances de l'abondance, de la composition démographique et des taux de mortalité. Plusieurs avancées ont été réalisées dans le cadre de l'examen et devraient améliorer la qualité de l'évaluation. Tout d'abord, les principaux indices désagrégés par âge obtenus à partir d'une campagne de recherche au chalut de fond ont été prolongés dans le temps de 1990 à 1984 en analysant et en appliquant les résultats d'une expérience de pêche comparative qui a permis de calibrer la série pour le navire utilisé dans les premières années du relevé multispécifique au chalut de fond. Cela étend la série chronologique jusqu'à avant la période où le stock s'est effondré. Deuxièmement, un seul ensemble cohérent d'indices désagrégés par âge pour un relevé Sentinel au chalut de fond a été obtenu en combinant deux ensembles d'indices couvrant différentes périodes d'années. Troisièmement, les données d'une série de relevés hivernaux au chalut effectuée dans les années 1980 et 1990 et qui n'avaient pas été prises en compte se sont révélées fournir des informations utiles sur la composition par âge du stock de morue au cours de la période 1983-1994. Quatrièmement, les résultats des enquêtes historiques menées dans les années 1950 et 1960, période au cours de laquelle les chaluts ont été introduits dans la pêcherie et les débarquements ont considérablement augmenté, se sont avérés fournir des estimations utiles des taux de mortalité, notamment une estimation d'une limite supérieure pour le taux de mortalité naturelle. Cinquièmement, une refonte des méthodes utilisées pour estimer les indices d'abondance désagrégés par âge du programme Sentinel aux engins fixes a abouti à la création de trois ensembles d'indices indépendants, deux basés sur les prises à la palangre et un basé sur les prises au filet maillant. La refonte a été motivée par plusieurs problèmes survenus au fil du temps avec l'approche traditionnellement utilisée de normalisation des taux de capture. Dans l'ensemble, les indices révisés fournissent une image cohérente de la dynamique du stock, y compris des tendances très similaires entre les indices du taux estimé de mortalité totale. En outre, l'extension des informations sur le stock aux années 1950 et des indices d'abondance aux années 1980 avant l'effondrement du stock est susceptible de fournir une image plus précise de la taille et de la productivité historiques du stock, ce qui devrait à son tour permettre l'établissement de des points de référence plus pertinents pour sa gestion.

1. INTRODUCTION

Pêches et Océans Canada (MPO) a entrepris en 2021 et 2022 un examen du cadre d'évaluation de la morue franche (*Gadus morhua*) dans la sous-division 3Pn et les divisions 4R et 4S de l'OPANO (ci-après appelée morue du nord du golfe du Saint-Laurent [nGSL]). Cet examen, qui s'est déroulé en deux parties, a évalué la pertinence et l'utilité d'un nouveau modèle d'évaluation du stock ainsi que des données existantes et nouvelles de ce modèle. Le présent document évalue les renseignements, les données et les indices qui sont disponibles dans les relevés indépendants de la pêche et qui peuvent contribuer au renouvellement du cadre d'évaluation. Cela inclut les données et les résultats des relevés historiques qui n'ont pas servi à évaluer le stock depuis plus de deux décennies. Trois catégories de relevé sont examinées : les relevés de recherche au chalut de fond, les relevés par pêche sentinelle au chalut de fond et les relevés par pêche sentinelle à engins fixes (filet maillant et palangre). Elles sont présentées successivement dans des sections séparées. Pour chacune de ces catégories de relevé, nous fournissons des indices révisés ou nouveaux d'abondance ou d'état. Ces renseignements ont été examinés lors de la réunion régionale d'examen par les pairs du Secrétariat canadien des avis scientifiques qui a eu lieu les 21 et 22 avril 2021 et le 12 mai 2021.

2. RELEVÉS DE RECHERCHE D'ÉTÉ

L'évaluation actuelle de la morue du nGSL repose sur des indices en fonction de l'âge provenant d'un relevé de recherche effectué chaque année en août par la région du Québec du MPO. Ce relevé suit un plan aléatoire selon des strates fondées sur la profondeur et la zone (Figure 1). Les indices actuels commencent en 1990 lorsque le navire de la Garde côtière canadienne (NGCC) *Alfred Needler* a été retenu comme navire de relevé. Après 2005, ce navire a été remplacé par le NGCC *Teleost*, qui demeure le navire désigné pour le relevé. Jusqu'à présent, l'évaluation n'a pas tenu compte des données recueillies de 1984 à 1990 dans le cadre du relevé effectué chaque année en août à bord du navire à moteur (NM) *Lady Hammond*, et qui suivait le même plan stratifié que celui utilisé actuellement, bien qu'avec moins de strates, excluant notamment de nombreuses strates avec des profondeurs inférieures à 100 mètres. On craignait que l'absence de strates plus superficielles couvrant les profondeurs privilégiées par la morue n'entraîne un biais important dans l'indice d'abondance de la morue. En outre, des doutes ont été émis quant à la possibilité d'étalonner les captures du NM *Lady Hammond*, qui pêchait avec un engin de chalutage Western IIA, avec celles du NGCC *Alfred Needler*, qui pêchait avec un chalut URI, afin de maintenir une série normalisée. Bien qu'une expérience de pêche comparative à traits jumelés ait été menée avec ces deux navires en 1990, les chercheurs de l'époque ont conclu, sur la base d'une analyse limitée, que les données étaient trop variables pour permettre de dériver des étalonnages fiables basés sur la taille (Gascon *et al.* 1991, document non publié¹). Récemment, une analyse de ces données à l'aide des approches statistiques actuelles adaptées au traitement de différentes sources d'incertitude a permis de conclure que des étalonnages appropriés basés sur la taille pouvaient être obtenus pour deux autres taxons, le flétan noir du Groenland (*Reinhardtius hippoglossoides*) et des sébastes (*Sebastes* spp.; Yin et Benoît 2021, 2022). Dans le présent document, nous analysons les données de l'expérience de pêche comparative menée en 1990 pour la morue.

¹ Gascon, D., Gagnon, P., Bernier, B., et Savard, L. 1991. Le relevé conjoint crevette/poisson de fond du nord du golfe du Saint-Laurent (divisions de l'OPANO 4RST). CSCPCA Document de travail 91/70 (document de travail non publié).

De plus, nous avons de nouveau analysé les données de l'expérience de pêche comparative de 2004 et 2005 entre le NGCC *Alfred Needler* et le NGCC *Teleost* pêchant au chalut Campelen, en révisant légèrement l'étalonnage basé sur la taille précédemment estimé pour la morue (Bourdages *et al.* 2007). L'ampleur du biais qui pourrait résulter de l'exclusion des strates antérieures à 1990 est ensuite évaluée et une approche est proposée pour y remédier. Des indices d'abondance selon l'âge et ajustés selon l'âge, des indices de distribution de la profondeur selon l'âge et des estimations de la mortalité totale, dérivés des données de relevé, sont présentés.

2.1. MÉTHODE

2.1.1. Généralités

Un résumé des protocoles de relevé et des précisions sur les navires et les chaluts utilisés dans le relevé de recherche sont fournis dans les tableaux 1 et 2. La figure 2 résume le nombre de traits de relevé réussis pour chaque année et chaque strate. Seules les strates numérotées de 801 à 841 (à l'exclusion de 825 et 826) sont pertinentes pour la morue du nGSL. Les strates 401 à 414 et 851 à 855 sont situées dans la division 4T de l'OPANO, à l'extérieur de la zone du stock (Figure 1). Les strates 302 à 305 sont situées dans la sous-division 3Pn de l'OPANO et auraient pu être pertinentes pour le stock. Cependant, elles n'ont pas été échantillonnées pour la majorité de la série chronologique.

Jusqu'à présent, les indices d'abondance de la morue du nGSL étaient basés sur un échantillonnage dans les strates 801 à 824 et 827 à 841, à l'exclusion de la strate 840 (Figure 3). De ce nombre, les strates 835 à 841 (excluant 840) représentent les strates moins profondes qui n'ont pas été échantillonnées avant 1990. Nous construisons ici deux ensembles d'indices, l'un couvrant la période de 1990 à aujourd'hui, basé sur les strates traditionnellement utilisées (801 à 824; 827 à 841), et l'autre basé sur la série réduite de strates, couvrant la période de 1984 à aujourd'hui et excluant les strates 835 à 841.

Les détails du relevé sont fournis dans des documents de recherche annuels (voir Bourdages *et al.* 2020 pour le plus récent). Le relevé est également décrit de manière plus générale dans Chadwick *et al.* (2007).

2.1.2. Pêche comparative

L'expérience de pêche comparative entre le NM *Lady Hammond* équipé d'un chalut Western IIA et le NGCC *Alfred Needler* équipé d'un chalut URI a eu lieu entre les 22 et 29 août 1990. Les résultats n'ont jamais été publiés auparavant (Gascon *et al.* 1991, document non publié¹). Pendant les traits jumelés, les navires ont pêché simultanément et en parallèle, séparés par la plus courte distance considérée comme pratique et sécuritaire. Les procédures de pêche normalisées propres à chaque navire ont été utilisées (voir Tableau 1). On a considéré qu'un trait de chalut sur le NM *Lady Hammond* commençait lorsque les treuils déployant les funes de chalut étaient bloqués et se terminait lorsque les treuils commençaient à remonter l'engin. Par contre, on a considéré qu'un trait de chalut sur le NGCC *Alfred Needler* commençait lorsque les paramètres rapportés par les capteurs Scanmar montés sur le chalut indiquaient que celui-ci était sur le fond et suffisamment ouvert, et qu'il se terminait lorsque le chalut quittait le fond. Les effets sur la capturabilité de cette différence et d'autres différences dans le protocole (p. ex., la vitesse et la durée de trait; Tableau 1) devraient être implicitement pris en compte dans les facteurs de conversion estimés à partir de données de l'expérience de pêche comparative. Un total de 80 traits jumelés valides ont été réalisés, à des profondeurs allant de 74 à 486 m (moyenne de 267 m). L'emplacement des traits jumelés et les captures de morue qui en ont résulté pour chaque navire sont présentés dans la figure 3.

L'expérience de pêche comparative entre le NGCC *Alfred Needler* avec le chalut URI et le NGCC *Teleost* a eu lieu en août 2004 et 2005, la majorité des traits comparatifs ayant été effectués la deuxième année. Les détails sont présentés dans Bourdages *et al.* (2007) et ne sont pas repris ici. L'emplacement des traits jumelés et les captures de morue qui en ont résulté pour chaque navire sont présentés dans la figure 4.

2.1.3. Analyse des données des expériences de pêche comparative

2.1.3.1. Modèles binomiaux

Dans l'analyse des données de chaque expérience de pêche comparative, l'objectif est d'estimer l'efficacité de capture relative entre une paire de combinaisons navire-engin (appelées « engin » dans cette section pour plus de simplicité). Nous supposons que la capture attendue par l'engin g ($g \in \{A, B\}$) à la longueur l et à la station i est

$$E[C_{gi}(l)] = q_{gi}(l)D_{gi}(l)f_{gi}$$

où, $q_{gi}(l)$ représente la capturabilité par l'engin g , D_{gi} représente la densité de population sous-jacente échantillonnée par l'engin g , et f_{gi} représente un terme de normalisation qui comprend généralement la surface couverte par un trait de chalut et, le cas échéant, la proportion de sous-échantillonnage pour la mesure de la taille à bord. Dans un modèle binomial (p. ex., Miller 2013), la capture par l'engin A à la station i , qui dépend des captures combinées des deux engins à cette station, $C_i(l) = C_{Ai}(l) + C_{Bi}(l)$, est répartie de façon binomiale

$$C_{Ai}(l) \sim BI(C_i(l), p_{Ai}(l))$$

où $p_{Ai}(l)$ représente la proportion attendue de captures provenant de l'engin A . On suppose généralement que les traits jumelés capturent les mêmes densités sous-jacentes à la station, car les deux navires pêchent généralement à une faible distance l'un de l'autre : $D_{Ai}(l) = D_{Bi}(l) = D_i(l)$. Le logit de probabilité de la capture par l'engin A est alors

$$\text{logit}(p_{Ai}(l)) = \log\left(\frac{E[C_{Ai}(l)]}{E[C_{Bi}(l)]}\right) = \log(\rho_i(l)) + o_i$$

où $\rho_i(l)$ représente le rapport des capturabilités entre les engins A et B à la longueur l et à la station i , ou le facteur de conversion, la quantité d'intérêt

$$\rho_i(l) = q_{Ai}(l)/q_{Bi}(l)$$

et $o_i = \log(f_{Ai}/f_{Bi})$ représente un terme de compensation dérivé de termes de normalisation connus pour la zone de relevé et le sous-échantillonnage.

Pour un facteur de conversion basé sur la longueur, nous considérons un effet de longueur lisse basé sur une fonction continue additive généralisée,

$$\log(\rho(l)) = \sum_{k=0}^K \beta_k X_k(l) = \mathbf{X}^T \boldsymbol{\beta},$$

où les $\boldsymbol{\beta}$ représentent les paramètres du coefficient et sont estimés, \mathbf{X} ou $\{X_k(l) \ k = 0 \ 1 \ \dots \ K\}$ représentent un ensemble de fonctions de base continues, et K représente la dimension de la base qui détermine le nombre de paramètres du coefficient et qui est généralement prédéfinie. Ici, une fonction spline cubique lisse a été utilisée (Hastie *et al.* 2009), avec les fonctions de base et les matrices de pénalité générées par le progiciel R (R core team 2021).

L'estimation d'une fonction spline cubique lisse est basée sur l'objectif de lissage de la somme des carrés pénalisés, mais en pratique, celui-ci est généralement remplacé par un objectif de vraisemblance pénalisée (Green et Silverman 1993) :

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\beta}, \lambda) = f(\mathbf{Y}|\mathbf{X}, \boldsymbol{\beta}) e^{-\frac{\lambda}{2} \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{S} \boldsymbol{\beta}}$$

\mathcal{L} désigne la fonction objective de vraisemblance. $f(\mathbf{Y}|\mathbf{X}, \boldsymbol{\beta})$ est la fonction de probabilité conjointe des données de relevé \mathbf{Y} conditionnelle aux fonctions de base et aux paramètres de coefficient. \mathbf{S} est la matrice de pénalité définie par la fonction de lissage et la dimension de la base, et λ est le paramètre de lissage. Ce dernier est estimé par maximum de vraisemblance avec d'autres paramètres du modèle, mais il peut être sensible aux données. Dans ce cas, il peut être déterminé par d'autres critères tels que la validation croisée généralisée (Wood 2000).

La fonction de lissage du maximum de vraisemblance pénalisée peut également être paramétrée à nouveau en un modèle à effets mixtes (Verbyla *et al.* 1999; Wood 2017) pour faciliter la mise en œuvre ainsi que l'incorporation d'effets aléatoires supplémentaires :

$$\log(\rho_i(l)) = \mathbf{X}_f^T \boldsymbol{\beta}_f + \mathbf{X}_r^T \mathbf{b}$$

où $\boldsymbol{\beta}_f$ représente les effets fixes et \mathbf{b} les effets aléatoires. \mathbf{X}_f et \mathbf{X}_r sont transformés à partir des fonctions de base \mathbf{X} et d'une décomposition propre de la matrice de pénalité \mathbf{S} , $\mathbf{X}_f = \mathbf{U}_f^T \mathbf{X}$ et $\mathbf{X}_r = \mathbf{U}_r^T \mathbf{X}$, où \mathbf{U}_f et \mathbf{U}_r sont les vecteurs propres qui correspondent aux valeurs propres nulles et positives de \mathbf{S} . Les effets aléatoires $\mathbf{b} \sim \mathbf{N}(\mathbf{0}, \mathbf{D}_+^{-1}/\lambda)$ où \mathbf{D}_+ est la matrice diagonale des valeurs propres positives de \mathbf{S} . Dans la représentation du modèle à effets mixtes de la fonction spline cubique lisse, le nombre d'effets fixes est de 2 et le nombre d'effets aléatoires est limité par $K - 2$. Les effets de lissage sont transformés en rétrécissement des effets aléatoires dans l'ajustement des déviations aléatoires, et peuvent être intégrés dans des modèles complexes à effets mixtes couramment utilisés en sciences halieutiques (Thorson et Minto 2015).

Des effets aléatoires supplémentaires peuvent être incorporés dans le modèle à effets mixtes pour tenir compte des variations de l'efficacité de capture relative liée à chaque station,

$$\log(\rho_i(l)) = \mathbf{X}_f^T (\boldsymbol{\beta}_f + \boldsymbol{\delta}_i) + \mathbf{X}_r^T (\mathbf{b} + \boldsymbol{\epsilon}_i).$$

où $\boldsymbol{\delta}_i \sim \mathbf{N}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma})$ et $\boldsymbol{\epsilon}_i \sim \mathbf{N}(\mathbf{0}, \mathbf{D}_+^{-1}/\xi)$. À partir d'un nouveau paramétrage analogue de la fonction spline cubique lisse, ces effets aléatoires permettent des déviations de la conversion basée sur la longueur à chaque station. $\boldsymbol{\Sigma}$ représente la matrice de covariance des effets aléatoires correspondant aux déviations aléatoires et contient trois paramètres. ξ règle le degré de lissage des fonctions de lissage aléatoires et le lissage à chaque station peut différer.

Voici un résumé du modèle binomial mixte susmentionné,

$$C_i(l) = C_{Ai}(l) + C_{Bi}(l)$$

$$C_{Ai}(l) \sim BI(C_i(l), p_{Ai}(l))$$

$$\text{logit}(p_{Ai}(l)) = \log(\rho_i(l)) + o_i$$

$$\log(\rho_i(l)) = \mathbf{X}_f^T (\boldsymbol{\beta}_f + \boldsymbol{\delta}_i) + \mathbf{X}_r^T (\mathbf{b} + \boldsymbol{\epsilon}_i)$$

Le modèle est estimé par maximum de vraisemblance et la vraisemblance marginale intégrant les effets aléatoires est la suivante

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\beta}_f, \boldsymbol{\Sigma}, \lambda, \xi) = \int \left(\prod_{i=1}^m \int \int f(\mathbf{Y}_i | \mathbf{X}_f, \mathbf{X}_r, \boldsymbol{\beta}_f, \mathbf{b}, \boldsymbol{\delta}_i, \boldsymbol{\epsilon}_i) f(\boldsymbol{\delta}_i | \boldsymbol{\Sigma}) f(\boldsymbol{\epsilon}_i | \xi) d\boldsymbol{\delta}_i d\boldsymbol{\epsilon}_i \right) f(\mathbf{b} | \lambda) d\mathbf{b}$$

Le modèle binomial mixte peut être adapté pour diverses hypothèses sur la fonction de lissage et la variation potentielle de la station afin de tenir compte des différentes densités sous-jacentes d'une espèce et des limitations des données, en particulier pour les mesures de longueur. Un ensemble de modèles binomiaux considérés dans les présentes analyses est fourni dans le tableau 3.

2.1.3.2. Modèles bêta-binomiaux

L'hypothèse binomiale de la capture peut être étendue à une distribution bêta-binomiale pour expliquer la dispersion aux stations (Miller 2013) :

$$C_{A,i}(L) \sim BB(C_i(L), p_{A,i}(L), \phi_i(L)).$$

La distribution bêta-binomiale est un composé de la distribution binomiale et d'une distribution bêta. Plus précisément, elle suppose un effet aléatoire à distribution bêta dans la proportion attendue de captures par l'engin A entre les stations. Par conséquent, la variance de la capture attendue par l'engin A est

$$var(C_{A,i}) = C_i p_i (1 - p_i) \frac{\phi_i + C_i}{\phi_i + 1}$$

où ϕ représente le paramètre de dispersion qui capte la variation extra-binomiale.

Le même effet de longueur de lissage peut être appliqué au paramètre de dispersion,

$$\log(\phi_i(L)) = \mathbf{X}_f^T \boldsymbol{\gamma} + \mathbf{X}_r^T \mathbf{g}$$

où $\boldsymbol{\gamma}$ représente les effets fixes et \mathbf{g} les effets aléatoires, $\mathbf{g} \sim \mathbf{N}(\mathbf{0} \mathbf{D}_+^{-1}/\tau)$. Cet effet de longueur modélise l'hétérogénéité de la variance et est particulièrement utile pour projeter l'incertitude sur des longueurs mal échantillonnées. Cependant, l'estimation d'un paramètre de variance basé sur la longueur nécessite généralement des données suffisantes de capture selon la longueur, qui ne sont généralement pas disponibles pour les espèces moins abondantes.

Voici un résumé du modèle bêta-binomial mixte susmentionné,

$$\begin{aligned} C_i(L) &= C_{A,i}(L) + C_{B,i}(L) \\ C_{A,i}(L) &\sim BB(C_i(L), p_{A,i}(L), \phi_i(L)) \\ \text{logit}(p_{A,i}(L)) &= \log(\rho_i(L)) + o_i \\ \log(\rho_i(L)) &= \mathbf{X}_f^T (\boldsymbol{\beta}_f + \boldsymbol{\delta}_i) + \mathbf{X}_r^T (\mathbf{b} + \boldsymbol{\epsilon}_i) \\ \log(\phi_i(L)) &= \mathbf{X}_f^T \boldsymbol{\gamma} + \mathbf{X}_r^T \mathbf{g} \end{aligned}$$

La probabilité marginale est

$$\begin{aligned} &\mathcal{L}(\boldsymbol{\beta}_f, \boldsymbol{\gamma}, \boldsymbol{\Sigma}, \boldsymbol{\lambda}, \boldsymbol{\xi}, \tau) \\ &= \int \int \left(\prod_{i=1}^m \int \int f(\mathbf{Y}_i | \mathbf{X}_f, \mathbf{X}_r, \boldsymbol{\beta}_f, \mathbf{b}, \boldsymbol{\gamma}, \mathbf{g}, \boldsymbol{\delta}_i, \boldsymbol{\epsilon}_i) f(\boldsymbol{\delta}_i | \boldsymbol{\Sigma}) f(\boldsymbol{\epsilon}_i | \boldsymbol{\xi}) d\boldsymbol{\delta}_i d\boldsymbol{\epsilon}_i \right) f(\mathbf{b} | \boldsymbol{\lambda}) f(\mathbf{g} | \tau) d\mathbf{b} d\mathbf{g} \end{aligned}$$

De même, diverses hypothèses de lissage peuvent être appliquées au paramètre de variance. Le tableau 4 présente un ensemble de modèles bêta-binomiaux mixtes.

2.1.3.3. Ajustement et sélection des modèles

Dans l'analyse de chaque expérience de pêche comparative, le facteur de conversion a été élaboré pour une fourchette de longueurs prédéfinie à un intervalle de 1 cm. La fourchette de

longueurs a été choisie comme étant la longueur minimale et la longueur maximale observées lors de l'expérience de pêche comparative.

Les modèles binomiaux et bêta-binomiaux des tableaux 3 et 4 ont été implémentés dans TMB (Kristensen *et al.* 2016), qui ont été compilés en fonctions objectives et ensuite optimisés dans R. Les fonctions de base pour la fonction spline cubique lisse et les matrices de pénalité correspondantes ont été générées à l'aide du progiciel R *mgcv* (Wood 2011) sur la base de 10 nœuds équidistants ($K = 9$) dans la fourchette de longueurs prédéfinie selon l'expérience de pêche comparative. TMB calcule automatiquement une erreur type pour l'estimation du maximum de vraisemblance du facteur de conversion via la méthode delta (Kristensen *et al.* 2016).

Il existe au total 13 modèles possibles pour l'estimation des facteurs de conversion, bien que la convergence n'ait pu être atteinte pour certains des modèles les plus complexes. Le meilleur modèle pour chaque expérience de pêche comparative a été sélectionné selon le critère d'information d'Akaike (CIA) afin de maximiser l'ajustement du modèle, tout en évitant l'ajustement excessif de modèles plus compliqués, en particulier dans les cas sans données adéquates. Dans chaque analyse, la fonction μ estimée (proportion attendue de captures propres à la longueur par l'engin A) de tous les modèles convergés a été comparée avec les proportions de l'échantillon (agrégées par station et moyennées pour chaque longueur) afin de fournir une interprétation plus rigoureuse des résultats. L'estimation de ρ (efficacité de capture relative attendue, ou facteur de conversion) du meilleur modèle est présentée ici et validée avec l'estimation d'études antérieures, si elle est disponible.

2.1.3.4. Étalonnage des captures

Les facteurs de conversion estimés à partir des expériences de pêche comparative ont été appliqués aux captures annuelles du relevé de chalut de fond au moyen du NM *Lady Hammond* (C_{LW}) et du NGCC *Alfred Needler* (C_{NU}) pour étalonner les captures équivalentes à celles qui seraient effectuées au moyen du NGCC *Teleost* pêchant au chalut Campelen, C_{TC} . Pour la plupart, il s'agissait d'appliquer des facteurs de conversion séquentiels dépendant de la longueur :

$C_{TC} = \rho(l)_{NU \rightarrow TC} C_{NU}$, pour les captures par le NGCC *Alfred Needler* pêchant au chalut URI lors du relevé dans le nGSL;

$C_{TC} = \rho(l)_{NU \rightarrow TC} \rho(l)_{LW \rightarrow NU} C_{LW}$, pour les captures par le NM *Lady Hammond* pêchant au chalut Western IIA (WIIA).

Dans le présent document, nous procédons aux étalonnages comme ils ont été traditionnellement employés, c'est-à-dire sans propager leur incertitude à l'incertitude estimée dans les estimations liées aux captures, comme les indices d'abondance. La propagation de l'incertitude est raisonnablement simple dans un modèle intégré d'analyse de relevé, ou au moyen d'approches informatiques intensives telles que la méthode de bootstrap, et est planifiée pour l'analyse de ces données de relevé dans le futur.

L'efficacité de capture relative en fonction de la longueur a été estimée uniquement sur la fourchette de longueurs disponible dans chaque expérience de pêche comparative. Lorsque nous avons appliqué ces estimations à des longueurs inférieures ou supérieures à cette fourchette pour étalonner les captures, nous avons supposé des efficacités constantes égales, respectivement, à celles des longueurs minimale et maximale de la fourchette dans l'estimation.

2.1.4. Analyse des données de relevé

2.1.4.1. Indices d'abondance

Les indices d'abondance annuels et les erreurs types associées ont été estimés à l'aide des estimateurs standard pour l'échantillonnage stratifié :

$$\bar{x} = \frac{\sum_{h=1}^L N_h \bar{x}_h}{N} \text{ où } N = \sum_{h=1}^L N_h$$

$$s_{\bar{x}}^2 = \left(\frac{N_h}{N}\right)^2 \left(\frac{N_h - n_h}{N_h}\right) \frac{s_h^2}{n_h} \text{ où}$$

L = nombre total de strates

N_h = taille de la strate h (exprimée ici en nombre d'unités chalutables)

\bar{x}_h = moyenne de l'échantillon pour la strate h basée sur les captures normalisées (normalisées pour la distance de remorquage)

n_h = taille de l'échantillon pour la strate h

s_h = écart type de l'échantillon pour la strate h

Certaines années, des strates n'ont pas été échantillonnées du tout, ou ne l'ont été que par un seul trait, ce qui a rendu impossible l'estimation de s_h (Figure 2). Dans ces cas, les valeurs de \bar{x}_h et de s_h ont été imputées en utilisant les prédictions de modèles linéaires de la formule :

$\log(\text{taux de capture} + 0,5) \sim \text{strate} + \text{année}$

qui ont été ajustés à l'aide des données de l'année en question et des trois années précédentes, lorsque trois étaient disponibles, ou de trois années adjacentes pour les cas de strates manquantes survenant dans les trois premières années de la série.

Les indices d'abondance annuelle totale et selon l'âge ont été estimés. Les estimations selon l'âge ont été obtenues en produisant d'abord des estimations selon la longueur, auxquelles ont été appliquées des clés âge-longueur annuelles. Les longueurs dans le relevé ont été enregistrées par intervalles de 3 cm pour 1985 à 1987, par intervalles de 1 cm en 1984 et de 1988 à 1995, et par intervalles de 1 mm par la suite, mais arrondies en cm pour les analyses actuelles. Des clés âge-longueur annuelles ont été établies pour l'ensemble de la zone d'étude sur la base d'un échantillonnage stratifié par groupe de longueur. Une plus grande variation des longueurs selon l'âge est évidente pour les trois premières années du relevé avec le *Lady Hammond* (Figure A1).

2.1.4.2. Captures selon l'âge et proportion normalisée par âge par année

Les captures selon l'âge ont été représentées à l'aide de diagrammes à bulles traditionnels dans lesquels la taille des bulles est proportionnelle aux captures moyennes pour chaque âge et chaque année. Nous avons également converti les valeurs en proportion normalisée par âge par année (SPAY) en calculant d'abord les proportions selon l'âge pour chaque année, en soustrayant la proportion moyenne à chaque âge et en divisant par l'écart type des proportions calculées pour toutes les années.

2.1.4.3. Mortalité totale

Une analyse modifiée de la courbe de capture a été utilisée pour estimer les valeurs annuelles de la mortalité totale, Z (Sinclair 2001). Cette approche est une extension d'une analyse typique de la courbe de capture (régression du log de l'abondance sur l'âge), où Z est estimée comme la pente commune d'une analyse de covariance qui inclut plusieurs classes d'âge (cohortes) traitées comme un facteur. Le modèle analytique utilisé était :

$$\log A_{ij} = \beta_0 + \beta_1 y + \beta_2 \text{age} + \varepsilon$$

où A_{ij} est la moyenne stratifiée des captures par trait dans le relevé de recherche de morue d'âge i pendant l'année j . Le vecteur β_{1y} fournit des estimations séparées des interceptes pour chaque cohorte (traitées comme des effets fixes). Le paramètre β_2 est l'estimateur de Z . Suivant l'approche de Sinclair (2001), cette analyse a été répétée dans des blocs successifs de 4 ans, fournissant une estimation de la moyenne de Z vécue par les cohortes pendant le bloc temporel. La tranche d'âge incluse dans l'analyse a été restreinte pour inclure les âges auxquels les individus semblent être entièrement recrutés pour chaque relevé inclus dans l'analyse (c.-à-d. les taux de capture selon l'âge diminuant linéairement avec l'âge au sein de la cohorte; voir Sinclair 2001), plus précisément les âges 5 à 10 pour le relevé de recherche. Si on suppose que la mortalité est la même pour tous les âges, les écarts de linéarité dans l'analyse de la courbe de capture suggèrent une différence de la capturabilité entre les âges (Ricker 1975). Nous avons donc examiné visuellement les résidus de l'analyse en ce qui concerne l'âge afin de confirmer la pertinence des tranches d'âge pour chaque relevé.

2.2. RÉSULTATS

2.2.1. Analyse des données des expériences de pêche comparative

L'expérience de pêche comparative de 1990 a conduit à 80 traits jumelés réussis et 53 traits jumelés efficaces (avec une capture combinée positive de morue) qui ont été utilisés pour l'analyse. L'expérience de pêche comparative de 2004 et 2005 comptait 161 traits jumelés réussis et 86 traits jumelés efficaces retenus pour l'analyse. Ces traits efficaces étaient principalement situés dans les divisions 4R et 4S (Figures 3 et 4), où la densité de population était relativement plus élevée. Une fourchette de longueurs de 15 à 80 cm a été sélectionnée pour la modélisation sur la base des fréquences des longueurs mesurées dans les deux expériences. Dans l'analyse de chaque ensemble de données, les 13 modèles binomiaux et bêta-binomiaux possibles ont été ajustés aux captures jumelées dans la fourchette de longueurs déterminée et le meilleur modèle sélectionné est celui qui présentait le CIA le plus faible parmi tous les modèles qui ont convergé adéquatement (Tableau 5).

Le meilleur modèle dans l'analyse de l'expérience de 1990 était le BB5 (Tableau 5), avec une différence marginale dans le CIA par rapport au BB4. La proportion attendue de captures par la combinaison *Lady Hammond*-WIIA a été estimée à partir de chaque modèle convergé, puis comparée au meilleur modèle (Figure 5). L'effet de longueur dans l'efficacité de capture relative entre les combinaisons *Lady Hammond*-WIIA et *Alfred Needler*-URI était considérable, la combinaison *Lady Hammond*-WIIA étant de plus en plus efficace pour les grandes tailles. L'effet estimé de la longueur était presque identique pour les modèles BB5 et BB4, et assez comparable pour les autres modèles dépendant de la longueur.

Dans l'analyse de l'expérience de 2004 et 2005, le meilleur modèle sélectionné selon le CIA était le BI3 (Tableau 5), mais le BB4 présentait des estimations presque identiques. Les améliorations de l'ajustement du modèle ont été principalement expliquées par l'effet de longueur (par rapport à BI1 et BB1) et l'effet de station aléatoire (par rapport à BI2, BB2, BB3). Le modèle BI3 étant le plus parcimonieux, il a été choisi pour estimer les étalonnages. La proportion estimée de captures par la combinaison *Alfred Needler*-URI (Figure 6) à partir de ce modèle a montré une efficacité de capture relative accrue avec une longueur allant jusqu'à 50 cm. Pour les morues de plus de 50 cm, la combinaison *Teleost*-Campelen a systématiquement capturé environ trois fois plus de poissons que la combinaison *Alfred Needler*-URI (efficacité de capture relative estimée du NM *Teleost* par rapport au NGCC *Alfred Needler* d'environ 4 pour la fourchette de longueurs de 50 à 80 cm). Il s'agit d'une amélioration

notable par rapport aux modèles BB2 et BB3 et au modèle exponentiel utilisé précédemment (Bourdages *et al.* 2007), aucun de ces modèles n'incluant d'effet de station. Par rapport aux résultats du modèle exponentiel qui ont été utilisés précédemment pour la morue, les nouvelles estimations prévoient moins de captures par le NGCC *Alfred Needler* par rapport au NM *Teleost* en ce qui concerne les grandes tailles (Figure 6).

Les efficacités de capture relatives estimées (facteurs de conversion) ont été dérivées des proportions estimées des captures dans chaque analyse avec leurs écarts types respectifs (Figure 7). Les estimations pour les plus grandes tailles étaient sujettes à une plus grande incertitude d'estimation en raison de la présence de la population ou des captures imitées. Les résidus de prédiction ont été calculés pour les meilleurs modèles dans chaque cas afin d'évaluer les ajustements de modèle et les diagnostics résiduels à l'aide des résidus de quantile aléatoires normalisés (Dunn et Smyth 1996). Ces résidus n'ont pas révélé de déviations importantes liées à la longueur ou à la station (Figures 8 et 9). Pour démontrer l'efficacité des facteurs de conversion, les captures de l'ancien navire ont été étalonnées sur celles du nouveau navire dans chaque expérience de pêche comparative, et la composition des captures par longueur subséquente a été comparée à celle du nouveau navire. Dans les deux cas, les compositions des captures entre les anciens navires étalonnés et les nouveaux navires correspondaient (Figures 10 et 11). Pour l'étalonnage de l'indice de relevé, la conversion de la combinaison *Lady Hammond-WIIA* à la combinaison *Teleost-Campelen* a été obtenue par une multiplication séquentielle des efficacités de capture relatives provenant de deux analyses d'expérience de pêche comparative, de sorte que toutes les captures historiques du relevé ont finalement été étalonnées en équivalents de la combinaison *Teleost-Campelen*. Les facteurs de conversion ont également été étendus à la fourchette de 1 à 120 cm pour couvrir les longueurs extérieures à la fourchette du modèle qui peuvent paraître dans les captures des relevés annuels (Figure 12).

2.2.2. Indices dérivés du relevé de recherche

Les nouveaux indices dérivés du relevé de recherche se comparent très favorablement à ceux utilisés précédemment pour l'évaluation du stock (Figures 13 et 14). Pour certaines années et pour certains âges (Figure 13), ainsi que pour l'abondance générale (Figure 14), les nouvelles valeurs sont quelque peu inférieures dans la nouvelle série, car elles ne tiennent pas compte des strates moins profondes où l'on s'attend à des densités de morue plus élevées. Ce point est examiné plus en détail ci-dessous. L'effet est souvent d'atténuer les pics d'abondance selon l'âge qui se sont produits dans la série d'indices précédente (Figure 13). Pour les individus d'âge 4+, l'ajout de la période 1984-1989 augmente considérablement la durée pendant laquelle le stock était plus abondant, avant l'effondrement du début des années 1990. Auparavant, l'évaluation du stock reposait sur des indices de relevé qui ne comprenaient que deux années d'abondance avant l'effondrement. Notamment, le nombre d'individus d'âge 6+ par trait est considérablement plus élevé dans la période nouvellement ajoutée.

Les fréquences de longueur dans le relevé pour les estimations basées sur la série réduite de strates et sur toutes les strates échantillonnées de manière uniforme sont très comparables (Figure 15). Bien que les nombres soient généralement un peu plus élevés dans ces dernières estimations, toujours en raison de l'exclusion des strates moins profondes privilégiées par la morue, les proportions selon la longueur sont généralement presque identiques (Figure 16). Par rapport aux années 1980, les relevés effectués au cours de la dernière décennie ont montré une proportion réduite de morues de grande taille. Les fréquences de longueur révèlent également la progression d'une cohorte assez importante, observée pour la première fois à un mode d'environ 12 cm en 1988 et qui a suivi les fréquences de longueur jusqu'à 1991 au moins.

Les captures selon l'âge, en particulier lorsqu'elles sont présentées en tant que SPAY, étaient presque identiques pour les deux séries d'estimations (Figure 17). Comme indiqué ci-dessus, la nouvelle série étendue fournit des estimations des captures à des âges plus avancés dans les années 1980 qui sont bien au-dessus de la moyenne, à la fois en nombre et en proportions normalisées. Elles montrent également la progression d'au moins deux grandes cohortes qui ne sont pas visibles autrement dans la série qui commence en 1990.

La progression des cohortes est également illustrée par des courbes de capture dans la figure 18. Il en ressort que le relevé suit les cohortes de manière uniforme dans le temps, c'est-à-dire qu'à quelques exceptions près, l'abondance diminue avec l'âge. En outre, l'absence de ruptures ou de schémas inhabituels dans le déclin de la cohorte typique autour des années 1990 et 2004-2005 soutient ou confirme l'efficacité et la fiabilité des conversions utilisées pour ajuster l'efficacité relative des navires de relevé et des chaluts pour les changements survenus au cours de ces années. Enfin, les variations dans le temps des pentes de la tendance des cohortes individuelles révèlent des changements dans la mortalité totale, qui est analysée de façon plus approfondie ci-dessous.

La capacité à suivre les cohortes, souvent appelée uniformité interne, est également évidente (Figure 19). Il faut garder à l'esprit que la mesure de la corrélation d'un âge à l'autre dépend en partie des contrastes dans les données, c'est-à-dire de la fourchette d'abondances. Il se peut donc que les coefficients de corrélation présentés dans la figure 19 sous-estiment la véritable uniformité interne, que l'on peut mieux évaluer en examinant le suivi à plus long terme de l'abondance des cohortes, comme cela est présenté dans la figure 18.

La valeur de Z estimée pour les âges 5 à 10 a connu un cycle depuis le milieu des années 1980, avec un pic des valeurs menant à l'effondrement du stock au début des années 1990, des valeurs plus faibles autour de 0,6 pendant le moratoire, suivies d'une tendance à la hausse lors de la réouverture de la pêche (Figure 20). La valeur de Z a ensuite diminué en lien avec le moratoire de 2003, avant d'augmenter à nouveau rapidement après 2004. Les valeurs ont ensuite diminué jusqu'en 2015 avant d'augmenter à nouveau au cours des cinq dernières années pour atteindre des niveaux parmi les plus élevés de la série.

Les autres résultats concernent la relation entre les indices de relevé selon l'âge basés sur la série réduite par rapport à la série complète de strates. L'objectif est de trouver une méthode qui pourrait permettre d'ajuster les valeurs de la période 1984-1989 à des valeurs équivalentes à la série complète de strates. Comme il a été mentionné précédemment, les indices de relevé pour la série réduite de strates étaient généralement inférieurs à ceux de la série complète (Figure 21). Un modèle linéaire régressant l'indice logarithmique de relevé pour la série complète sur l'indice logarithmique pour la série réduite a été utilisé pour estimer les conversions possibles selon l'âge. Bien que ces conversions aient généralement permis d'ajuster l'indice de la série réduite à des valeurs beaucoup plus proches de celles de la série complète, elles n'ont pas réussi à corriger les cas où un pic d'abondance a été observé dans ces derniers indices (Figure 21, colonne du milieu). Cela est particulièrement vrai pour les individus plus âgés. À l'exception des âges 11 et 13+, aucune autocorrélation n'a été observée dans les résidus des modèles, ce qui laisse supposer qu'il n'y a pas de tendances temporelles importantes dans les erreurs associées à un ajustement.

Les cas où les indices de la série réduite et de la série complète diffèrent le plus révèlent que le stock est réparti dans des eaux plus peu profondes ces années-là. Nous avons donc considéré que la distribution de la profondeur de la morue dans la série réduite de strates pouvait servir d'indicateur de la distribution globale de la profondeur et constituer ainsi une variable explicative dans ces cas. Nous avons estimé la profondeur moyenne occupée par la morue pour chaque âge et chaque année en utilisant les profondeurs mesurées lors du relevé, pondérées par les

captures et les pondérations de conception du relevé (au sens de Perry et Smith 1994). Les tendances de la profondeur moyenne occupée selon l'âge sont présentées dans la figure 22. Comme prévu, une relation négative a généralement été observée entre la profondeur moyenne occupée et les résidus du modèle utilisé pour étalonner les deux séries d'indices de relevé (Figure 23). Autrement dit, l'indice corrigé avait tendance à sous-estimer l'indice de la série complète lorsque la profondeur occupée était faible. Cependant, la relation entre les résidus et les profondeurs moyennes n'était pas statistiquement pertinente, sauf pour les individus d'âge 3. Néanmoins, le schéma général suggère qu'il pourrait être possible d'élaborer des corrections plus fiables en incorporant des données sur la distribution de la profondeur telle que mesurée dans la série réduite de strates.

3. RELEVÉ DE RECHERCHE EN JANVIER

De 1978 à 1994, à l'exception de 1982, un relevé au chalut de fond a été effectué chaque année, en janvier, dans le nGSL et la sous-division 3Pn de l'OPANO. Ce relevé, initialement effectué par la région de Terre-Neuve-et-Labrador du MPO et ensuite par la région du Québec du MPO, a été effectué au moyen du NM *Gadus Atlantica*, qui pêchait avec un chalut à panneaux Engel 145 High Lift. Bien que ce relevé ait porté essentiellement sur des sébastes, des captures de morue et de certaines autres espèces ont été enregistrées. À partir de 1983, les fréquences de longueur des captures et les âges des morues ont également été étudiés. Bien que ce relevé ait été utilisé dans l'évaluation de la morue du nGSL (p. ex., Fréchet et Schwab 1989), cette pratique a été abandonnée en 1998 en faveur de l'utilisation du relevé de recherche d'août, ainsi que des indices dérivés des relevés par pêche sentinelle (Fréchet et Schwab 1998). L'une des raisons importantes est que la couverture de la zone d'étude a considérablement varié au fil du temps en raison des contraintes dues à la formation saisonnière de la glace de mer. Au cours des cinq dernières années du relevé, la couverture était largement concentrée dans la partie est de la zone (Figure 24). De plus, des preuves de changements importants dans la répartition de la morue, associés au refroidissement des conditions océaniques et à la formation plus précoce de la glace de mer, ont fait craindre qu'une partie non négligeable du stock puisse se trouver à l'extérieur de la zone étudiée au moment du relevé (Fréchet 1990; Castonguay *et al.* 1999).

Les changements dans la couverture du relevé et la répartition de la morue sont tels qu'il est très probable que le relevé ne comprenait pas une proportion constante du stock, et qu'en fait cette proportion a probablement diminué au fil du temps. Bien que des tentatives aient été faites pour déduire des répartitions spatiales annuelles représentatives de la morue à l'aide de la modélisation spatio-temporelle pour tenter d'élaborer un indice d'abondance uniforme, l'incertitude associée à ces prédictions était beaucoup trop grande pour produire un résultat utile (Rivest *et al.* 2021). Quatre covariables de la répartition de la morue ont été examinées – profondeur, température au fond et présence et épaisseur de la glace de mer – mais aucune ne s'est avérée être une bonne variable explicative. Par conséquent, les inférences étaient largement basées sur des corrélations spatiales et temporelles estimées, ce qui se traduit par une incertitude exponentielle avec l'augmentation des intervalles (d'espace ou de temps) entre les prédictions.

Bien qu'il ne soit pas possible de construire un indice d'abondance fiable pour le relevé de recherche de janvier, les données de composition selon l'âge disponibles depuis 1983 peuvent néanmoins fournir des renseignements pour l'évaluation, à condition que le relevé ait échantillonné les différents âges de manière proportionnelle. De plus, des conversions sont disponibles pour ajuster l'efficacité relative du NM *Gadus Atlantica* pêchant avec l'Engel et du NGCC *Teleost* pêchant avec le Campelen pour les différences de capturabilité relative en fonction de la taille (Warren 1997). Les données sur la composition selon l'âge provenant du

relevé de janvier pourraient donc fournir une validation des données sur la composition selon l'âge provenant du relevé de recherche d'août pour la période de chevauchement de 1984 à 1994. Elles pourraient également apporter une année supplémentaire de données, soit 1983.

Les captures selon l'âge dans le relevé de recherche de janvier présentent d'importants effets annuels caractérisés par des captures inhabituellement importantes pour la plupart des âges en 1986 et dans certaines parties du début des années 1990, et des captures faibles en 1988 par exemple (Figure 25, graphiques de gauche). Cela illustre les problèmes liés à la couverture partielle et variable du stock par le relevé. En revanche, le tracé de la SPAY du relevé est largement conforme à celui du relevé de recherche d'août (comparaison entre la Figure 17 et la Figure 25, graphiques de droite). Les deux relevés ont suivi la progression des mêmes cohortes, bien que celui de janvier n'ait pas suivi la cohorte de 1991 pendant les trois années au cours desquelles le relevé de recherche a procédé à un échantillonnage.

4. RELEVÉS DE RECHERCHE HISTORIQUES

Des relevés de recherche au chalut de fond ont été effectués dans les divisions 4R et 4S de l'OPANO pendant un certain nombre d'années, de 1947 au milieu et à la fin des années 1960 (Wiles et May 1968). Ces relevés sont susceptibles de fournir des données importantes sur le stock pour une période qui commence avant l'introduction des chaluts de fond dans la pêche en 1954 et qui couvre une importante intensification de la pêche sur le stock (Wiles et May 1968; Lear 1998). Malheureusement, la documentation de ces relevés n'est pas abondante et les tentatives de trouver les données originales dans la région de Terre-Neuve et du Labrador du MPO ont été infructueuses.

Wiles et May (1968) fournissent des résumés des résultats de relevé qui éclairent sur diverses propriétés démographiques du stock de l'époque, notamment la composition selon la taille et l'âge ainsi que la maturité. Ces renseignements pourraient fournir une base historique concernant les changements des propriétés de croissance et de maturation du stock associés à l'intensification de la pêche. Il convient de noter que pour l'évaluation, les auteurs ont fourni des courbes de capture de relevé pour des périodes données. À partir des données extraites de leur figure 14, nous avons utilisé ces courbes de capture pour estimer la mortalité totale, Z , en supposant que la composition selon l'âge pour chaque période était approximativement stationnaire. Cette approche transversale de l'analyse des courbes de capture (contrairement à l'approche longitudinale de Sinclair 2001) peut potentiellement fournir des estimations biaisées de Z si les différentes cohortes composant la courbe avaient une abondance initiale différente ou ont connu un schéma de mortalité différent. Bien que nous ne puissions pas exclure la première hypothèse, il est raisonnable de supposer que les schémas de mortalité ont pu être largement stationnaires au moins avant l'intensification de la pêche commerciale. En outre, l'agrégation des captures selon l'âge sur plusieurs années, comme l'ont fait les auteurs, pourrait « compenser » les différences.

À partir des courbes de capture, nous estimons que $Z = 0,25$ (ET 0,02) pour 1947 à 1951 (Figure 26). Comme le stock était exploité à l'époque, cette valeur fournit une limite supérieure pour la mortalité naturelle, M . Cette valeur est conforme aux valeurs estimées pour les stocks de morue voisins pour la même période, qui se situaient autour de 0,1 à 0,2 (morue du Nord, Pinhorn 1975; division 4T et sous-division 4Vn de l'OPANO, Dickie 1963, Paloheimo et Kohler 1968). Nous ne connaissons pas d'autres sources d'information sur le taux de mortalité naturelle du stock du nGSL avant les années 1980. Les valeurs estimées de Z pour les périodes 1957-1961 ($Z = 0,39$) et 1962-1966 ($Z = 0,59$ pour 4R et $Z = 0,44$ pour 4S) étaient croissantes dans le temps (Figure 26), ce qui correspond à une intensification accrue de la pêche.

5. RELEVÉ PAR PÊCHE SENTINELLE À ENGIN MOBILE

Le relevé par pêche sentinelle à engin mobile (chalut de fond) a débuté sous sa forme actuelle en 1995. Il consiste en un échantillonnage annuel en juillet. Un échantillonnage a également été effectué à d'autres moments de l'année pendant de nombreuses années, mais les données associées ne sont pas utilisées pour dériver des indices d'abondance et ne sont pas abordées dans le présent document. Le relevé par pêche sentinelle à engin mobile de juillet fait appel à des pêcheurs commerciaux qui utilisent un chalut de fond (généralement neuf navires au cours d'une année donnée), qui procèdent à un relevé stratifié aléatoire en utilisant les strates du relevé de recherche du MPO (Figure 1), avec des strates supplémentaires dans la sous-division 3Ps de l'OPANO et des strates côtières autour de Terre-Neuve ajoutées en 2003 (Figure 27) à la suite d'une révision du programme (Gillis 2002). Les procédures de pêche sont normalisées et tous les navires utilisent le même type de chalut. Bien que des navires dotés d'une puissance de pêche comparable aient été sélectionnés, une évaluation du rendement des chaluts à l'aide de capteurs montés sur ces derniers en 1995 a révélé que l'écartement entre les ailes pouvait varier jusqu'à 20 % entre les navires (Fréchet 1996). Un câble de restriction a donc été mis en place pour le relevé et s'est avéré efficace pour normaliser l'envergure des ailes entre les chaluts (Fréchet 1997). Dans l'analyse des données du relevé, nous supposons donc que l'efficacité de pêche des navires est équivalente. Une description de l'historique du programme et d'autres précisions sur les procédures de relevé peuvent être consultées dans Gillis (2002).

5.1. MÉTHODES

Actuellement, deux ensembles distincts d'indices d'abondance sont dérivés du relevé par pêche sentinelle à engin mobile : un pour 1995-2002 basé sur la série originale de strates et un pour 2003 jusqu'à aujourd'hui qui inclut les captures dans les strates côtières ajoutées en 2003. Ces deux indices sont traités comme indépendants dans le modèle d'évaluation employé jusqu'à présent. Cette méthode n'est pas idéale, car elle multiplie le nombre de paramètres de sélectivité à estimer et surtout parce qu'elle exclut les données sur l'abondance et surtout les taux de mortalité qui seraient disponibles si les cohortes présentes en 2003 étaient suivies intégralement. Comme pour le relevé de recherche d'août, nous avons estimé les indices d'abondance du relevé pour la période 2003-2020, en excluant et en conservant les strates côtières, afin d'examiner dans quelle mesure ces dernières peuvent être prédites à partir des premières.

5.2. RÉSULTATS

Les deux séries d'indices regroupés correspondent généralement, mais pour certaines années (p. ex., 2007, 2008, 2015), les valeurs de l'indice qui inclut les strates côtières sont considérablement plus élevées (Figure 28). Par rapport à l'âge, les différences ne sont pas aussi importantes pour un âge donné (Figure 29). Les indices excluant les strates côtières expliquent généralement plus de 90 % de la variation des indices basés sur toutes les strates pour les individus d'âge 5+, et des pourcentages un peu plus faibles pour ceux d'âge 2 à 4. Les facteurs de conversion ont été estimés à l'aide de modèles linéaires. Ces derniers ont permis d'améliorer la prédiction d'indices équivalents à ceux obtenus en utilisant toutes les strates, en particulier pour les individus les plus jeunes. Dans l'ensemble, et indépendamment du fait que les indices excluant les strates côtières sont présumés être directement équivalents à ceux qui les incluent, ou équivalents après application de facteurs de conversion, il est clair, d'après la figure 29, qu'ils prédisent bien ceux basés sur toutes les strates. Pour les individus plus jeunes (âges 2 à 4), les écarts, le cas échéant, n'affectent pas beaucoup l'ordre du rang des valeurs. Il pourrait y avoir des avantages à convertir les indices de 1995-2002 pour ces âges en indices

équivalents à ceux obtenus en utilisant toutes les strates; cependant, pour les individus plus âgés, la conversion modifierait les valeurs de façon presque imperceptible et ne serait pas pertinente.

Les captures selon l'âge et la SPAY pour la série 1995-2020 sont présentées dans la figure 30. Il ressort de cette figure que le relevé par pêche sentinelle à engin mobile a permis de suivre au moins deux cohortes qui ont été recensées par le relevé de recherche d'août, à savoir les individus nés en 1993 et 1998 (Figure 17). Le relevé a également permis de repérer certaines cohortes supérieures à la moyenne nées au milieu de l'année 2002, qui étaient également évidentes, mais peut-être dans une moindre mesure dans le relevé de recherche.

Dans l'ensemble, l'uniformité interne du relevé par pêche sentinelle à engin mobile, basée sur les doubles projections d'abondance du relevé d'une année à l'autre, est modérée pour les individus d'âge 2 à 5 et pour ceux d'âge 9+, mais faible pour les âges intermédiaires (Figure 31). Rappelons toutefois que l'ampleur de ces corrélations dépend des contrastes dans les données, et que l'abondance au cours de la période n'a pas varié de façon considérable (Figures 28 et 29). Les tendances de l'abondance des cohortes individuelles montrent que le relevé suit assez bien cet élément (Figure 32).

Les tendances des estimations de Z pour le relevé par pêche sentinelle à engin mobile (Figure 33) se rapprochent beaucoup de celles du relevé de recherche d'août (Figure 20). Contrairement au relevé de recherche, les valeurs pour 2011 et 2012 ne décroissent pas, mais cela peut refléter la plus grande incertitude qui leur est associée.

6. RELEVÉS PAR PÊCHE SENTINELLE À ENGINS FIXES

Un programme de relevé par pêche sentinelle à engins fixes faisant intervenir des pêcheurs commerciaux au filet maillant et à la palangre a également été lancé (du moins dans sa forme actuelle) en 1995. Il fournit des données sur l'abondance de la morue dans les zones côtières qui ne sont pas bien échantillonnées, voire pas du tout, par le relevé de recherche d'août ou le relevé par pêche sentinelle à engin mobile (Figure 34). Le programme prévoit des procédures de pêche largement normalisées et une pêche sur des sites définis ou à proximité. Les sites ont été choisis pour être plus ou moins représentatifs des lieux de pêche historiques dans chacune des six zones (Figure 35). Les zones ont été définies en fonction de la géographie et des schémas de répartition de la morue tirés des connaissances historiques de la pêche et des relevés. Au départ, dans la plupart des zones, la pêche était pratiquée de la fin du printemps à l'automne, tandis que dans d'autres (p. ex., la zone 1), elle était pratiquée presque toute l'année. Une description générale du programme est fournie dans Bérubé *et al.* (2000) et Gillis (2002).

Traditionnellement, dans l'évaluation de la morue du nGSL, les indices d'abondance pour chacun des relevés au filet maillant et à la palangre ont été estimés au moyen de la normalisation classique du taux de capture (Gavaris 1980). Pour ce faire, des modèles linéaires ont été utilisés, basés sur le logarithme des captures normalisées par rapport à l'effort (nombre de filets ou d'hameçons), en fonction d'effets fixes principaux pour l'année, le mois et la zone. Pour les palangres, un effet supplémentaire pour l'utilisation d'hameçons en J par rapport aux hameçons circulaires a également été inclus. Pour certaines années, des effets principaux pour les classes de temps d'immersion des engins ont également été inclus. Les interactions entre les effets principaux ont généralement été testées et diversement signalées comme étant sans importance, même lorsqu'elles étaient statistiquement notables. Le modèle linéaire a été utilisé pour normaliser le taux de capture total. La composition selon l'âge a été estimée d'une manière équivalente à celle utilisée pour les captures commerciales (Ouellette-Plante *et al.* 2022). La composition selon la longueur des poissons capturés par calée a été regroupée par

saison (mois), zone et type d'engin, et nous avons estimé une composition globale selon la longueur en pondérant ces valeurs par le nombre de captures. La composition selon l'âge a ensuite été déduite en appliquant une clé âge-longueur.

Un examen de ces méthodes et des données utilisées jusqu'à l'examen actuel du cadre d'évaluation a révélé un certain nombre de lacunes importantes dans l'approche traditionnellement utilisée. Une réduction globale de l'échantillonnage a été observée au fil du temps en raison de contraintes budgétaires qui ont entraîné une absence accrue d'échantillonnage pour un certain nombre de niveaux des effets principaux dans le modèle linéaire, ce qui a donné lieu à une matrice de conception fortement déséquilibrée. Cette situation peut produire des biais dans les séries normalisées. Notamment, l'effet pour plusieurs classes de mois est devenu de plus en plus dépendant de l'échantillonnage dans un nombre réduit de zones. Des interactions importantes ont également été observées entre les principaux effets du modèle, notamment entre la zone, le mois et l'année, reflétant les changements dans les schémas de migration saisonnière des différentes zones au fil du temps. La présence d'interactions avec l'effet de l'année ne permet pas de produire une série chronologique fiable de captures normalisées. En outre, la méthode d'estimation de la composition selon l'âge ne tenait pas compte explicitement des effets sur les captures que le modèle linéaire cherchait à refléter.

La raison pour laquelle la normalisation du taux de capture a été appliquée aux données des relevés par pêche sentinelle à engins fixes n'est pas claire, bien que cette pratique soit courante dans les autres régions du MPO qui disposent de tels programmes (Mello *et al.* 2019; Swain *et al.* 2019). La normalisation des captures par unité d'effort dans les données de pêche commerciale (selon Gavaris 1980) est utilisée pour uniformiser de nombreux facteurs qui sont normalement contrôlés par le plan d'échantillonnage par pêche sentinelle, comme la stratification spatiale et temporelle de l'échantillonnage. À bien des égards, les relevés par pêche sentinelle à engins fixes s'apparentent beaucoup plus au relevé de recherche et au relevé par pêche sentinelle à engin mobile, stratifiés, qu'à la pêche commerciale. Heureusement, l'estimation d'indices basés sur une conception stratifiée est également la principale méthode préconisée pour produire des séries normalisées de captures par unité d'effort lorsqu'il existe des interactions incluant l'effet de l'année (Maunder et Punt 2004). Cela nécessite de définir des pondérations statistiques pertinentes pour les strates, ce qui est réalisable pour les relevés par pêche sentinelle à engins fixes. Ici, nous avons révisé l'estimation des indices d'abondance en utilisant l'estimation stratifiée.

Pour les analyses, les captures de morue par calée ont été ventilées par âge au moyen de fréquences de longueur qui étaient généralement propres à l'engin ou basées sur des utilisations rapprochées dans l'espace et le temps, et considérées comme représentatifs. Des clés âge-longueur appropriées ont ensuite été appliquées à ces fréquences de longueur pour obtenir une composition selon l'âge estimée (voir l'Annexe II).

Les indices dérivés ici couvrent les groupes d'individus d'âge 3 à 13+. Les captures de morues d'âge 1 ou 2 étaient nulles ou trop peu fréquentes pour que nous puissions en déduire des indices d'abondance valables (Tableau 6). Bien que des indices aient été calculés pour la morue d'âge 3 dans le relevé au filet maillant, ils peuvent ne pas être très fiables en raison de la forte proportion de captures nulles.

Pour les analyses décrites dans les paragraphes suivants, nous traitons les observations (calées individuelles) comme étant regroupées par site de pêche, et stratifiées selon la zone et une certaine unité temporelle infra-annuelle. Les analyses pour les données relatives aux palangres et aux filets maillants ont été séparées, et la définition de l'unité temporelle était propre à chacune, en fonction de la disponibilité des données (voir les détails ci-dessous). Dans

l'ensemble, nous constatons une diminution générale au fil des ans du nombre de sites exploités dans chaque zone et du nombre de calées annuelles par site dans toutes les zones et par les deux types d'engins (Figures 36 à 42). Le passage des hameçons en J aux hameçons circulaires pour les palangres est également évident dans toutes les zones.

La sélection des strates spatiales (zones) et temporelles pour les indices d'abondance repose sur la disponibilité des données pour l'ensemble de la série à partir de 1995; elle est décrite plus loin. Avant de procéder à cette sélection, nous avons d'abord retenu les observations qui ont été considérées comme constituant des calées dans la pêche sentinelle à engin fixe valides. Cette décision a été prise sur la base de critères associés aux temps d'immersion des engins et à la quantité d'engins utilisés pour une calée. Les temps d'immersion peuvent affecter les taux de capture, car des périodes trop courtes ne permettront pas la capture complète des poissons dans la zone, ce qui entraînera une sous-représentation des captures en fonction de l'abondance; en revanche, des périodes d'immersion trop longues peuvent conduire à une perte de poissons capturés en raison de la déprédation et du décrochage de poissons en décomposition. Les relations non linéaires qui existent probablement entre les taux de capture et les temps d'immersion sont telles qu'il n'est souvent pas possible de tenir compte des temps d'immersion variables dans la normalisation du relevé à engins fixes (Ward *et al.* 2004; Peterson *et al.* 2017). Par contre, dans les relevés, les temps d'immersion sont souvent normalisés afin de contrôler leur effet.

6.1. PÊCHE SENTINELLE À LA PALANGRE

Les temps d'immersion des palangres étaient généralement regroupés autour de quatre heures, bien qu'un pic secondaire ait été observé à 24 heures et un autre, beaucoup plus petit, à 48 heures (Figure 43a). En limitant les temps d'immersion entre 1 et 25 heures, 96 % des données disponibles ont pu être conservées.

La plupart des palangres étaient munies de 1 000 hameçons, et un multiple de 250, entre 500 et 2 000 hameçons, a été utilisé dans la majorité des cas (Tableau 7). En conservant les palangres munies de 500 à 2 000 hameçons, seules moins de 90 observations sur 9 147 ont été éliminées. Les critères utilisés pour sélectionner les données en fonction de la quantité d'engins utilisés sont les mêmes que ceux appliqués précédemment.

6.1.1. Méthodes

6.1.1.1. Saturation des engins

Les engins fixes, contrairement aux chaluts de fond, sont susceptibles d'être saturés, ce qui génère une hyperstabilité qui peut rendre les taux de capture de moins en moins proportionnels à l'abondance à mesure que la compétition pour les créneaux de l'engin augmente. Cette compétition peut être intraspécifique (avec d'autres morues) ou interspécifique et est peut-être plus intense pour les palangres où les appâts peuvent être retirés des hameçons, ce qui interrompt la pêche. Il existe des méthodes pour tenir compte de la compétition pour les appâts et de la saturation des engins, mais elles nécessitent des données sur le nombre total de poissons capturés (toutes espèces confondues) ainsi que sur le nombre d'hameçons vides encore appâtés et d'hameçons vides non appâtés au moment de la récupération d'un engin (Étienne *et al.* 2013; Smith 2016). Ce dernier renseignement n'est pas collecté dans le programme de pêche sentinelle. Brulotte et Fréchet (2000) ont précédemment considéré la saturation dans le relevé par pêche sentinelle à engins fixes dans le nGSL en examinant la relation entre les taux de capture et les temps d'immersion, et ont conclu qu'elle ne semblait pas importante. Les captures d'espèces autres que la morue sont enregistrées en tant que poids total des captures; Brulotte et Fréchet (2000) les ont converties en nombre estimé de

poissons en appliquant des poids individuels moyens propres à chaque espèce. À l'aide de ces données de poids, nous avons examiné les taux de capture (toutes espèces confondues) provenant des pêches à la palangre. Depuis le début des années 2000, les captures médianes pour 1 000 hameçons ont varié sans tendance, autour ou en deçà de 200 poissons (Figure 44). La plupart des calées ont permis de capturer 500 poissons ou moins pour 1 000 hameçons, ce qui est bien en dessous des taux de saturation, en supposant une perte limitée d'appâts. Depuis 1998, la plupart des captures sont constituées de morues, ce qui laisse supposer que la compétition interspécifique pour les hameçons est probablement limitée. Pour évaluer si les taux de capture (toutes espèces confondues) étaient liés aux temps d'immersion, nous avons utilisé un modèle de la forme suivante :

$$\log(\text{capture par 1 000 hameçons}) \sim s(\text{temps d'immersion}) + (1|\text{unité})$$

où $s(\text{temps d'immersion})$ représente une fonction spline cubique de régression pour le temps d'immersion et $(1|\text{unité})$ représente un effet aléatoire regroupant les calées sur le même site, le même mois et la même année, et qui a été inclus pour tenir compte de la densité locale de poissons. Les résidus du modèle et la distribution des effets aléatoires sont présentés dans la figure A2. Bien que le modèle semble bien s'ajuster, une certaine hétéroscédasticité a été constatée dans les résidus pour les valeurs ajustées plus grandes et la distribution des effets aléatoires était légèrement asymétrique par rapport à la normale.

Bien qu'on ait constaté un effet statistiquement important du temps d'immersion, les schémas ne correspondaient pas à une tendance systématique (Figure 45). Ceci était également apparent dans la distribution des taux de capture qui ne variaient pas systématiquement avec le temps d'immersion (diagrammes de quartiles de la Figure 45). Aucun ajustement ni aucune comptabilisation des temps d'immersion n'a donc été effectué dans les analyses ultérieures.

6.1.1.2. Strates pour les indices d'abondance

L'échantillonnage à la palangre a eu lieu de façon uniforme dans toutes les zones, à l'exception de la zone 6. Pour les zones 1 à 5, le nombre de calées chaque mois a diminué au fil des ans (Figure 46). Au cours de l'histoire du relevé, l'échantillonnage dans les cinq zones n'a eu lieu simultanément qu'en août et en septembre. En revanche, les sites de la zone 1 et le site le plus au sud (site 8) de la zone 2, situé au large de Codroy à Terre-Neuve, ont fait l'objet d'un échantillonnage mensuel uniforme de juin à décembre (Figure 37). En fonction de la disponibilité des données, et pour maximiser leur utilisation, nous avons dérivé deux indices d'abondance distincts pour la pêche sentinelle à la palangre.

Le premier s'est appuyé sur un échantillonnage en août et septembre (plus précisément les jours 210 à 270 de l'année) dans chacune des cinq zones. La disponibilité des données a rendu impossible l'utilisation de strates temporelles (p. ex., mois) et, par conséquent, les zones ont été traitées comme les seules strates pour les estimations des indices d'abondance. Les tailles d'échantillons annuels par strate sont fournies dans la figure 47. Cet indice a l'avantage de refléter l'abondance de la morue dans les eaux côtières à la fin de l'été, et donc de compléter l'indice pour la morue dans les eaux intermédiaires et extracôtières fourni par le relevé par pêche sentinelle à engin mobile et le relevé de recherche d'août. Les pondérations statistiques pour les strates définies par zone ont été établies sur la base de la distance linéaire entre les limites des zones (Tableau 8; voir la Figure 35 pour les limites). Pour la zone 4, l'indice est basé sur la distance entre la limite avec les zones 3 et 5 et la pointe du détroit de Belle Isle. La justification de la zone 6 est fournie plus loin, dans la discussion sur les filets maillants.

Le deuxième indice est basé sur les données de la fin de l'automne (jours 271 à 365 de l'année) des sites de la zone 1 et du site 8 de la zone 2. Les dates ont été choisies pour éliminer le chevauchement des données avec l'autre indice. Bien que ces données soient plus

concentrées dans l'espace que pour le premier indice, elles peuvent néanmoins être représentatives du stock de morue puisque celui-ci migre à travers la zone à la fin de l'automne et au début de l'hiver pour rejoindre ses aires d'hivernage dans les eaux plus profondes de la sous-division 3Pn de l'OPANO. Compte tenu du mouvement migratoire de la morue dans cette zone, les taux de capture varient au cours de l'automne et au début de l'hiver. Pour y remédier, nous avons défini cinq blocs temporels séquentiels pouvant servir de strates, en fonction de la disponibilité des données et conformément aux changements saisonniers des taux de capture. Le premier bloc représentait 10 jours, tandis que les quatre suivants avaient chacun une durée de 21 jours (plus de détails sont fournis plus loin). Le nombre de calées disponibles pour chaque strate de bloc temporel et chaque année est indiqué dans le tableau 9.

6.1.1.3. Efficacité de pêche relative des hameçons en J et des hameçons circulaires

Les hameçons circulaires et les hameçons en J sont connus pour avoir une efficacité différente en fonction de la longueur, et donc de l'âge. Pour tenir compte de cette différence, nous avons estimé les efficacités relatives selon l'âge qui ont ensuite été appliquées aux captures réalisées avec des hameçons en J pour produire des captures équivalentes à celles réalisées avec des hameçons circulaires. Les hameçons circulaires ont été choisis comme norme en raison de leur utilisation massive au cours des 20 dernières années dans le relevé par pêche sentinelle.

Pour l'analyse, nous avons défini des unités d'échantillonnage basées sur les calées sur le même site, la même année et la même semaine. L'hypothèse qui sous-tend l'analyse repose sur le postulat que les calées dans une même unité ont pêché la même densité de morue. Aux fins de cette analyse, les données de toutes les zones et de toutes les dates ont été utilisées afin de maximiser la disponibilité des données, sachant qu'il est peu probable que l'efficacité relative selon l'âge ait fluctué au fil du temps et entre les sites puisque la taille selon l'âge de la morue n'a pas beaucoup varié (Brassard *et al.* 2020). Seules les unités dont les palangres étaient munies d'hameçons circulaires ou d'hameçons en J ont été conservées, qu'il y ait eu ou non des captures de morues. Les données de 995 calées ont ainsi été conservées.

Le modèle employé était de la forme suivante :

capture ~ engin + âge + (engin x âge) + (1|unité) + compensation(log[hameçons/1 000])

où, l'engin représentait un facteur pour le type d'hameçon, l'âge de la morue était inclus comme facteur, l'unité était incluse comme effet aléatoire, et un terme de compensation était inclus pour tenir compte de l'effort. On a supposé que les captures suivaient une distribution de Tweedie (avec une fonction de liaison logarithmique), qui est une distribution continue avec une densité aux valeurs de zéro. Bien que les captures soient censées constituer des totaux, les estimations des captures selon l'âge pour les données des engins fixes utilisés dans la pêche sentinelle donnent des nombres non entiers. Pour cette raison, et en raison de problèmes de performance du modèle dans les analyses préliminaires, la distribution de Tweedie a été choisie plutôt que la distribution binomiale négative. L'analyse a été réalisée à l'aide du logiciel glmmTMB (Brooks *et al.* 2019). Les résultats sont présentés dans les figures 48 et 49.

L'analyse a d'abord été effectuée pour les individus d'âge 3 à 12 et pour ceux d'âge 13+, et est appelée modèle A. Les résidus quantiles estimés à l'aide du logiciel R DHARMA (Hartig 2021) ont été utilisés pour évaluer l'adéquation du modèle. La distribution des quantiles résiduels indique une certaine inadéquation du modèle, en particulier pour les individus d'âge 3 et pour ceux d'âge 13+, et une inadéquation plus mineure (tendance à des quantiles plus grands) pour les individus d'âge 5 à 11 (Figure A3). Les tests de diagnostic ont indiqué que le modèle reflétait adéquatement la prévalence des zéros, mais qu'il était associé à un niveau statistiquement significatif de sous-dispersion (mesure de dispersion inférieure à 1; Tableau 10). La sous-dispersion est statistiquement conservatrice dans la mesure où les erreurs types pour les

paramètres du modèle auront tendance à être surestimées. Cette question est moins préoccupante ici. Un second modèle (modèle B), éliminant deux valeurs aberrantes pour les individus d'âge 3 (Figure 49) et regroupant les morues d'âge 10+, a également été ajusté. La distribution des résidus quantiles en fonction de l'âge a été améliorée par rapport au modèle A (Figure A4), bien que les caractéristiques d'inflation zéro et de dispersion soient semblables (Tableau 10).

Les modèles, qui estiment l'efficacité relative logarithmique des hameçons circulaires, s'adaptent bien à la relation entre les taux de capture moyens des deux engins dans les unités respectives (Figure 48; il convient de noter que le modèle est ajusté aux captures individuelles, alors que la figure 48 présente la moyenne des captures individuelles en unités). Les valeurs estimées de l'efficacité relative logarithmique pour les deux modèles ont augmenté pour les individus d'âge 3 et 4, se stabilisant pour les âges suivants et correspondant aux moyennes de l'échantillon (empiriques) calculées directement à partir des données, ce qui renforce la fiabilité des résultats (Figure 49a). Néanmoins, les estimations du modèle A pour les individus d'âge 11+ étaient caractérisées par une plus grande incertitude et une plus grande variabilité entre les âges, ce qui a motivé le choix du modèle B. En outre, les résultats pour l'âge 3 étaient sensibles à la suppression des deux ensembles d'observations aberrantes. Par conséquent, ces efficacités relatives estimées à partir du modèle B ont été appliquées aux analyses subséquentes.

En utilisant l'exposant du paramètre estimé, nous constatons que, par rapport aux hameçons en J, les hameçons circulaires ont permis de capturer 10 % moins de morues d'âge 3, mais 16 % plus de morues d'âge 4, entre 26 et 33 % plus de morues d'âge 5 à 9, et 15 % plus de morues d'âge 10+. Les corrections s'appliquent à la totalité ou à la quasi-totalité des calées avant 2000, mais à une proportion bien moindre depuis 2003 (Figure 49b).

6.1.1.4. Estimation de l'indice d'abondance

Bien que les sites aient été initialement choisis par les acteurs de l'industrie de la pêche d'une manière qui peut paraître aléatoire à l'intérieur des zones, ils ont été largement fixes par la suite. De nouveaux sites ont rarement été ajoutés et beaucoup ont été abandonnés au fil du temps. Pour l'indice de fin d'été, nous avons donc choisi de ne pas traiter les sites comme des grappes aléatoires, mais plutôt comme des strates imbriquées dans la zone, chaque site recevant une pondération égale à 1 sur le nombre de sites pour une zone et une année données. Ceci a pour but de tenir compte d'une certaine corrélation intrasite dans les taux de capture qui est évidente pour ces données de palangre (voir les exemples pour les morues d'âge 4 et 12 dans les Figures 50 et 51; il convient de souligner que ces figures illustrent également une partie de l'interaction entre la zone et l'année sur les taux de capture, ce qui a motivé l'abandon de l'approche normalisée des taux de capture utilisée précédemment). La stratification par site n'a pas été utilisée pour l'indice de la fin de l'automne, car il y avait peu de preuves de corrélation intrasite dans les taux de capture (Figures 52 et 53). En fait, ils sont remarquablement uniformes d'une calée à l'autre pour une année et une date données, quel que soit le site, surtout pour les morues les plus abondantes, comme individus d'âge 4 (Figure 52).

Une importante considération à prendre en compte lors de l'utilisation de la stratification par site quand leur nombre varie d'une année à l'autre concerne les taux de capture pour les sites qui ne sont pas échantillonnés chaque année et qui sont approximativement égaux aux taux de capture moyens dans la zone. Par exemple, l'arrêt de l'échantillonnage sur un site qui présente normalement des taux de capture supérieurs à la moyenne produira une diminution du taux de capture moyen zonal par rapport à ce qui aurait été obtenu autrement. Pour évaluer si cette situation pourrait devenir préoccupante pour les indices de fin d'été, nous avons calculé et tracé

les taux de capture annuels moyens propres à la zone et au site pour les morues de différents âges. Il est à noter que cette démarche n'a pas été entreprise pour l'indice de fin d'automne de la zone 1, étant donné le peu de preuves de différences propres au site dans les figures 52 et 53, ni pour cette même zone à la fin de l'été, ce que nous démontrons plus loin. Pour les zones 1 et 5, et à un degré plus variable pour la zone 3, les taux de capture moyens annuels étaient uniformes entre les sites, quel que soit l'âge de la morue (Figures A5 à A15). Quant aux zones 2 et 4, des différences propres aux sites ont été constatées, en particulier pour les individus d'âge 3 à 6, ce qui peut avoir affecté les moyennes annuelles de la zone avant 2000 et après 2012, années où un ou plusieurs sites clés n'ont pas été échantillonnés. La correction de cette lacune n'est pas un exercice simple. Le simple fait de sélectionner les sites pour lesquels il existe des données sur toutes ou sur la plupart des années entraînerait une perte importante de données. On pourrait également envisager une estimation de l'indice basée sur un modèle, dans lequel les effets du site sont modélisés à l'aide d'un processus autorégressif pour estimer les valeurs annuelles en l'absence de données, mais n'était pas réalisable dans le cadre du projet actuel. En lieu et place, nous soutenons simplement que les conséquences de l'échantillonnage variable des sites sur l'indice d'abondance global sont probablement faibles, les zones 2 et 4 ne constituant qu'un tiers de la pondération de la zone d'étude (Tableau 8). De plus, les conséquences de l'exclusion de sites sur les moyennes de la zone représentent probablement des différences de facteur 2 à 3 (sur la base des Figures A5 à A8). Enfin, comme nous le démontrons ici, les indices d'abondance de fin d'été correspondent bien aux indices de fin d'automne, ce qui suggère que les conséquences de l'échantillonnage variable des sites peuvent être mineures.

La majorité des sites dans une même strate et une même année étaient associés à au moins deux calées dans l'indice d'été (Figure A16). Seuls 5,5 % des groupes de sites-strates annuels ne comptaient qu'une seule calée. Pour obtenir des estimations de la moyenne et de la variance pour ces sites, nous avons utilisé les prédictions d'un modèle linéaire de la forme suivante :

$\log(\text{taux de capture} + 0,01) \sim \text{année} + \text{site}$

Les paramètres du modèle ont été estimés à l'aide de données limitées à l'année en question et aux trois années précédentes dans la zone en question.

Une moyenne et une variance stratifiées ont d'abord été estimées pour chaque zone et chaque année, sur la base des moyennes et des variances du site. Dans les cas où un seul site était concerné, nous avons imputé la moyenne et la variance du site pour la strate en utilisant les résultats du modèle multiplicatif susmentionné. Un second calcul stratifié faisant intervenir les pondérations statistiques des zones (Tableau 8) a ensuite été utilisé pour estimer les moyennes et les erreurs types annuelles.

Dans un nombre limité de cas, certaines zones n'ont pas été échantillonnées au cours d'une année donnée. Une valeur moyenne et une valeur de variance pour ces cas ont été imputées au moyen des prédictions d'un modèle linéaire de la forme suivante :

$\log(\text{taux de capture} + 0,01) \sim \text{année} + \text{zone} + (1|\text{site})$

où $1|\text{site}$ est un point d'intersection aléatoire propre au site. Les paramètres du modèle ont été estimés en utilisant des données limitées à l'année en question et aux trois années précédentes dans toutes les zones.

Des estimations de l'abondance moyenne stratifiée (en nombre par calée) ont été effectuées séparément selon l'âge et pour la capture totale de morue. Comme pour le relevé au chalut, nous avons estimé les tendances de la mortalité totale à l'aide d'une analyse de la courbe des

captures, en supposant que les morues d'âge 8 à 12 étaient pleinement recrutées lors du relevé.

6.1.2. Résultats – Indice dérivé de la pêche sentinelle à la palangre

L'indice d'été agrégé pour les individus d'âge 3+ a augmenté entre 1995 et 2005, puis a diminué jusqu'en 2010, avant d'augmenter à nouveau et de décroître généralement à partir de 2012 (Figure 54). L'année 2011 a fait exception, avec une valeur élevée. Les captures selon l'âge dans cet indice indiquent qu'il suit raisonnablement bien les cohortes; de nombreuses cohortes, mais pas toutes, sont également suivies par le relevé de recherche d'août (Figure 55). En particulier, l'indice dérivé de la pêche sentinelle à la palangre a suivi les cohortes d'abondances supérieures à la moyenne nées au milieu de l'année 2005, qui étaient présentes, mais moins évidentes dans les captures selon l'âge pour le relevé par pêche sentinelle à engin mobile (Figure 30).

L'indice d'été suit bien le schéma d'abondance des cohortes (Figure 56), ce qui indique une uniformité interne raisonnable également observée dans les diagrammes de double projection (Figure 57).

Les estimations de Z ont été très lisses dans le temps, diminuant de la moitié de 1995 jusqu'au moratoire de 2003, pour atteindre une valeur proche de 0,1 (Figure 58). Elles ont ensuite augmenté rapidement pour atteindre un pic d'environ 2 en 2009, avant de décliner au début des années 2010 et de remonter à des valeurs se rapprochant de 1 plus récemment. Bien que les tendances de Z soient très comparables à celles obtenues à partir des indices du relevé recherche et du relevé par pêche sentinelle à engin mobile, les valeurs de Z ont culminé à une valeur plus élevée dans l'indice du relevé par pêche sentinelle à la palangre.

L'indice d'automne agrégé pour les individus d'âge 3+ a suivi une tendance comparable à celle de l'indice d'été (Figure 59). Les tendances des captures selon l'âge et la SPAY (Figure 60) étaient également assez semblables. L'indice d'automne suit bien le modèle d'abondance des cohortes (Figure 61), ce qui témoigne d'une uniformité interne généralement satisfaisante, également observée dans les diagrammes de double projection pour de nombreux âges (Figure 62). La tendance de Z était comparable à celle de l'indice d'été, bien que les extrêmes aient été réduits (Figure 63). Contrairement à l'indice d'été, la valeur de Z dans l'indice d'automne n'a atteint une valeur d'environ 0,5 qu'autour du moratoire de 2003, et son pic ultérieur a été de moindre amplitude.

6.2. PÊCHE SENTINELLE AU FILET MAILLANT

La plupart des temps d'immersion des filets maillants se situaient à 24 heures ou juste en dessous, avec un pic secondaire à 48 heures (Figure 43b). Certaines valeurs s'étendent bien au-delà de 48 heures. La limitation des temps d'immersion entre 8 et 48 heures a permis de conserver 97,3 % des données disponibles. L'allocation plus importante pour les temps d'immersion dans le relevé de pêche au filet maillant par rapport à celui à la palangre était basée sur la distribution des valeurs de temps d'immersion et reflète le fait que les palangres attirent activement les poissons, accumulant ainsi plus rapidement les captures, mais perdent aussi plus rapidement leur puissance de pêche à mesure que les appâts se détériorent.

La conservation des calées qui comportaient entre 5 et 30 filets maillants a permis de retenir 15 317 des 15 402 observations totales (Figure 64).

6.2.1. Saturation des engins

Le potentiel de saturation des engins a également été étudié pour les filets maillants, bien que, contrairement aux palangres, il soit moins évident de définir un filet comme étant saturé. Les captures, exprimées en nombre de poissons (toutes espèces confondues) par filet, n'ont pas beaucoup varié au fil des ans, bien que l'on ait observé des valeurs légèrement plus importantes au milieu des années 2000 et 2010 (Figure 65). La majorité des calées ne comptaient pas plus de 25 poissons et peu en ont compté plus de 100. Ces nombres semblent représenter des seuils bien inférieurs à la saturation nette. La morue représentait généralement une plus petite fraction des captures dans les filets maillants par rapport aux fractions observées pour les palangres (graphiques du bas des Figures 44 et 65). Quoi qu'il en soit, le potentiel de concurrence intraspécifique ou interspécifique pour les filets maillants semble très faible.

Comme pour les palangres, un modèle additif général à effets mixtes a été utilisé pour évaluer la relation entre le temps d'immersion d'un filet et le taux de capture (nombre de morues par calée). Le modèle était identique à celui des palangres, plus précisément :

$$\log(\text{capture par calée}) \sim s(\text{temps d'immersion}) + (1|\text{unité})$$

où $s(\text{temps d'immersion})$ est une fonction spline cubique de régression pour le temps d'immersion et $(1|\text{unité})$ est un effet aléatoire regroupant les calées sur le même site, le même mois et la même année, et qui a été inclus pour tenir compte de la densité locale de poissons. Une petite constante de 0,1 a été ajoutée à la capture avant de calculer le logarithme pour tenir compte d'un petit nombre de valeurs nulles. Les résidus du modèle et la distribution des effets aléatoires sont présentés dans la figure A17. Le modèle semble bien s'ajuster, les résidus normalisés ne présentant aucune tendance et les effets aléatoires étant approximativement distribués normalement.

Bien qu'un effet statistiquement significatif du temps d'immersion ait été observé, il laisse supposer une diminution faible et incertaine des taux de capture avec l'augmentation des temps d'immersion de 8 à 20 heures, et une légère augmentation par la suite (Figure 66). Les durées d'immersion associées à la diminution sont trop faibles pour être associées à un décrochage important de poissons se décomposant, et la stabilisation ou la légère augmentation subséquente des taux de capture pour des durées d'immersion plus importantes est incompatible avec la perte par prédation, qui devrait augmenter à mesure que les prédateurs sont de plus en plus attirés par les filets. Par conséquent, aucun ajustement ni aucune comptabilisation des temps d'immersion n'a donc été effectué dans les analyses ultérieures.

6.2.2. Strates pour les indices d'abondance

L'échantillonnage au filet maillant a été effectué de façon uniforme dans les zones 3 à 6 de juin à septembre, et plus tard dans la zone 3 (Figure 67). Les diminutions du nombre annuel de calées se sont produites principalement avant 2005. En fonction de la disponibilité des données, et pour tenir compte des effets saisonniers sur les taux de capture, nous avons défini trois blocs temporels séquentiels pour la période estivale : le bloc 1 pour les jours 165 à 195, le bloc 2 pour les jours 196 à 226 et le bloc 3 pour les jours 227 à 257 (Figure 68). Les taux de capture ont varié selon le bloc, la zone et l'année, et les données montrent clairement une interaction entre ces facteurs (Figures 69 et 70). Il ressort également de ces données que les taux de capture présentent une certaine corrélation à l'intérieur du site.

La zone 6 comprend des poissons provenant de sites géographiquement disparates, notamment un site au large de Sept-Îles à l'extrémité ouest de la zone, et d'autres sites regroupés plutôt à l'extrémité est (Figure 35). La zone est également très longue, ce qui lui

donnerait une pondération disproportionnée dans les estimations stratifiées. Pour y remédier, nous avons divisé la zone en trois parties. La première, que nous appellerons ci-après zone 6, est basée sur la frontière établie avec la zone 5 à l'extrémité est et sur une frontière fixée à mi-chemin entre Natashquan et Havre-Saint-Pierre à l'extrémité ouest (voir la flèche bleue de la Figure 35). Le choix de cette frontière ouest a été basé sur une discontinuité dans la densité de la morue qui est souvent évidente dans les taux de capture du relevé recherche en août autour de cet endroit (voir Brassard *et al.* 2020). La deuxième zone, que nous appelons 6b, a été définie en utilisant la frontière ouest existante et en attribuant la distance séparant le site de cette frontière pour définir la frontière est. La troisième zone, située entre les zones 6 et 6.2 et jamais échantillonnée, n'a tout simplement pas été assignée à une strate et n'est donc pas représentée dans l'analyse. Les pondérations statistiques pour toutes les strates sont présentées dans le tableau 8.

La moyenne stratifiée a été estimée selon la méthode décrite pour l'indice d'été de pêche à la palangre, mais avec une stratification saisonnière (bloc temporel) et de zone simultanée. Les blocs temporels ont reçu la même pondération. Comme pour l'indice d'été de pêche à la palangre, une estimation stratifiée en deux étapes a été utilisée, d'abord pour les captures à l'intérieur du site, puis pour les sites à l'intérieur des zones et du bloc temporel. Seulement 31 des 1 402 paires de sites de bloc annuel ont été associées à une seule calée, ce qui représente 2,2 % des calées. L'imputation pour les cas d'une seule calée et pour les cas de combinaisons strate/année manquantes a été effectuée tel que décrit pour les palangres.

Comme pour les palangres, nous avons vérifié s'il existait des preuves de différences propres au site dans les taux de capture moyens à l'intérieur des strates définies par le bloc spatial et temporel et qui pourraient influencer les indices d'abondance en raison de la variabilité interannuelle des sites échantillonnés. Contrairement aux résultats obtenus pour les palangres, une grande uniformité a été constatée entre les sites quant aux taux de capture annuels moyens pour tous les âges, à l'exception des morues d'âge 3 qui ne sont pas fréquentes dans les captures lors de la pêche sentinelle au filet maillant (Figures A18 à A28). En outre, contrairement à la pêche sentinelle à la palangre, la variabilité interannuelle des sites échantillonnés était moindre. Dans l'ensemble, il semble que l'approche stratifiée de l'estimation des indices d'abondance dérivé de la pêche sentinelle au filet maillant soit probablement valable.

6.2.3. Résultats – Indice dérivé de la pêche sentinelle au filet maillant

L'indice agrégé selon l'âge pour les individus d'âge 3+ était généralement faible de 1995 à 2002, plus élevé de 2003 à 2009, puis a considérablement varié avant de retomber à des valeurs plus moyennes (Figure 71). Les captures selon l'âge suivent la grande cohorte née au début des années 1990 et observée par d'autres relevés (Figure 72). Elles suivent aussi quelque peu les cohortes supérieures à la moyenne nées au milieu des années 2000. Contrairement aux autres indices de relevé, l'indice dérivé de la pêche sentinelle au filet maillant montre des valeurs de SPAY soudainement supérieures à la moyenne pour les âges plus élevés en 2019, ce qui indique un effet d'année.

Comme pour les autres indices de relevé, l'indice dérivé de la pêche sentinelle au filet maillant a bien suivi la progression des cohortes (Figure 73), démontrant une uniformité interne généralement satisfaisante (voir également la Figure 74). Les tendances des valeurs Z estimées sont remarquablement comparables à celles de l'autre indice dérivé de la pêche sentinelle aux engins fixes (Figure 75).

7. COMPARAISON DES TENDANCES DE LA MORTALITÉ TOTALE

Comme il est indiqué ci-dessus, les tendances des estimations de la mortalité totale étaient remarquablement comparables entre les cinq principaux indices dérivés de relevés indépendants des activités de pêche (Figure 76). Cependant, il existe une différence notable dans l'ampleur des valeurs estimées entre l'indice dérivé de la pêche sentinelle à engin mobile et celui dérivé de la pêche sentinelle à engins fixes, en particulier pendant les périodes de forte mortalité. Cette différence peut en partie résulter de différences dans la fourchette d'âges utilisée pour les estimations, qui était limitée par la sélectivité de l'engin et l'exigence d'inclure uniquement les âges où les individus sont pleinement recrutés. Les taux de mortalité pour l'indice dérivé de la pêche à engins fixes sont basés sur des individus plus âgés qui connaissent probablement une mortalité par pêche plus importante, du fait que depuis 1995, la pêche dirigée fait exclusivement appel à des engins fixes qui ne ciblent pas les morues plus jeunes. La mortalité naturelle des poissons plus âgés peut également être plus élevée en raison de la sénescence. Les estimations du taux de mortalité totale peuvent également être sensibles aux changements dans la répartition de la morue dans les eaux côtières et à l'extérieur de celles-ci, un changement vers le littoral atténuant Z et un changement vers le large amplifiant Z dans les indices d'été de la pêche sentinelle à engins fixes. Cet effet ne devrait pas être aussi important pour l'indice de fin d'automne de la pêche à la palangre, car il inclut des morues qui ont migré hors du Golfe, vraisemblablement depuis la côte et le large. La comparaison des indices de la pêche sentinelle à engin mobile pour une zone de relevé incluant ou excluant les strates côtières suggère que la morue s'est déplacée vers les eaux côtières entre 2004 et 2008 environ et à nouveau entre 2014 et 2016 (moyenne de relevé la plus élevée lorsque les strates côtières sont incluses), et vers le large entre 2009 et 2013 environ (Figure 28). De même, les valeurs de Z entre 2004 et 2008 étaient un peu plus faibles pour les indices d'été de la pêche sentinelle à la palangre et au filet maillant, et plus élevées pour 2008 à 2011, par rapport aux estimations du relevé à engin mobile (Figure 76). La correspondance n'est pas parfaite, mais elle suggère que les indices d'été de la pêche à engins fixes, en particulier, peuvent être sensibles aux changements dans la répartition de la morue. C'est un élément qui devrait être étudié et possiblement pris en compte dans les prochains modèles de dynamique de la population. Enfin, des différences dans les estimations de Z entre les relevés pourraient se produire si les morues des âges inclus dans l'analyse ne sont pas entièrement recrutées dans certains relevés, comme on le suppose.

8. RÉSUMÉ ET CONCLUSIONS

L'objectif principal de ce document était d'examiner la disponibilité, la durée et la qualité des indices et des données des relevés indépendants de la pêche pour le stock de morue de la sous-division 3Pn et des divisions 4R et 4S de l'OPANO. Ce faisant, nous avons examiné comment ces sources d'information contribuent à la compréhension de la dynamique de la population, par le biais des tendances en matière d'abondance, de composition démographique et de taux de mortalité. Nous n'avons pas pris en compte, pour le moment, la façon dont ces sources informent d'autres changements dans le stock tels que les changements de maturation et de taux de croissance, ainsi que les changements saisonniers ou interannuels dans la répartition et l'état somatique.

Lors de la dernière évaluation du stock, les indices de capture selon l'âge tirés du relevé de recherche à partir de 1990 constituaient un intrant principal du modèle d'évaluation de la morue du nGSL (Brassard *et al.* 2020). Ces indices commencent à une époque où l'effondrement du stock était bien amorcé et pendant laquelle on estime que la mortalité naturelle a changé. L'absence d'indices couvrant la période précédant l'effondrement risque de produire des biais dans les estimations historiques de la productivité et de la taille du stock, et donc dans les

points de référence clés. Ici, nous avons réussi à étendre la série normalisée jusqu'en 1984 en incluant les résultats de l'expérience de pêche comparative de 1990. Les séries chronologiques plus longues suivent très bien les cohortes et fournissent une perspective très utile sur le stock avant son effondrement. Une différence dans le nombre de strates échantillonnées et leur couverture bathymétrique avant et après 1990 devrait être prise en compte dans les modèles d'évaluation ultérieurs du stock, et une démarche pour y parvenir est fournie ici pour les années 1984 à 1990.

Le relevé par pêche sentinelle à engin mobile, lancé en 1995, s'est avéré très efficace pour suivre les cohortes. Dans la dernière évaluation du stock, les indices de ce relevé pour 1995 à 2002 et 2003 à ce jour ont été traités comme indépendants, en raison de l'ajout de strates côtières au relevé en 2003. Les analyses présentées ici plaident en faveur de la réunion de ces séries chronologiques, peut-être avec quelques ajustements pour les morues plus jeunes. La série chronologique unique fournira des données plus cohérentes sur la dynamique des cohortes pour le modèle d'évaluation.

Le relevé effectué chaque mois de janvier de 1978 à 1994, à l'exception de 1982, semble fournir des données cohérentes sur la composition selon l'âge de la population pour 1983 à 1994, années pour lesquelles des données sur l'âge étaient disponibles. L'inclusion de ces estimations de composition dans le modèle d'évaluation fournira des données redondantes avec celles du relevé de recherche qui pourraient augmenter la précision de certains paramètres estimés, tels que la composition selon l'âge estimée par le modèle et les taux de mortalité selon l'âge. Actuellement, il ne semble pas approprié d'utiliser les données sur les quantités de capture de ce relevé dans le modèle d'évaluation étant donné les importantes différences interannuelles dans la couverture du relevé qui semblent produire des effets d'année considérables dans la matrice de capture selon l'âge. Cependant, il pourrait être possible de modéliser la capturabilité de la morue pour ce relevé en tant que variable dans le temps, et une évaluation des avantages de cette méthode pour l'évaluation pourrait être explorée par la suite.

Des relevés historiques du stock ont également été entrepris dans les années 1950 et 1960, une période qui chevauche l'introduction d'une flotte de chalutiers dans les activités de pêche et une augmentation générale des débarquements et de la mortalité par pêche probable (Wiles et May 1968). Malheureusement, les données brutes de ces relevés n'ont pas pu être trouvées; toutefois, les estimations publiées des captures selon l'âge permettent d'estimer les courbes de captures des relevés avant, pendant et après l'expansion de la pêche, et peuvent fournir des estimations de la mortalité totale, Z . Notamment, l'estimation de Z pour les années précédant l'expansion de la pêche peut représenter une limite supérieure de la mortalité naturelle, avec une valeur uniforme à celle des stocks de morue voisins dans les années 1950 et 1960 (Dickie 1963; Paloheimo et Kohler 1968; Pinhorn 1975).

Les changements les plus marquants découlant de cette révision sont peut-être ceux qui affectent l'estimation des indices d'abondance à partir du programme de pêche sentinelle à engins fixes. Auparavant, la normalisation traditionnelle des taux de capture était utilisée pour dériver un indice pour la pêche au filet maillant et un indice pour la pêche à la palangre, ainsi que des séries de données sur les captures selon l'âge. Cependant, au fil du temps, les réductions inégales de l'intensité de l'échantillonnage par saison et dans l'espace ont entraîné un déséquilibre important de la matrice de conception du modèle de normalisation, ce qui peut conduire à des estimations biaisées des paramètres. En outre, les changements dans la répartition spatiale saisonnière de la morue dans le temps ont entraîné l'apparition d'interactions entre les principaux effets du modèle, y compris avec le facteur *année*, de sorte qu'il n'était plus possible d'interpréter de manière fiable l'effet du facteur *année* ou d'autres effets. De plus, bien que les captures totales aient été normalisées, ce n'est pas le cas de leur composition. Pour

remédier à ces problèmes, nous avons appliqué une estimation basée sur un plan stratifié, ce qui est approprié, car les relevés de pêche sentinelle à engins fixes ressemblent beaucoup plus à des relevés structurés (stratifiés) qu'à des activités de pêche, pour lesquelles la normalisation des taux de capture est utilisée afin de maîtriser les effets sur la capturabilité. Cette approche a permis d'estimer trois indices de relevé indépendants et ventilés selon l'âge. Ces indices suivent très bien les cohortes, et de façon remarquablement analogue, dans le cas des deux indices d'été. En outre, les indices produisent des tendances très lisses de Z qui sont comparables entre elles. Alors que la tendance de Z est également compatible avec celle obtenue à partir des relevés au chalut, l'amplitude de la variation de Z est plus grande, probablement liée à la différence des âges inclus dans les estimations, mais aussi aux déplacements de la morue dans les zones de pêche sentinelle à engins fixes et en dehors de celles-ci. La prise en compte de ces différences interannuelles dans la disponibilité (capturabilité) des relevés dans le modèle d'évaluation pourrait contribuer grandement à résoudre certains des problèmes de diagnostic du modèle existant (Brassard *et al.* 2020).

Dans l'ensemble, nous pensons que les améliorations apportées aux entrées des principaux modèles d'évaluation par cette révision sont multiples et importantes sur le plan collectif. Les avancées positives futures comprennent l'utilisation de la modélisation spatio-temporelle pour tenir compte des différences interannuelles dans l'échantillonnage des strates dans les relevés au chalut de fond, et de la variabilité de l'échantillonnage saisonnier des sites dans le programme de pêche sentinelle à engins fixes. Une extension ultérieure pourrait être l'intégration des données de tous les relevés indépendants de la pêche en utilisant une modélisation spatio-temporelle, qui tiendrait directement compte des changements dans la répartition de la morue par rapport aux eaux côtières et qui affecte la disponibilité des différents relevés.

9. REMERCIEMENTS

Nous souhaitons remercier les examinateurs et les participants à la réunion tenue au printemps 2021 pour leurs commentaires et suggestions sur les analyses présentées ici. Nous remercions J-M Chamberland et H. Bourdages pour leur examen de l'avant-dernière version du document.

10. RÉFÉRENCES CITÉES

- Bérubé, M., Bourdages, H., et Fréchet, A. 2000. [Effets du temps d'immersion sur les prises par unité d'effort des filets maillants et de la palangre pour le stock de morue du nord du golfe du Saint-Laurent](#). Secr. can. pour l'éval. des stocks du MPO. Doc. de rech. 2000/150. 28 p.
- Bourdages, H., L. Savard, D. Archambault et S. Valois. 2007. Résultats des expériences de pêche comparative d'août 2004 et 2005 dans le nord du golfe du Saint-Laurent, entre le NGCC *Alfred Needler* et le NGCC *Teleost*. Rapp. tech. can. sci. halieut. aquat. 2750 : ix + 57 p.
- Bourdages, H., Brassard, C., Desgagnés, M., Galbraith, P., Gauthier, J., Nozères, C., Scallon-Chouinard, P.-M. et Senay, C. 2020. [Résultats préliminaires du relevé écosystémique d'août 2019 dans l'estuaire et le nord du golfe du Saint-Laurent](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2020/009. iv + 93 p.
- Brassard, C., Lussier, J-F., Benoît, H., Way, M. et Collier, F. 2020. [L'état du stock de morue franche \(*Gadus morhua*\) du nord du golfe du Saint-Laurent \(3Pn, 4RS\) en 2018](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/075. x + 119 p.
- Brooks, M.E., Kristensen, K., van Benthem K.J., Magnusson, A., Berg, C.W., Nielsen, A., Skaug, H.J., Maechler, M., et Bolker, B.M. 2017. glmmTMB Balances Speed and Flexibility Among Packages for Zero-inflated Generalized Linear Mixed Modeling. *The R Journal* 9:, 378–400
- Brulotte, S., et Fréchet. 2000. [Indice de saturation de la palangre et du filet maillant dans les relevés des Pêches Sentinelles à la morue dans le nord du golfe du Saint-Laurent](#). Secr. can. pour l'éval. des stocks du MPO. Doc. de rech. 2000/118.
- Castonguay, M., Rollet, C., Fréchet, A., Gagnon, P., Gilbert, D., et Brêthes, J.-C. 1999. Distribution changes of Atlantic cod (*Gadus morhua* L.) in the northern Gulf of St-Lawrence in relation to an oceanic cooling. *ICES J. Mar. Sci.* 56:333–344.
- Chadwick, E.M.P., Brodie, W., Colbourne, E, Clark, D., Gascon, D., et Hurlbut, T. 2007. History of annual multi-species trawl surveys on the Atlantic coast of Canada. *Atlantic Zonal Monitoring Program Bulletin* 6: 25–42.
- Dickie, L.M. 1963. Estimation of mortality rates of Gulf of St. Lawrence cod from results of a tagging experiment. *Spec. Publ. Int. Comm. Northwest Atl. Fish.* 3:71–80
- Dunn, P.K. et Smyth, G.K. 1996. Randomized quantile residuals. *J. Comput. Graph. Stat* 5: 236-244.
- Etienne, M.P., Obradovich, S.G., Yamanaka, K.L., et McAllister, M.K. 2013. [Extracting abundance indices from longline surveys: a method to account for hook competition and unbaited hooks](#). arXiv 1005.0892v3: 1–35.
- Fréchet, A. 1990. Catchability variations of cod in the marginal ice zone. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 47:1678–1683.
- Fréchet, A. 1996. [Inter-calibration de huit chalutiers participants aux pêches sentinelles dans le nord du golfe du Saint-Laurent \(3Pn,4RS\) en 1995 à l'aide de sondes SCANMAR](#). Pêches de l'Atl. du MPO. Doc. de rech. 96/67
- Fréchet. 1997. [Standardisation de chalutiers participant aux pêches sentinelles dans le nord du golfe du Saint-Laurent en 1996](#). Secr. can. pour l'éval. des stocks du MPO. Doc. de rech. 97/72.

-
- Fréchet, A., et Schwab, P. 1989. [Évaluation du stock de morue de 3Pn, 4RS en 1988](#). CSCPCA Doc. de Rech. 89/55
- Fréchet, A., et Schwab, P. 1998. [Évaluation de la morue du nord du golfe du Saint-Laurent \(3Pn,4RS\) en 1997](#). Secr. can. pour l'éval. des stocks du MPO. Doc. de rech. 98/127.
- Gavaris, S. 1980. Use of a Multiplicative Model to Estimate Catch Rate and Effort from Commercial Data. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 37: 2272-2275.
- Gillis, D.J. 2002. [Workshop on the groundfish Sentinel Program](#). DFO Can. Sci. Adv. Sec. Proc. Ser 2002/003.
- Green, P.J., et Silverman, B.W. 1993. Nonparametric regression and generalized linear models. Chapman and Hall/CRC, 184 p.
- Hartig, F. 2021. DHARMs: Residual diagnostics for hierarchical (multi-level,mixed) regression models. R package version 0.4.1
- Hastie, T., Tibshirani, R. et Friedman, J., 2009. The elements of statistical learning: data mining, inference, and prediction. Springer Science and Business Media.
- Kristensen, K., Nielsen, A., Berg, C.W., Skaug, H., et Bell, B.M. 2016. TMB: Automatic differentiation and Laplace approximation. J. Stat. Softw. 70: 1-21.
- Lear, W.H. 1998. History of fisheries in the northwest Atlantic: the 500-year perspective. J. Northw. Atl. Fish. Sci., 23: 41-73.
- Maunder, M.N., et Punt, A.E. 2004. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. Fish. Res. 70: 141-159.
- Mello, L.G.S., D. Maddock Parsons, et M.R. Simpson. 2019. [Relevés de pêche sentinelle 1995-2018 – Taux de prises et données biologiques pour la morue franche \(*Gadus morhua*\) dans la sous-division 3Ps de l'OPANO](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/053. iv + 29 p.
- Miller, T.J. 2013. A comparison of hierarchical models for relative catch efficiency based on paired-gear data for US Northwest Atlantic fish stocks. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 70: 1306-1316.
- Ouellette-Plante, J., Van Beveren, E., Benoît, H.P. et Brassard, C. 2022. [Détails de catchR, un paquet R pour estimer la composition en âge et en longueur des captures de la pêche, avec une application à la morue franche de 3Pn4RS](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2022/015. iv + 71 p.
- Paloheimo, J.E., et Kohler, A.C. 1968. Analysis of the southern Gulf of St. Lawrence cod population. J. Fish. Res. Board. Can. 25: 555–578.
- Perry, R.I. and Smith, S.J. 1994. Identifying habitat associations of marine fishes using survey data: an application to the northwest Atlantic. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 51:589– 602.
- Peterson, C.D., Gartland, J., et Latour, R.J. 2017. Novel use of hook timers to quantify changing catchability over soak time in longline surveys. Fish. Res. 194: 99-111.
- Pinhorn, A.T. 1975. Estimates of Natural Mortality for the Cod Stock Complex in ICNAF Divisions 2J, 3K and 3L. ICNAF Res. Bull. 11: 31-36.
- R Core Team. 2021. [R: A language and environment for statistical computing](#). R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.

-
- Ricker, W.E. 1975. Computation and Interpretation of Biological Statistics of Fish Populations. Bull. Fish. Res. Bd. Can. 191.
- Rivest, L.-P., Boivin A., et Benoît H.P. 2021. A Spatiotemporal Investigation of the Cod Stock in the Northern Gulf of St-Lawrence. In Y. P. Chaubey et al. (eds.), Applied Statistics and Data Science. Springer Proceedings in Mathematics and Statistics 375
- Sinclair, A.F. 2001. Natural mortality of cod (*Gadus morhua*) in the southern Gulf of St. Lawrence. ICES J. Mar. Sci. 58:1-10.
- Smith, S. J. 2016. Review of the Atlantic Halibut longline survey index of exploitable biomass. Can. Tech. Rep. Aquat. Sci. 3180: v + 56 p.
- Swain, D.P., Ricard, D., Rolland, N. et Aubry, É. 2019. [Évaluation du stock de morue franche \(*Gadus morhua*\) du sud du golfe du Saint-Laurent, divisions 4T et 4Vn \(novembre à avril\) de l'OPANO, mars 2019](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2019/038. iv + 108 p.
- Thorson, J.T. et Minto, C. 2015. Mixed effects: a unifying framework for statistical modelling in fisheries biology. ICES J. Mar. Sci. 72:1245-1256.
- Verbyla, A.P., Cullis, B.R., Kenward, M.G, et Welham, S.J. 1999. The analysis of designed experiments and longitudinal data by using smoothing splines. J. Roy. Stat. Soc. Ser. C 48: 269-311.
- Ward, P., Myers, R.A., et Blanchard, W. 2004. Fish lost at sea: the effect of soak time on pelagic longline catches. Fish. Bull. 102: 179-195.
- Warren, W.G. 1997. Report on the comparative fishing trial between the *Gadus Atlantica* and Teleost. NAFO Sci. Coun. studies 29: 81-92.
- Wiles, B., et May, A.W. 1968. Biology and fishery of the West Newfoundland cod stock. ICNAF Res. Bull. 5: 5-43.
- Wood, S.N. 2000. Modelling and smoothing parameter estimation with multiple quadratic penalties. J. Royal. Statist. Soc. Ser. B Stat. Methodol. 62: 413–428.
- Wood, S.N. 2011. Fast stable restricted maximum likelihood and marginal likelihood estimation of semiparametric generalized linear models. J. R. Stat. Soc. Ser. B Stat. Methodol. 73: 3–36.
- Wood, S.N. 2017. Generalized additive models: An introduction with R, 2nd ed. Chapman and Hall/CRC Press, 496 p.
- Yin, Y. et Benoît, H.P. 2021. Length-specific relative catchabilities of redfish and Atlantic halibut by vessels and bottom trawls in multispecies research surveys in the Gulf of St. Lawrence based on paired-tow comparative fishing and spatio-temporal overlap. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 3454: vi + 79 p.
- Yin, Y., et Benoît, H.P. 2022. [Réanalyse d'expériences de pêche comparative dans le golfe du Saint-Laurent et autres analyses visant à déterminer les indices de relevés au chalut de fond menés à l'échelle du stock de flétan du Groenland \(*Reinhardtius hippoglossoides*\) des divisions 4RST depuis 1971](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2022/002. viii + 48 p.

11. TABLEAUX

Tableau 1. Paramètres des navires et résumé des protocoles utilisés dans les relevés de recherche dans le nord du golfe du Saint-Laurent.

Paramètres des navires	NM <i>Lady Hammond</i>	NGCC <i>Alfred Needler</i>	NGCC <i>Teleost</i>
Opération de relevé régulière	1984-1990	1990-2005	2004 à aujourd'hui
Type de navire	Chalutier à pêche arrière	Chalutier à pêche arrière	Chalutier à pêche arrière
Volume en tonnes	897	959	2 405
Longueur (m)	58	50	63
Heures de fonctionnement	24	24	24
Vitesse de trait standard (nœuds)	3,5	1990-1993 : 2,5 1994-2005 : 3,0	3,0
Durée de trait standard (min)	30	1990-1992 : 20 1993-2005 : 24	15
Distance de trait standard (mille marin)	1,75	1990-1992 : 0,83 1993 : 1,00 1994-2005 : 1,20	0,75

Tableau 2. Paramètres des chaluts utilisés dans les relevés de recherche dans le nord du golfe du Saint-Laurent.

Paramètres des chaluts utilisés	Western IIA	URI 81/114	Campelen
Années d'activité	1984-1990	1990-2005	2004 à aujourd'hui
Bourrelet	Bobines en caoutchouc de 21 pouces (extérieur) et 18 pouces (intérieur) et entretoises en caoutchouc de 6,75 pouces de diamètre et 7 pouces de longueur	Détails non disponibles pour les auteurs	Bourrelet de type Rockhopper
Longueur de bourrelet (m)	32,3	34,8	35,6
Longueur de ralingue supérieure (m)	22,9	24,7	29,5
Hauteur de ralingue supérieure (m)	4,6	5,5	Information non disponible
Écartement entre les ailes (m)	12,5	14-15	16-17
Type de porte	Portugais (tout acier)	Morgère	Polyvalent
Pièce d'allongement de doublure (mm)	31,75	44,0	44,0
Longueur totale (mm)	19,0	19,0	12,7

Tableau 3. Ensemble de modèles binomiaux avec diverses hypothèses pour l'effet de longueur et l'effet de station dans l'efficacité relative des captures. Un effet de lissage de la longueur peut être pris en compte et l'effet de station peut être ajouté à l'ordonnée à l'origine, sans interaction avec l'effet de longueur, ou ajouté à la fois à l'ordonnée à l'origine et à la fonction de lissage pour permettre une interaction entre les deux effets.

Modèle	$\log(\rho)$	Effet de longueur	Effet de station
BI0	β_0	Constant	Non pris en compte
BI1	$\beta_0 + \delta_{0,i}$	Constant	Point d'intersection
BI2	$\mathbf{X}_f^T \boldsymbol{\beta}_f + \mathbf{X}_r^T \mathbf{b}$	Lissant	Non pris en compte
BI3	$\mathbf{X}_f^T \boldsymbol{\beta}_f + \mathbf{X}_r^T \mathbf{b} + \delta_{0,i}$	Lissant	Point d'intersection
BI4	$\mathbf{X}_f^T (\boldsymbol{\beta}_f + \boldsymbol{\delta}_i) + \mathbf{X}_r^T (\mathbf{b} + \boldsymbol{\epsilon}_i)$	Lissant	Point d'intersection, fonction de lissage

Tableau 4. Ensemble de modèles bêta-binomiaux avec diverses hypothèses pour l'effet de longueur et l'effet de station dans l'efficacité relative des captures, et pour l'effet de longueur sur le paramètre de variance. Un effet de longueur de lissage peut être considéré à la fois dans le facteur de conversion et dans le paramètre de variance. Un éventuel effet de station peut être ajouté à l'ordonnée à l'origine, sans interaction avec l'effet de longueur, ou ajouté à la fois à l'ordonnée à l'origine et à la fonction de lissage pour permettre une interaction entre les deux effets.

Modèle	$\log(\rho)$	$\log(\phi)$	Effets de longueur	Effet de station
BB0	β_0	γ_0	Constant/constant	Non pris en compte
BB1	$\beta_0 + \delta_{0,i}$	γ_0	Constant /constant	Point d'intersection
BB2	$\mathbf{X}_f^T \boldsymbol{\beta}_f + \mathbf{X}_r^T \mathbf{b}$	γ_0	Lissant/constant	Non pris en compte
BB3	$\mathbf{X}_f^T \boldsymbol{\beta}_f + \mathbf{X}_r^T \mathbf{b}$	$\mathbf{X}_f^T \boldsymbol{\gamma} + \mathbf{X}_r^T \mathbf{g}$	Lissant/lissant	Non pris en compte
BB4	$\mathbf{X}_f^T \boldsymbol{\beta}_f + \mathbf{X}_r^T \mathbf{b} + \delta_{0,i}$	γ_0	Lissant/constant	Point d'intersection
BB5	$\mathbf{X}_f^T \boldsymbol{\beta}_f + \mathbf{X}_r^T \mathbf{b} + \delta_{0,i}$	$\mathbf{X}_f^T \boldsymbol{\gamma} + \mathbf{X}_r^T \mathbf{g}$	Lissant/lissant	Point d'intersection
BB6	$\mathbf{X}_f^T (\boldsymbol{\beta}_f + \boldsymbol{\delta}_i) + \mathbf{X}_r^T (\mathbf{b} + \boldsymbol{\epsilon}_i)$	γ_0	Lissant/constant	Point d'intersection, fonction de lissage
BB7	$\mathbf{X}_f^T (\boldsymbol{\beta}_f + \boldsymbol{\delta}_i) + \mathbf{X}_r^T (\mathbf{b} + \boldsymbol{\epsilon}_i)$	$\mathbf{X}_f^T \boldsymbol{\gamma} + \mathbf{X}_r^T \mathbf{g}$	Lissant/lissant	Point d'intersection, fonction de lissage

Tableau 5. Différence sur le plan du critère d'information d'Akaike (CIA) entre les modèles possibles convergés et le meilleur modèle dans chaque analyse de pêche comparative. Le meilleur modèle (indiqué en gras) a été sélectionné en fonction du CIA le plus faible. Pour une description des modèles, voir les tableaux 3 et 4.

Modèle	nGSL 1990	nGSL 2004-2005
BI0	362	433
BI1	-	76
BI2	146	301
BI3	133	0
BI4	-	-
BB0	261	333
BB1	185	78
BB2	79	238
BB3	64	130
BB4	6	2
BB5	0	-
BB6	-	-
BB7	-	-

Tableau 6. Proportion de calées dans les relevés par pêche sentinelle à engins fixes avec aucune capture de morue, en fonction de l'âge et de l'engin (palangre et filet maillant).

Âge	Palangre	Filet maillant
1	1,000	0,983
2	0,884	1,000
3	0,497	0,930
4	0,067	0,571
5	0,039	0,199
6	0,037	0,110
7	0,043	0,106
8	0,050	0,112
9	0,068	0,134
10	0,206	0,186
11	0,268	0,367
12	0,563	0,496
13+	0,502	0,672

Tableau 7. Nombre de calées individuelles dans le relevé par pêche sentinelle à la palangre utilisant des quantités déterminées d'hameçons.

Nombre d'hameçons	Nombre de calées
500	731
750	160
1 000	7 601
1 500	40
2 000	279
Autres valeurs (inférieures à 2000)	246

Tableau 8. Pondérations des strates utilisées pour le relevé stratifié par pêche sentinelle à engins fixes, basées sur la distance linéaire en kilomètres entre les limites de la zone (voir texte).

Zone	Pondération
1	125
2	145
3	295
4	105
5	100
6	335
6.2	80

Tableau 9. Nombre de calées utilisées dans le relevé d'automne par pêche sentinelle à la palangre dans les zones 1 et 2 (seul le site 8 a été utilisé), en fonction de l'année et du bloc temporel. La durée est de 10 jours dans le premier bloc temporel et de 21 jours dans les autres.

Année	Bloc temporel				
	1	2	3	4	5
1995	19	33	55	21	6
1996	18	47	47	14	9
1997	15	38	48	21	7
1998	18	30	39	24	5
1999	23	26	40	56	16
2000	24	28	33	42	22
2001	23	26	26	53	10
2002	14	14	25	30	13
2003	12	17	25	27	13
2004	10	19	15	20	11
2005	13	18	14	11	7
2006	16	16	16	15	15
2007	16	24	18	19	6
2008	2	10	18	16	11
2009	10	17	16	10	8
2010	8	13	17	15	3
2011	8	15	16	17	3
2012	8	12	12	14	8
2013	10	9	13	9	2
2014	8	11	6	10	9
2015	8	8	16	16	10
2016	12	9	13	17	6
2017	4	14	15	11	4
2018	8	4	5	9	4
2019	10	12	8	4	5

Tableau 10. Diagnostics pour les modèles visant à étalonner l'efficacité relative des hameçons en J et des hameçons circulaires dans le relevé par pêche sentinelle à la palangre sur la base des résidus quantiles : statistiques d'inflation zéro (ZI) et de dispersion et valeurs p associées.

Modèle	ZI	Valeur p de ZI	Dispersion	Valeur p de dispersion
A	0,961	0,168	0,329	< 2,2 E-16
B	0,906	0,128	0,328	< 2,2 E-16

12. FIGURES

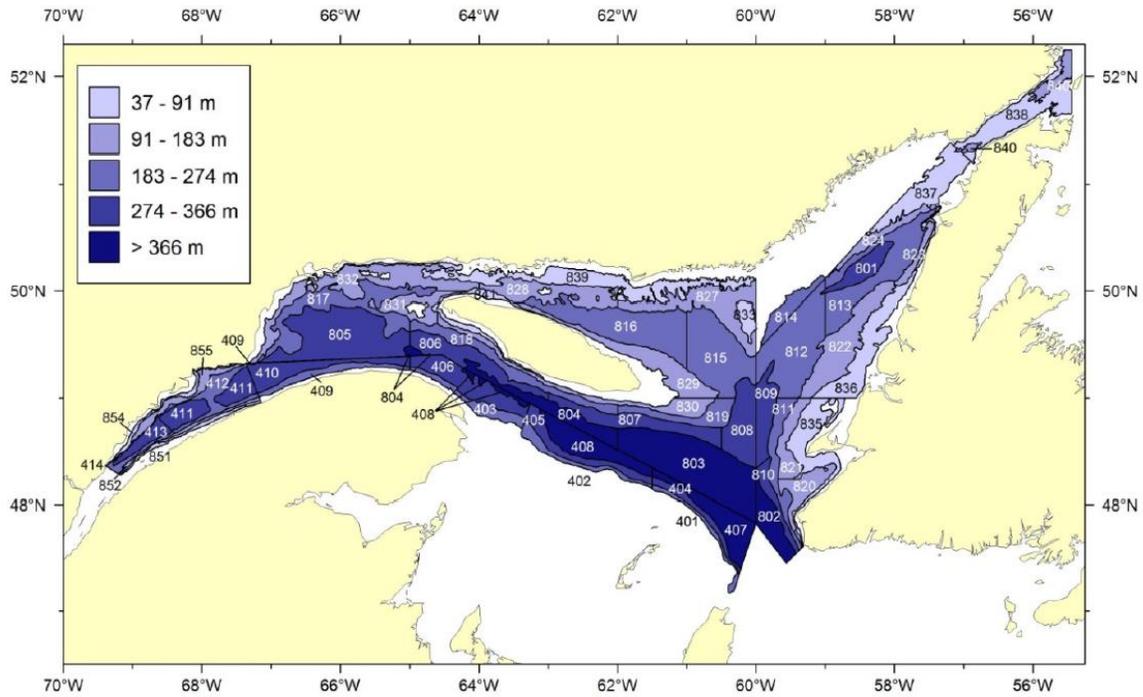


Figure 1. Plan de stratification pour le relevé plurispécifique au chalut de fond du nord du golfe du Saint-Laurent. Les strates 401-408, 801-824 et 827-832 constituent un groupe central de strates incluses annuellement dans le plan d'échantillonnage depuis au moins 1985. Les strates supplémentaires, situées dans la sous-division 3Pn de l'OPANO (sud-ouest de Terre-Neuve), et échantillonnées uniquement en 1987 et de 1993 à 2003, ne sont pas représentées.

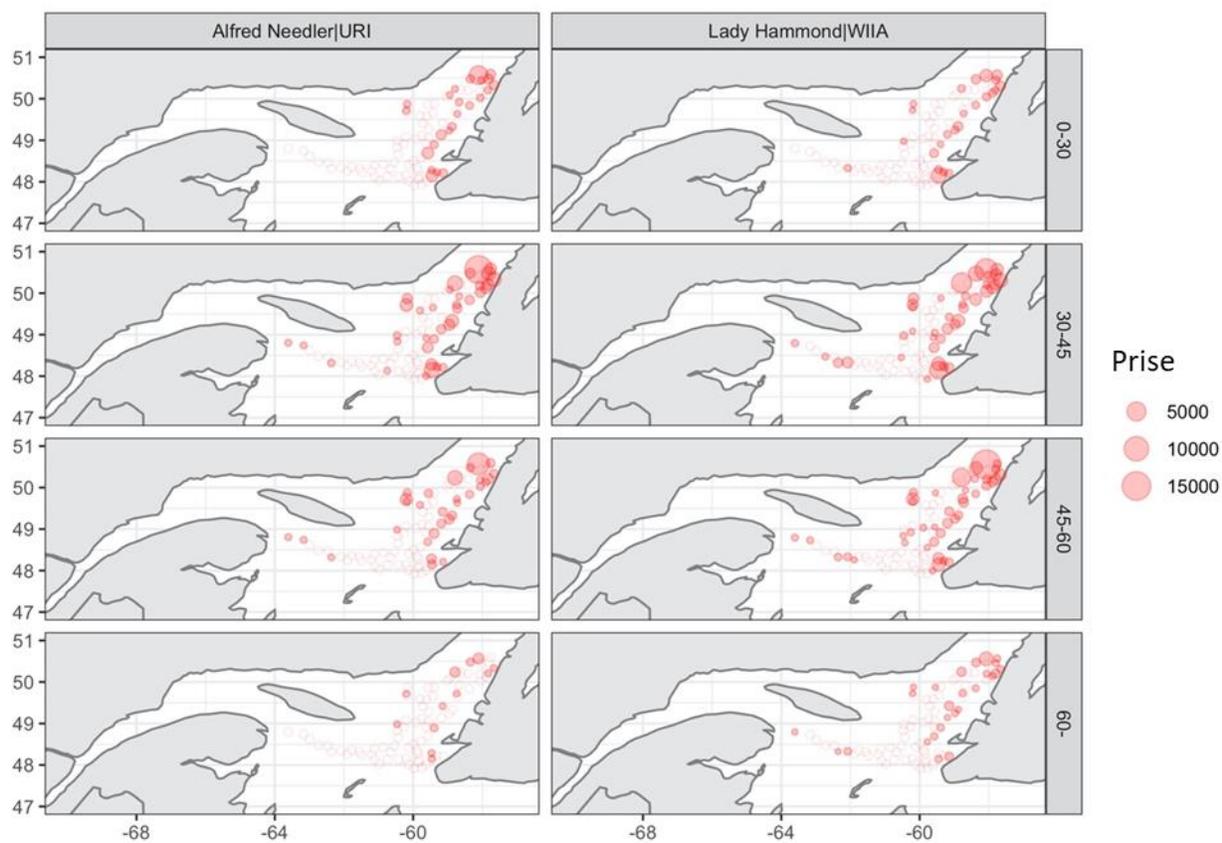


Figure 3. Captures (nombre) de morues par l'Alfred Needler (à gauche) et le Lady Hammond (à droite) dans des traits jumelés de l'expérience de pêche comparative de 1990, regroupées en quatre groupes de longueur (rangées). Les points avec une échelle d'intensité de couleur sont utilisés pour les captures positives, tandis que les captures nulles sont indiquées par des cercles ouverts.

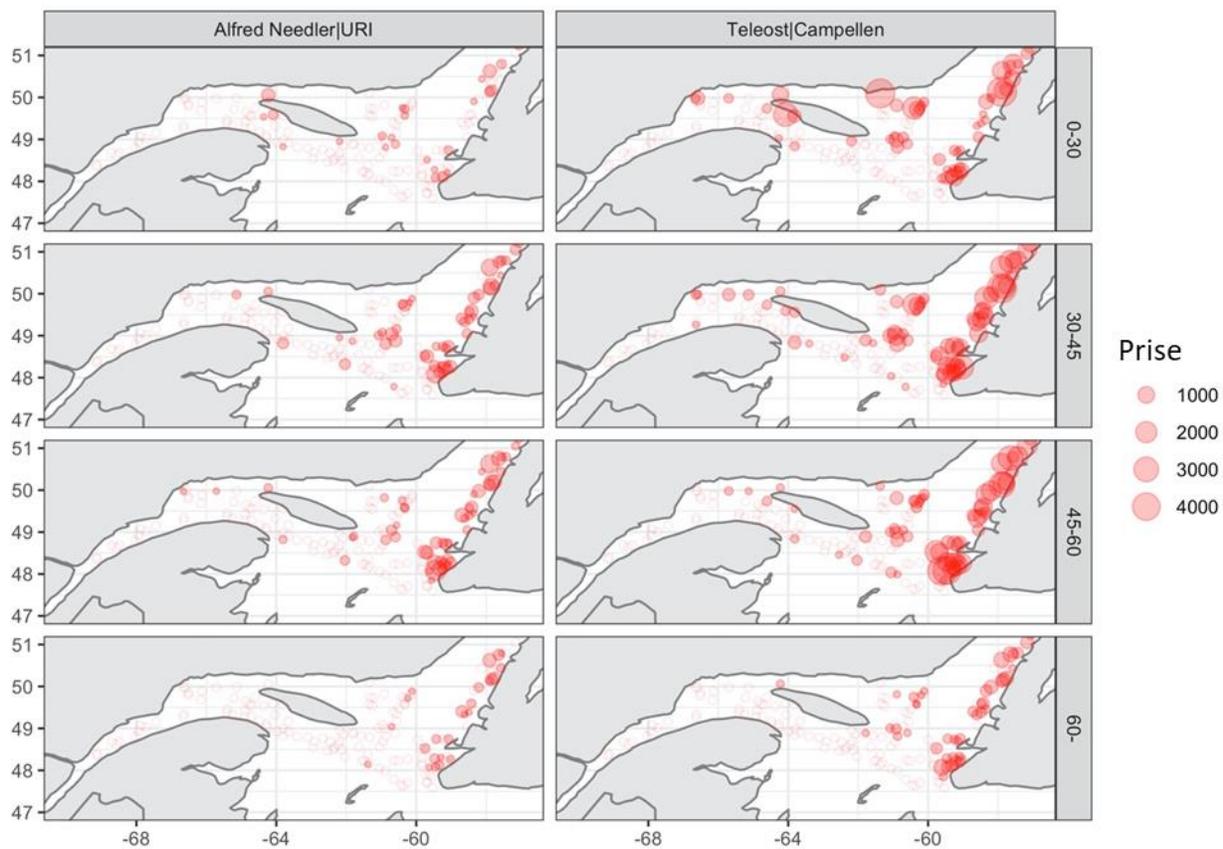


Figure 4. Captures (nombre) de morues par l'Alfred Needler (à gauche) et le Teleost (à droite) dans des traits jumelés de l'expérience de pêche comparative de 2004-2005, agrégées en quatre groupes de longueur (rangées). Les points avec une échelle d'intensité de couleur sont utilisés pour les captures positives, tandis que les captures nulles sont indiquées par des cercles ouverts.

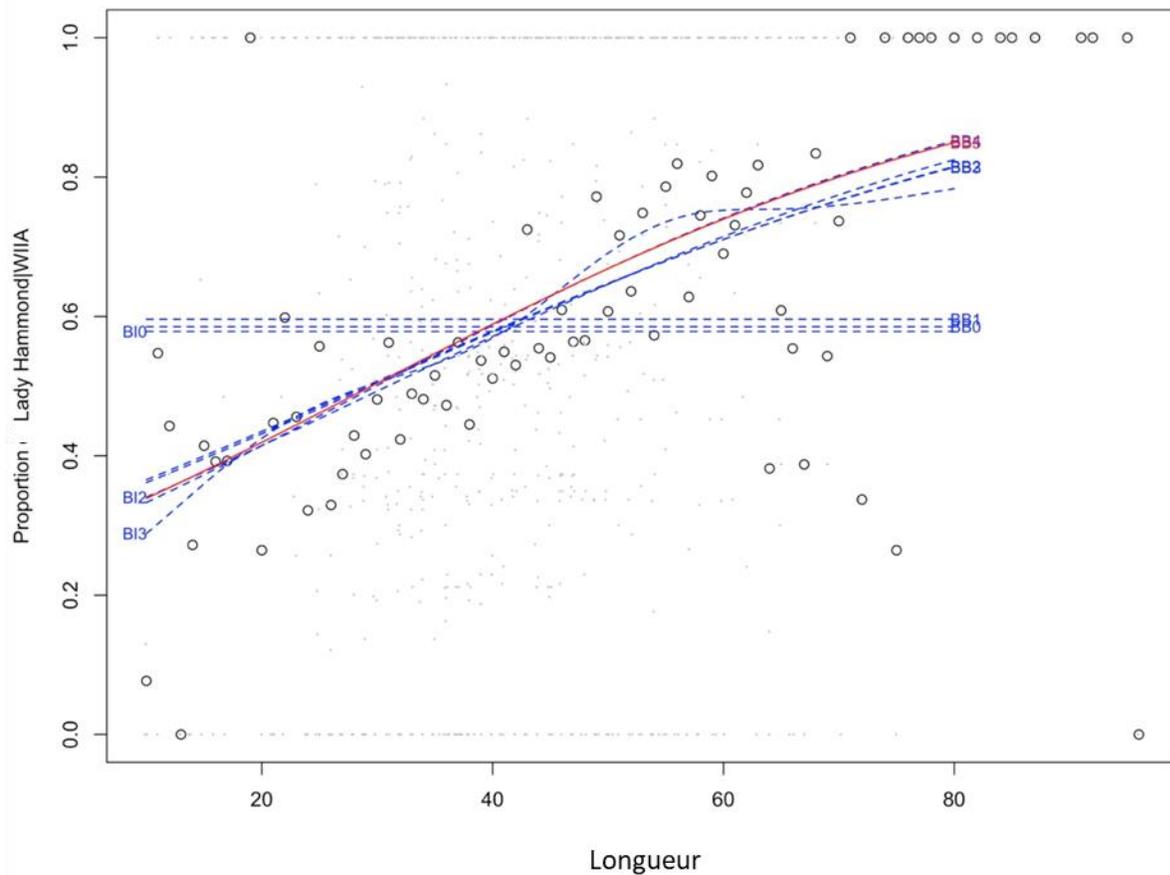


Figure 5. Proportion des captures de morue effectuées par la combinaison Lady Hammond-WIIA dans des traits jumelés au cours de l'expérience de pêche comparative de 1990, en fonction de la longueur des poissons (cm), pour les traits jumelés individuels (points gris clair) et pour la moyenne de l'échantillon en fonction de la longueur (cercles). La ligne continue rouge indique la conversion estimée sur la base du meilleur modèle sélectionné, tandis que les lignes pointillées bleues correspondent aux autres modèles ayant convergé.

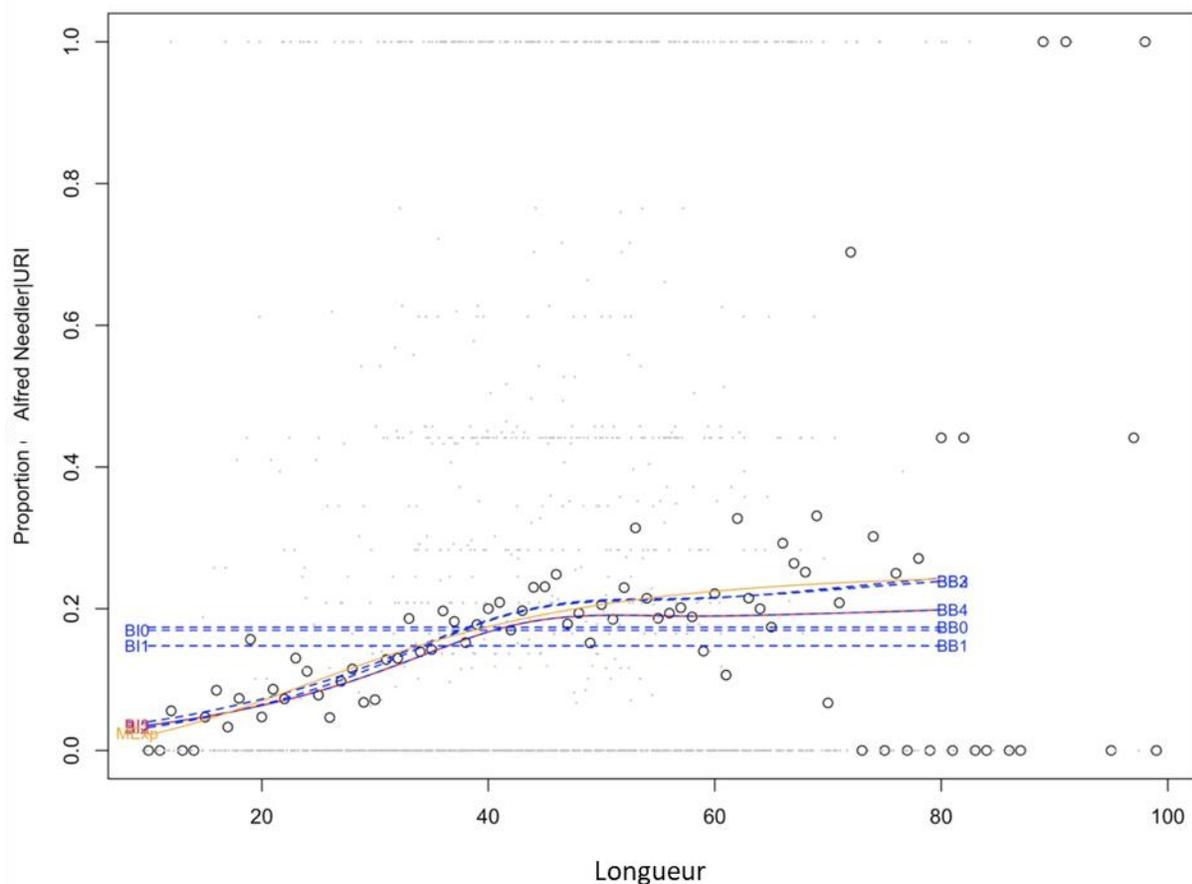


Figure 6. Proportion des captures de morue effectuées par la combinaison Alfred Needler-URI dans des traits jumelés au cours de l'expérience de pêche comparative de 2004-2005, en fonction de la longueur des poissons (cm), pour les traits jumelés individuels (points gris clair) et pour la moyenne de l'échantillon en fonction de la longueur (cercles). La ligne continue rouge indique la conversion estimée sur la base du meilleur modèle sélectionné, tandis que les lignes pointillées bleues correspondent à d'autres modèles ayant convergé et que la ligne orange indique la conversion précédemment utilisée sur la base du modèle exponentiel de Bourdages et al. (2007).

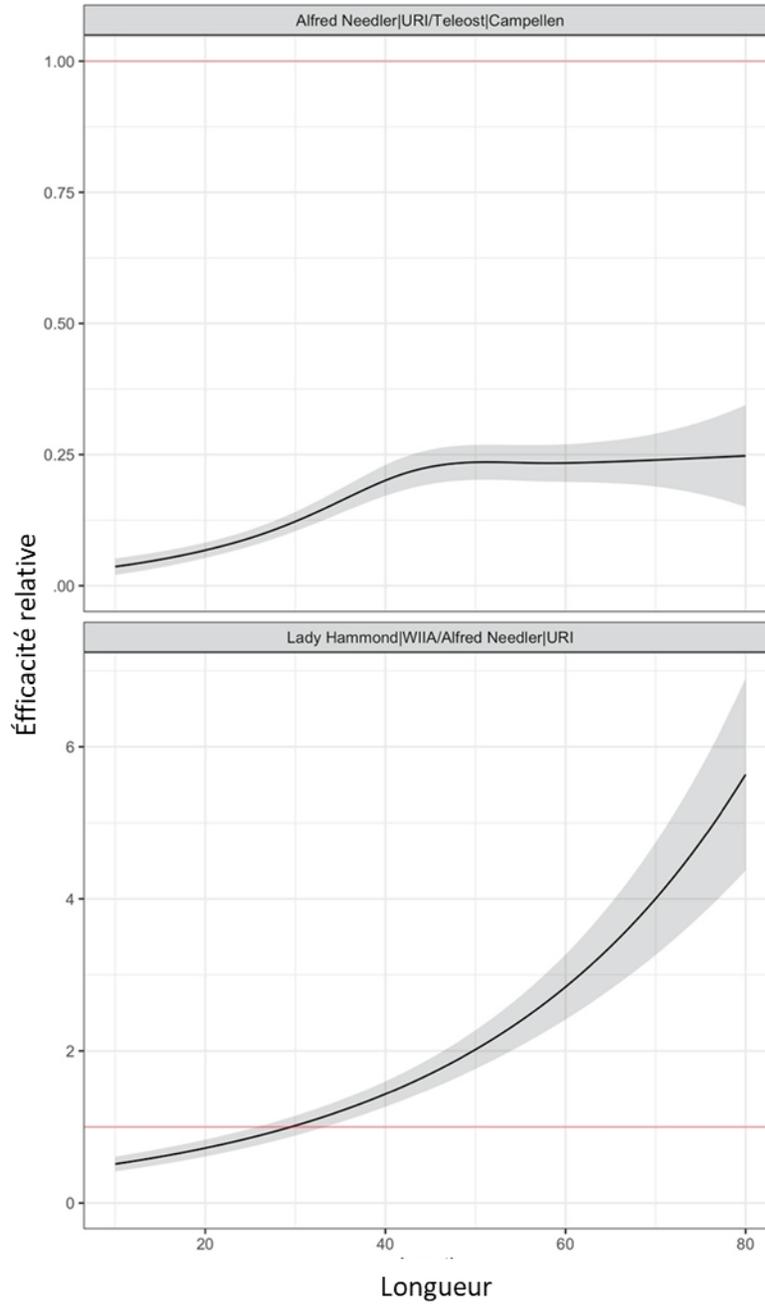


Figure 7. Estimation de l'efficacité des captures de la combinaison navire-engin remplacée par rapport à la combinaison navire-engin de remplacement. Les bandes grises indiquent un écart type et les lignes rouges indiquent une efficacité égale pour les navires et les engins remplacés et de remplacement.

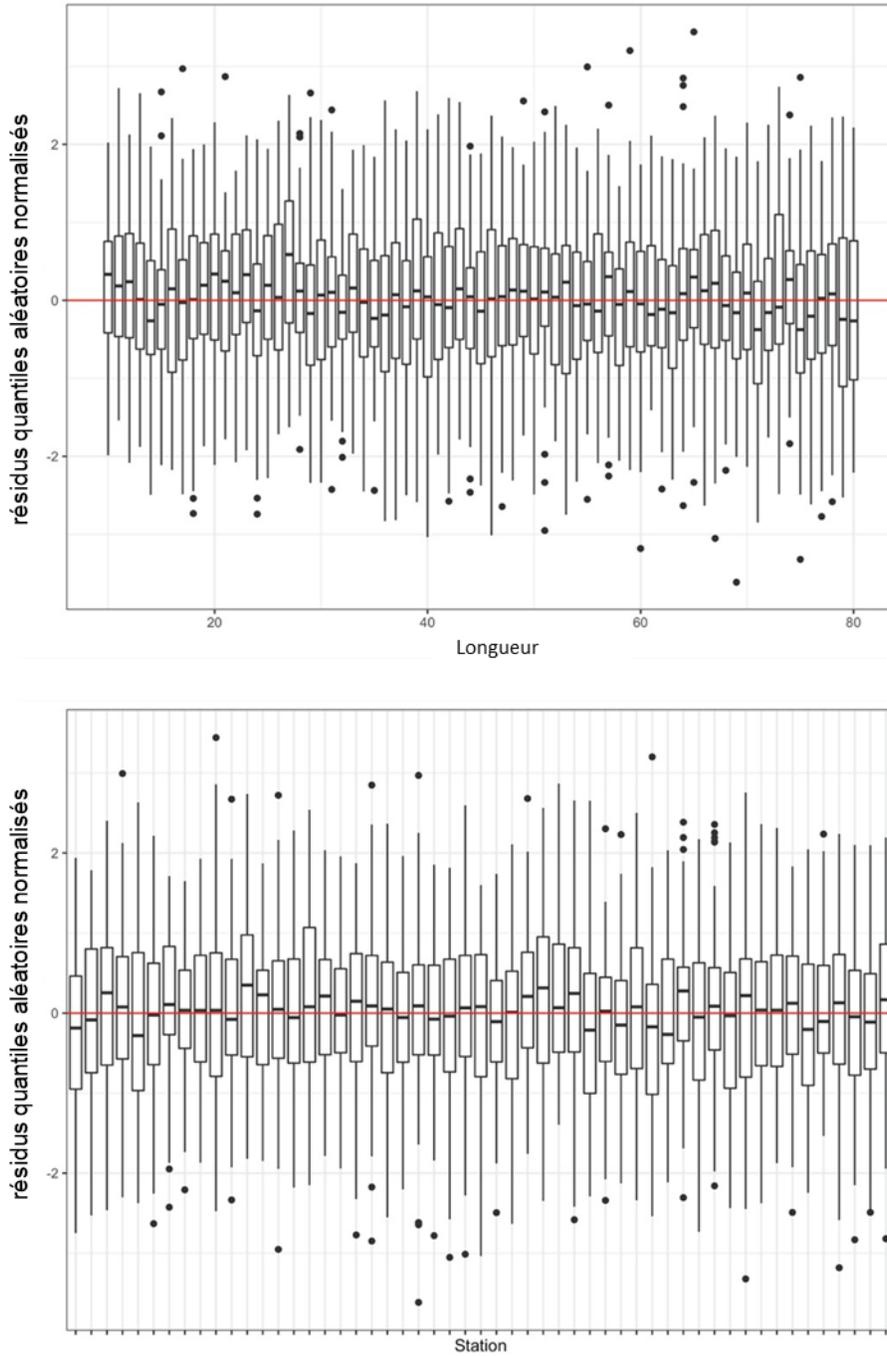


Figure 8. Analyse selon l'expérience de pêche comparative de 1990 entre la combinaison Lady Hammond-WIIA et la combinaison Alfred Needler-URI : résidus quantiles aléatoires normalisés pour chaque tranche de longueur (graphique supérieur) et pour chaque station (graphique inférieur) pour le modèle sélectionné.

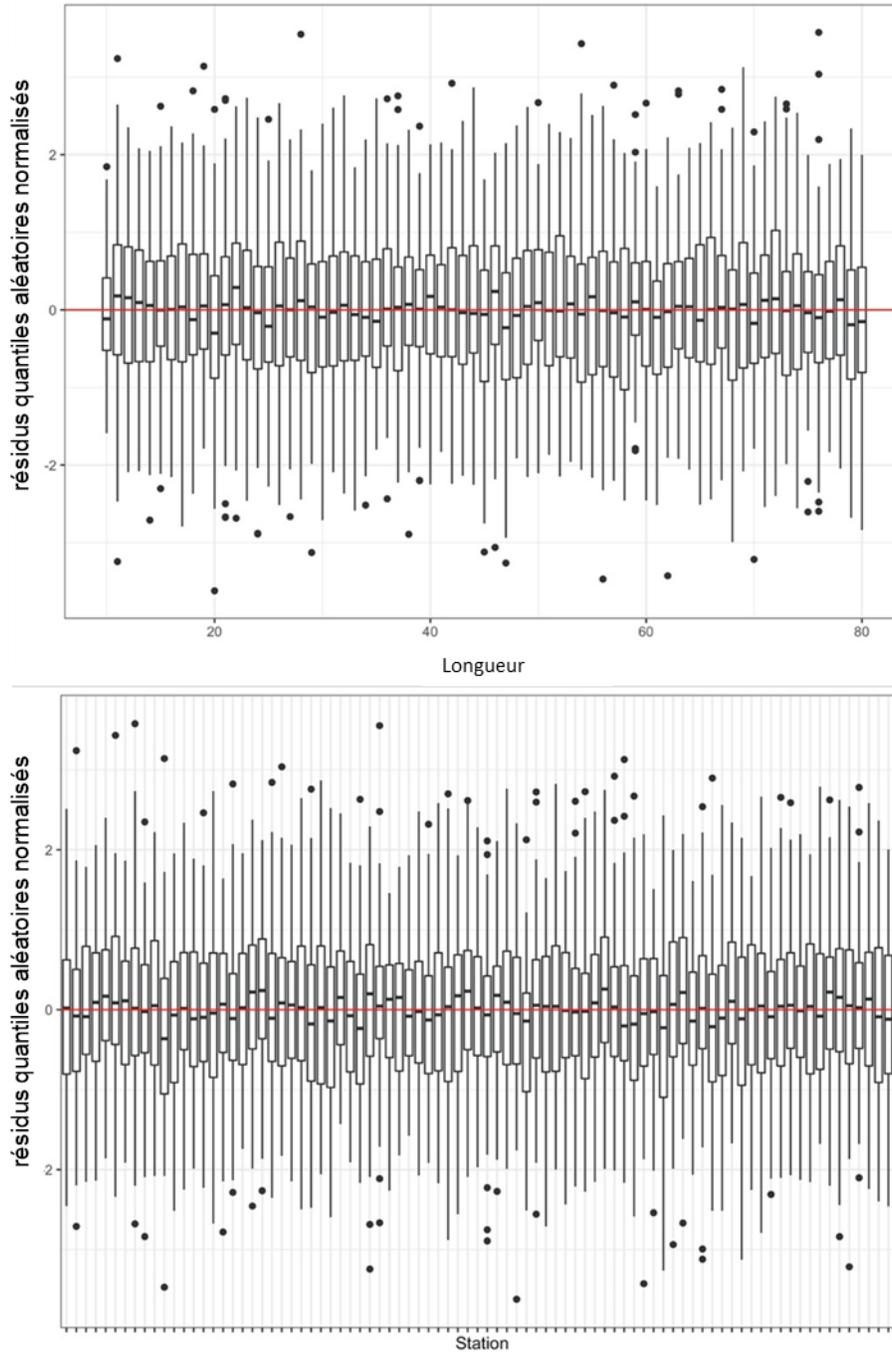


Figure 9. Analyse selon l'expérience de pêche comparative de 2004-2005 entre la combinaison Alfred Needler-URI et la combinaison Teleost-Campelen : résidus quantiles aléatoires normalisés pour chaque tranche de longueur (graphique supérieur) et pour chaque station (graphique inférieur) pour le modèle sélectionné.

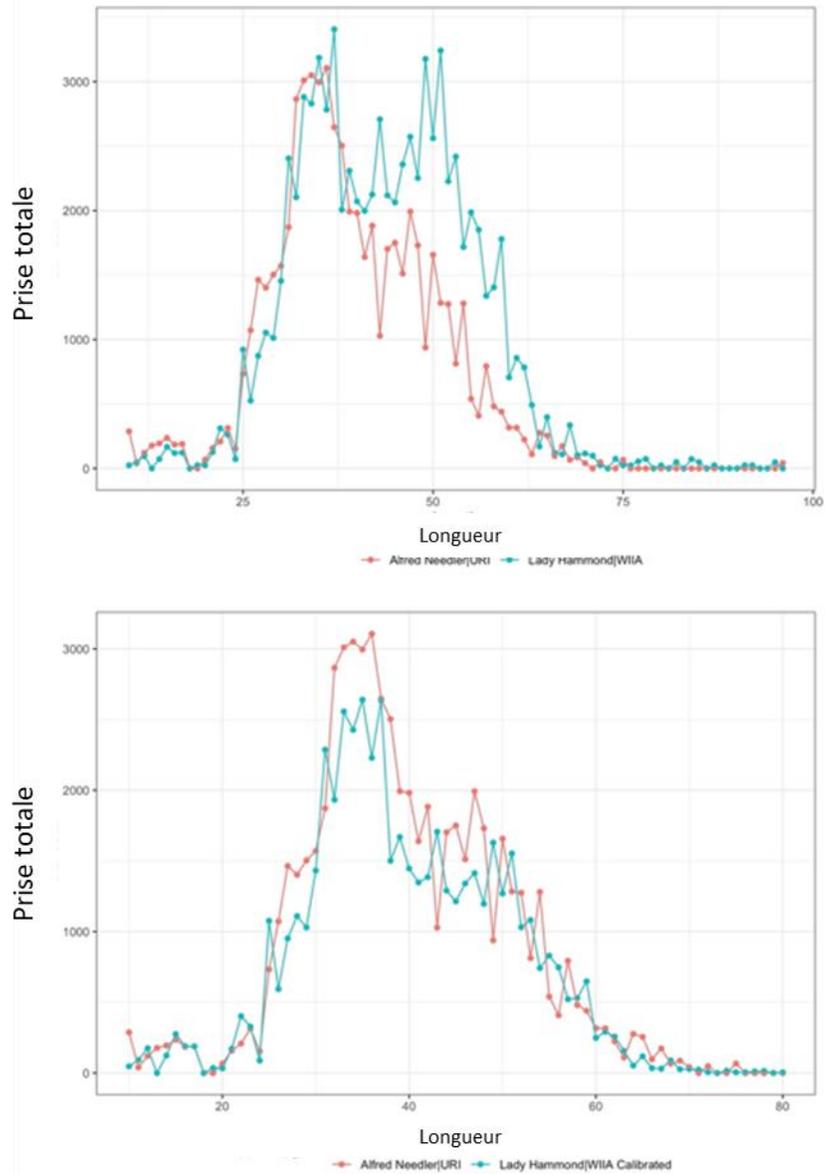


Figure 10. Comparaison de la composition des captures selon la longueur (cm) entre les combinaisons navire-engin remplacées et de remplacement non étalonnées dans l'expérience de pêche comparative de 1990 (graphique supérieur) et entre les navires remplacés et de remplacement étalonnés (graphique inférieur).

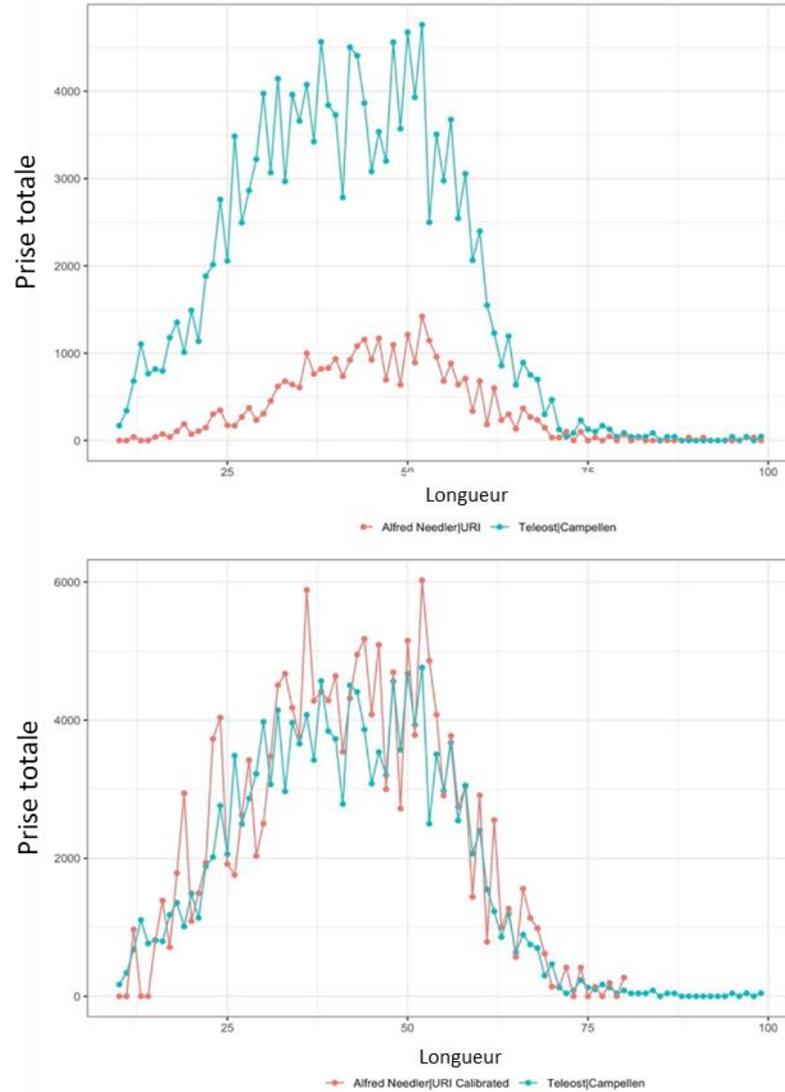


Figure 11. Comparaison de la composition des captures selon la longueur (cm) entre les combinaisons navire-engin remplacées et de remplacement non étalonnées dans l'expérience de pêche comparative de 2004-2005 (graphique supérieur) et entre les navires remplacés et de remplacement étalonnés (graphique inférieur).

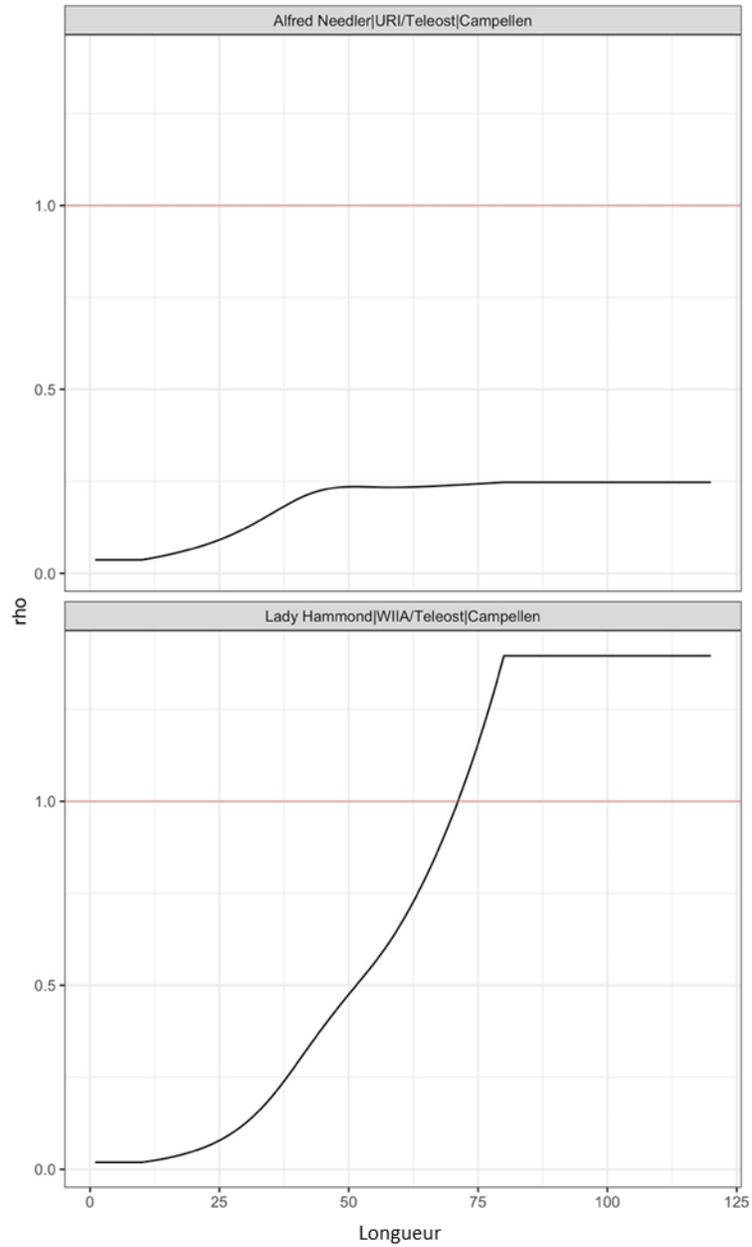


Figure 12. Efficacité de capture estimée par rapport à la combinaison Teleost-Campelen pour chaque combinaison navire-engin, basée sur la multiplication séquentielle des efficacités de capture relatives estimées à partir des analyses des deux expériences de pêche comparative, en fonction de la longueur (cm).

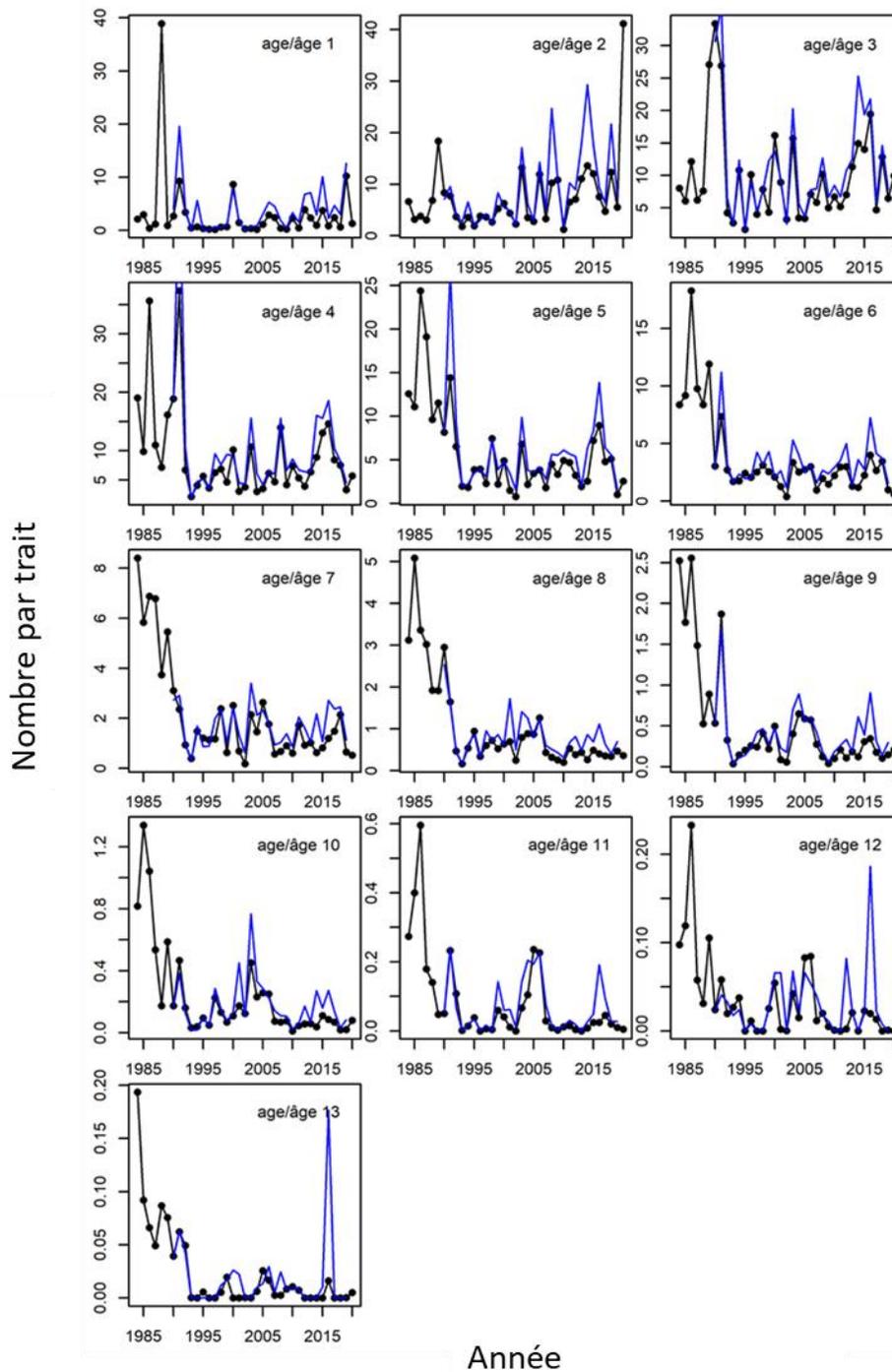


Figure 13. Indices d'abondance de la morue selon l'âge provenant du relevé de recherche de la période 1984-2020 pour la série réduite de strates (ligne et points noirs), comparés aux anciens indices présentés dans Brassard et al. (2020) de 1990-2018 pour la série complète de strates (ligne bleue). L'âge 13 représente un groupe composé d'individus âgés de 13 ans et plus.

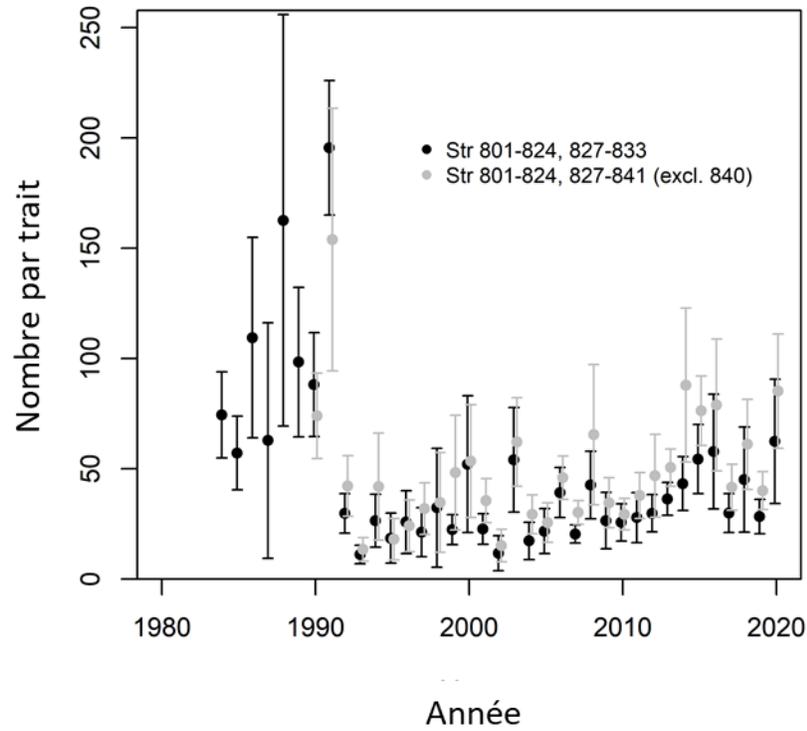


Figure 14. Indice d'abondance agrégé de la morue avec intervalles de confiance à 95 % d'après le relevé de recherche de 1984-2020 basé sur la suite réduite de strates (points noirs) et le relevé de recherche de 1990-2020 basé sur toutes les strates échantillonnées de manière uniforme (points gris). Les numéros de strates sont indiqués dans la légende.

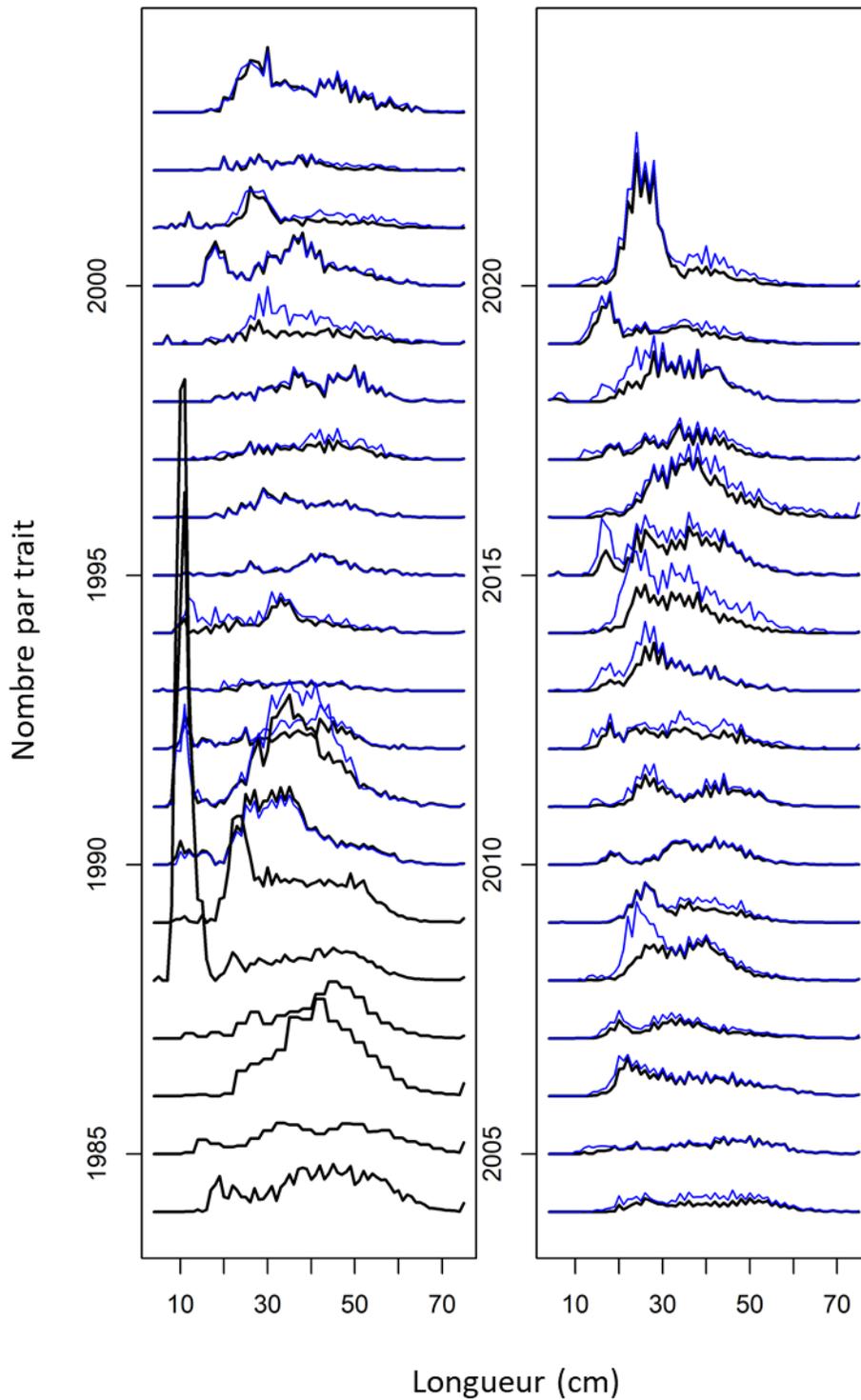


Figure 15. Fréquences annuelles de longueur d'après le relevé de recherche exprimées en nombre par trait pour 1984-2020 sur la base de la série réduite de strates (lignes noires), et pour 1990-2020 sur la base de toutes les strates échantillonnées de manière uniforme (lignes bleues).

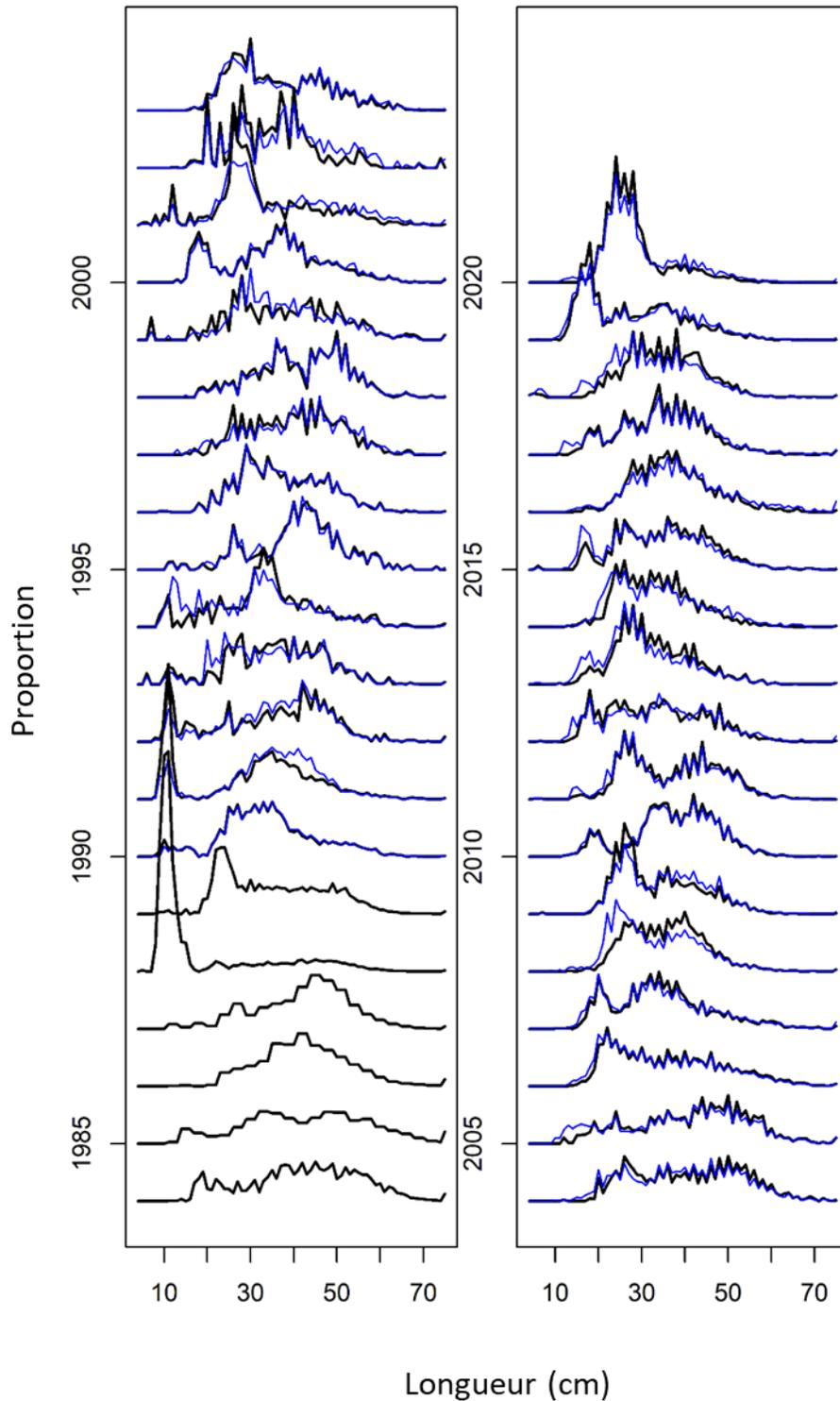


Figure 16. Fréquences annuelles de longueur du relevé de recherche exprimées en proportions pour 1984-2020 sur la base de la série réduite de strates (lignes noires), et pour 1990-2020 sur la base de toutes les strates échantillonnées de manière uniforme (lignes bleues).

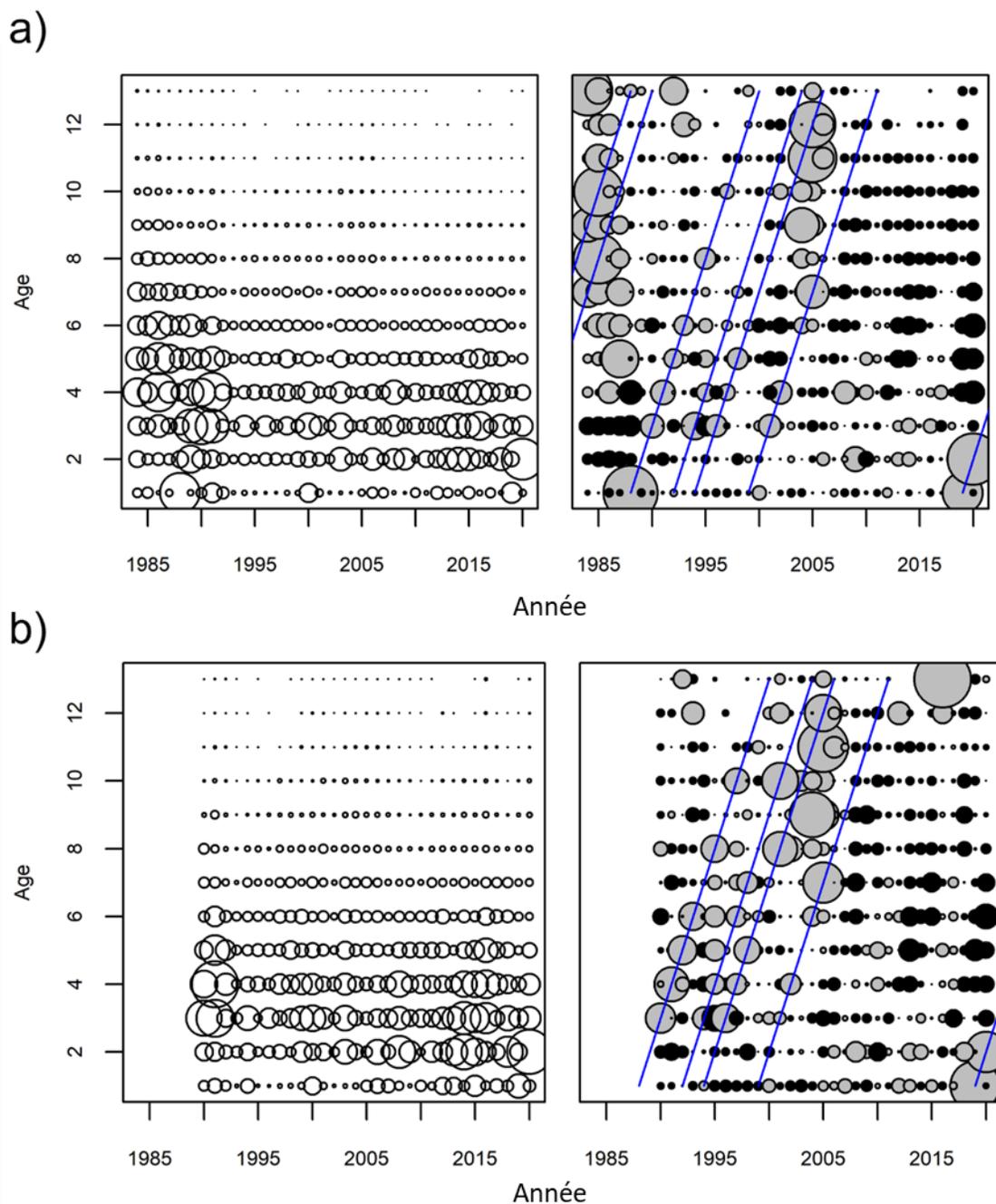


Figure 17. Captures selon l'âge dans le relevé de recherche pour a) 1984-2020 basé sur la série réduite de strates, et b) 1990-2020 basé sur toutes les strates échantillonnées de manière uniforme. Les graphiques de gauche montrent les captures proportionnelles à la taille du cercle, tandis que les graphiques de droite montrent les proportions normalisées par âge par année (SPAY), les cercles gris indiquant des captures supérieures à la moyenne et les cercles noirs des captures inférieures à la moyenne. Les lignes bleues indiquent que certaines cohortes ont suivi un parcours supérieur à la moyenne de façon uniforme dans le relevé.

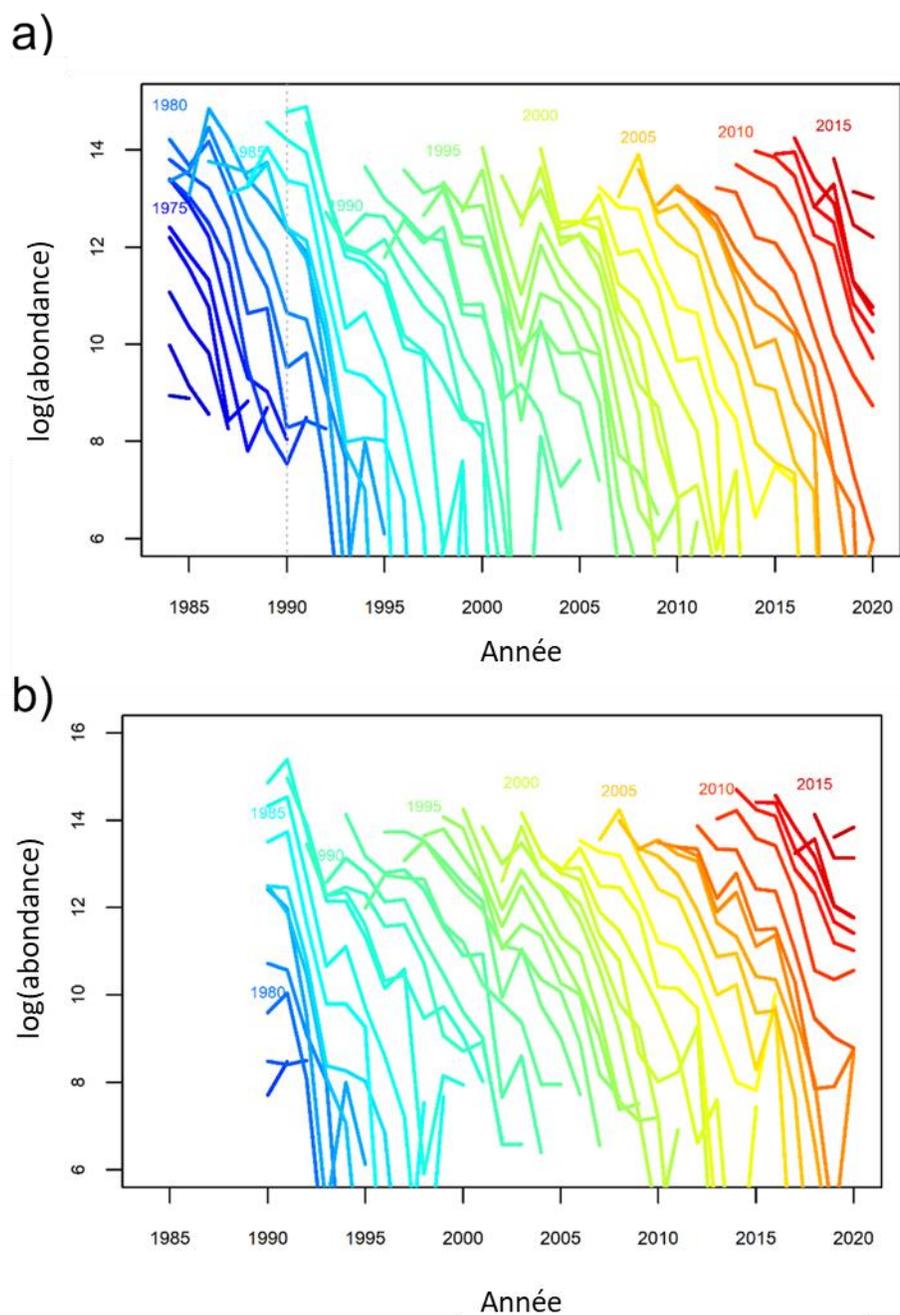


Figure 18. Abondance des cohortes individuelles (âge 3 à 13+) d'après les captures selon l'âge du relevé de recherche pour a) 1984-2020 sur la base de la série réduite de strates, et b) 1990-2020 sur la base de toutes les strates échantillonnées de manière uniforme. L'année de l'expérience de pêche comparative de 1990 est indiquée par une ligne pointillée verticale en a). Les cohortes sont indiquées par année de naissance pour chaque 5^e année.

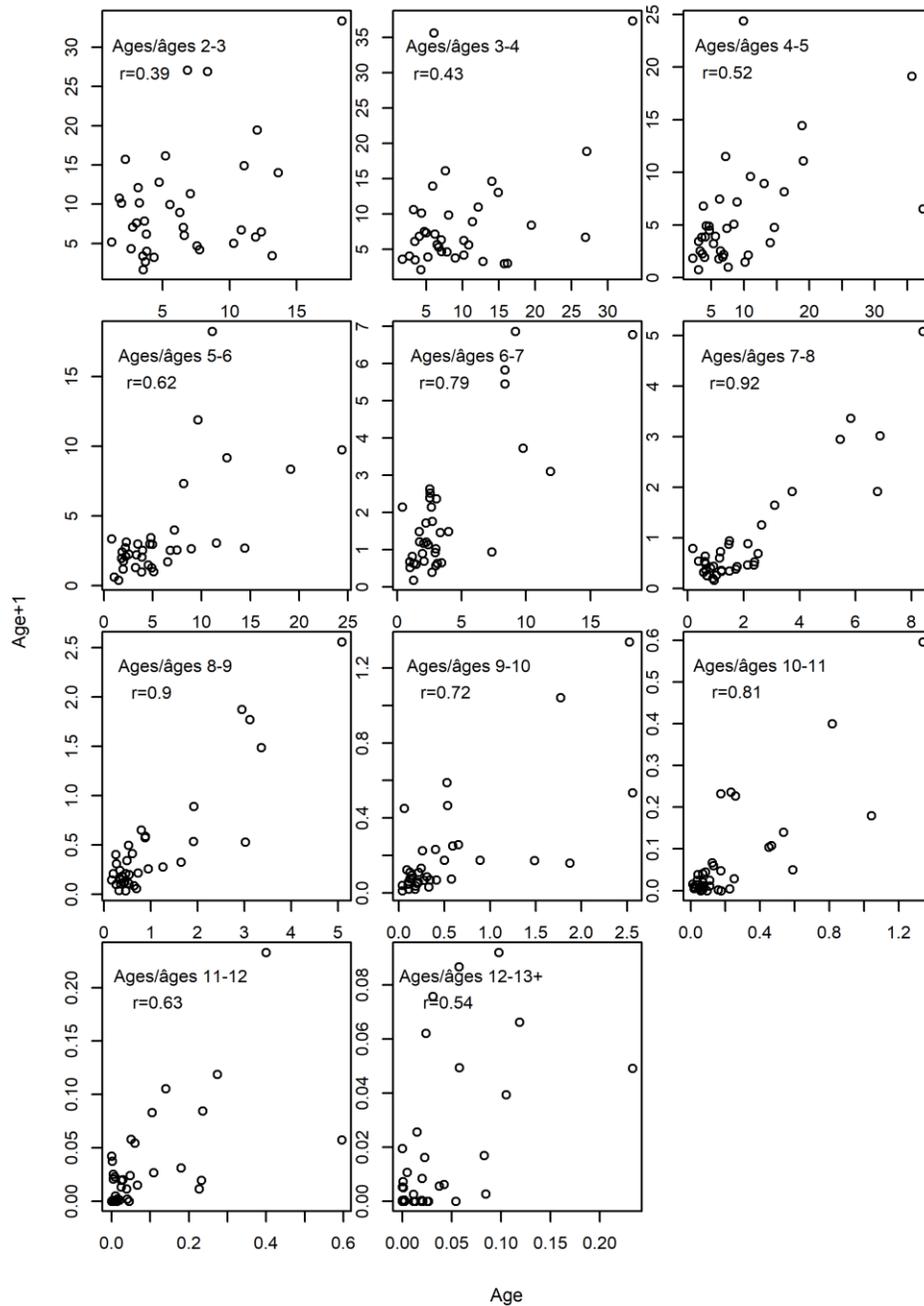


Figure 19. Abondance selon l'âge des cohortes à un âge et une année donnée, en fonction de leur abondance un an plus tard dans le relevé de recherche, pour 1984-2020. La corrélation entre les deux séries d'estimations est indiquée dans chaque graphique.

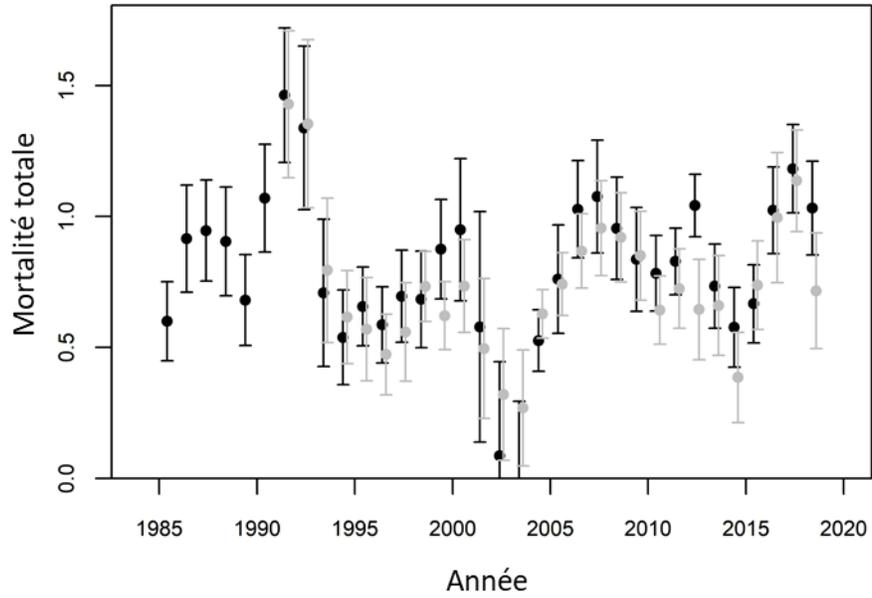


Figure 20. Estimations de la mortalité totale (Z ; avec intervalles de confiance à 95 %) pour les individus d'âge 5 à 10 à partir du relevé de recherche pour la période 1984-2020 basée sur la série réduite de strates (noir), et pour la période 1990-2020 basée sur toutes les strates échantillonnées de manière uniforme (gris).

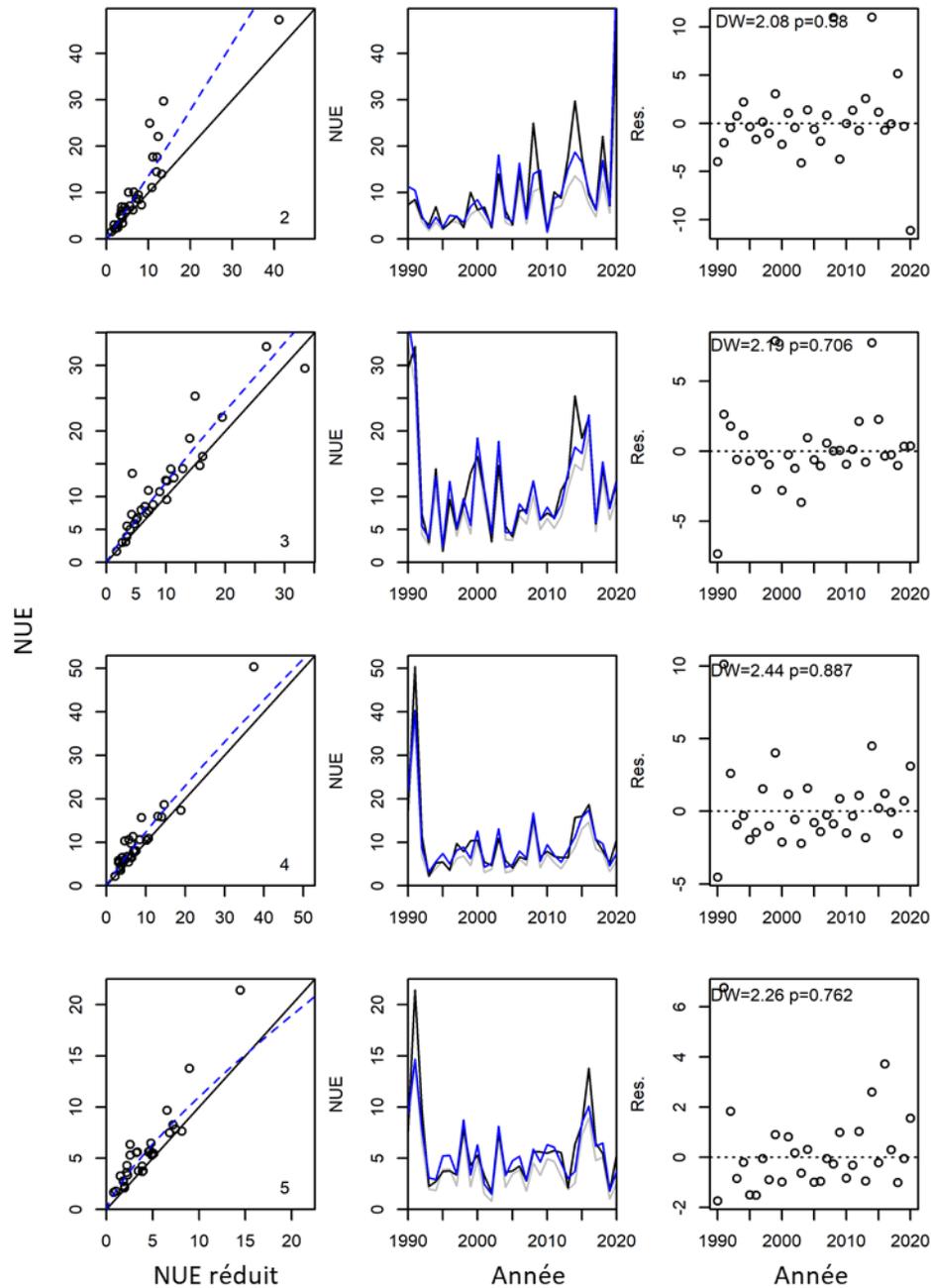


Figure 21. Relation entre les taux de capture (nombre par unité d'effort, NUE) basés sur l'ensemble réduit de strates utilisées pour dériver les indices pour la période 1984-2020, et pour l'ensemble complet de strates traditionnellement utilisées pour la morue, selon l'âge (rangées; âge indiqué dans le coin inférieur du graphique le plus à gauche). Colonne de gauche : diagrammes de double projection de deux séries, la ligne noire représentant une relation 1:1 et la ligne bleue pointillée représentant la conversion (correction) estimée vers un équivalent de série complète. Colonne du milieu : série chronologique des indices d'abondance pour la série complète de strates (noir), l'ensemble réduit (gris) et l'ensemble réduit « corrigé » (bleu). Graphique de droite : résidus du modèle ajusté dans la colonne de gauche (série complète moins les indices corrigés) en fonction de l'année. DW représente la statistique de Durbin-Watson pour l'autocorrélation temporelle, avec la valeur p associée. Les résultats indiqués pour l'âge 13 représentent ceux pour les individus âgés de 13 ans et plus.

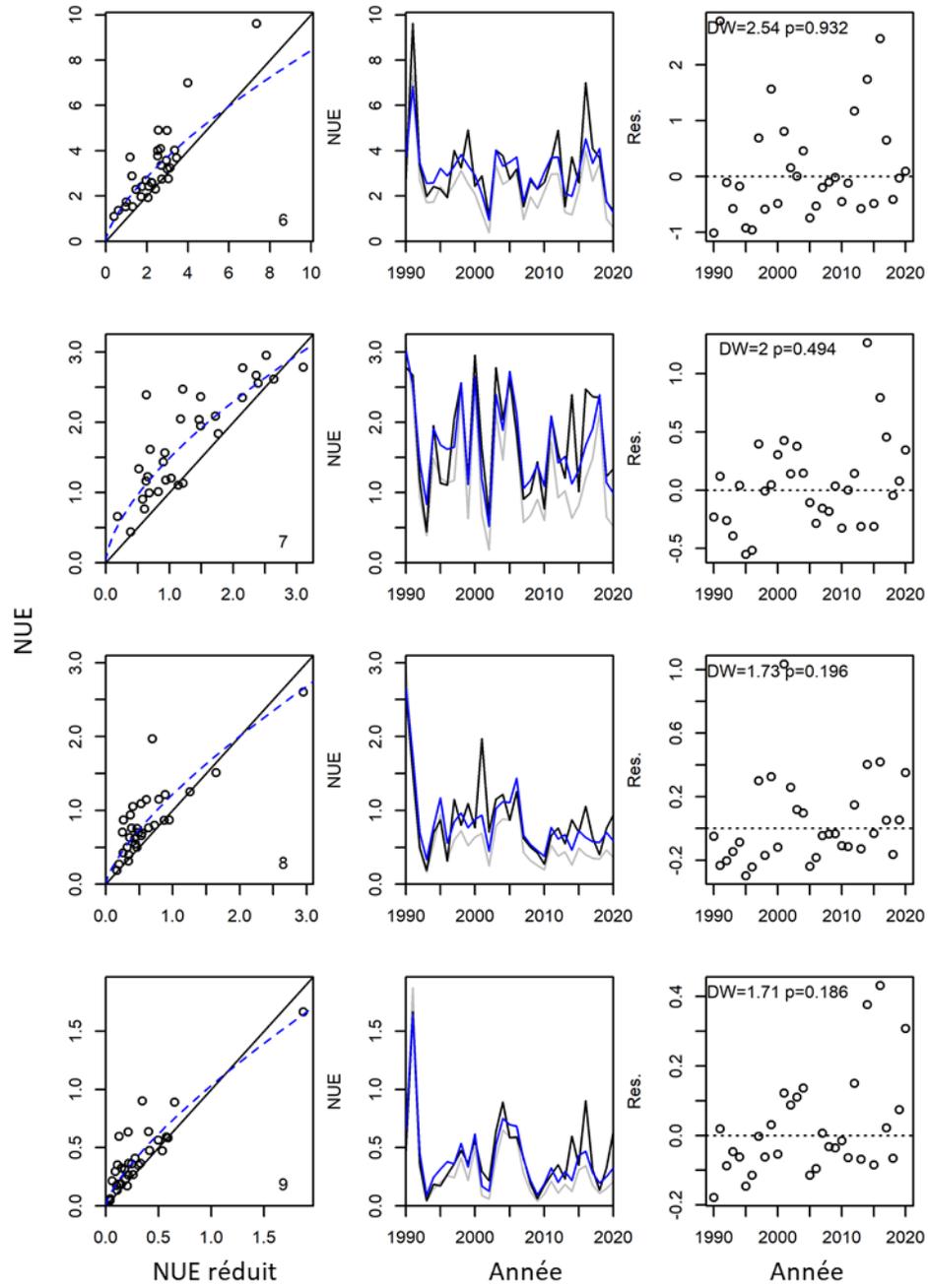


Figure 21. suite

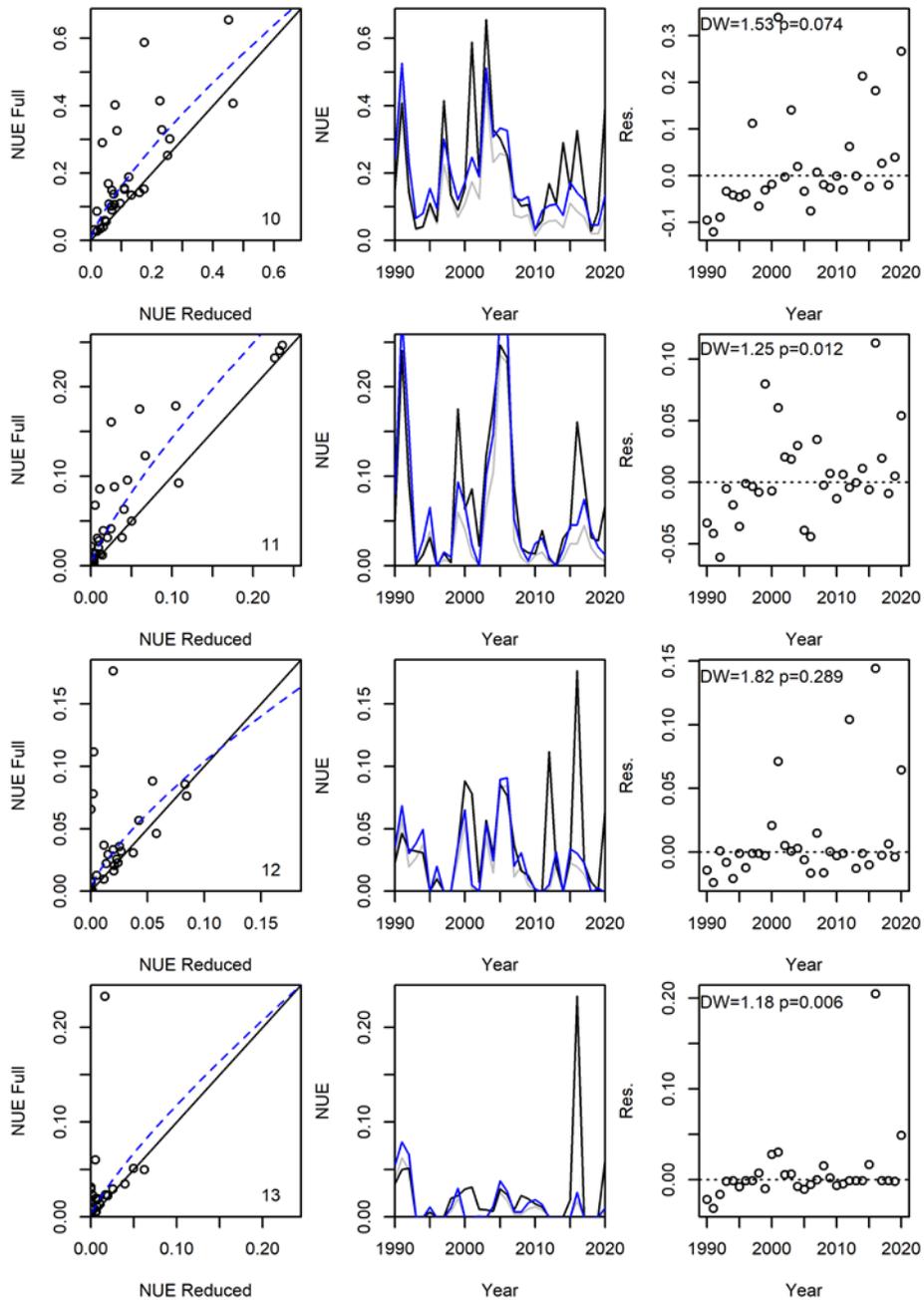


Figure 21. suite

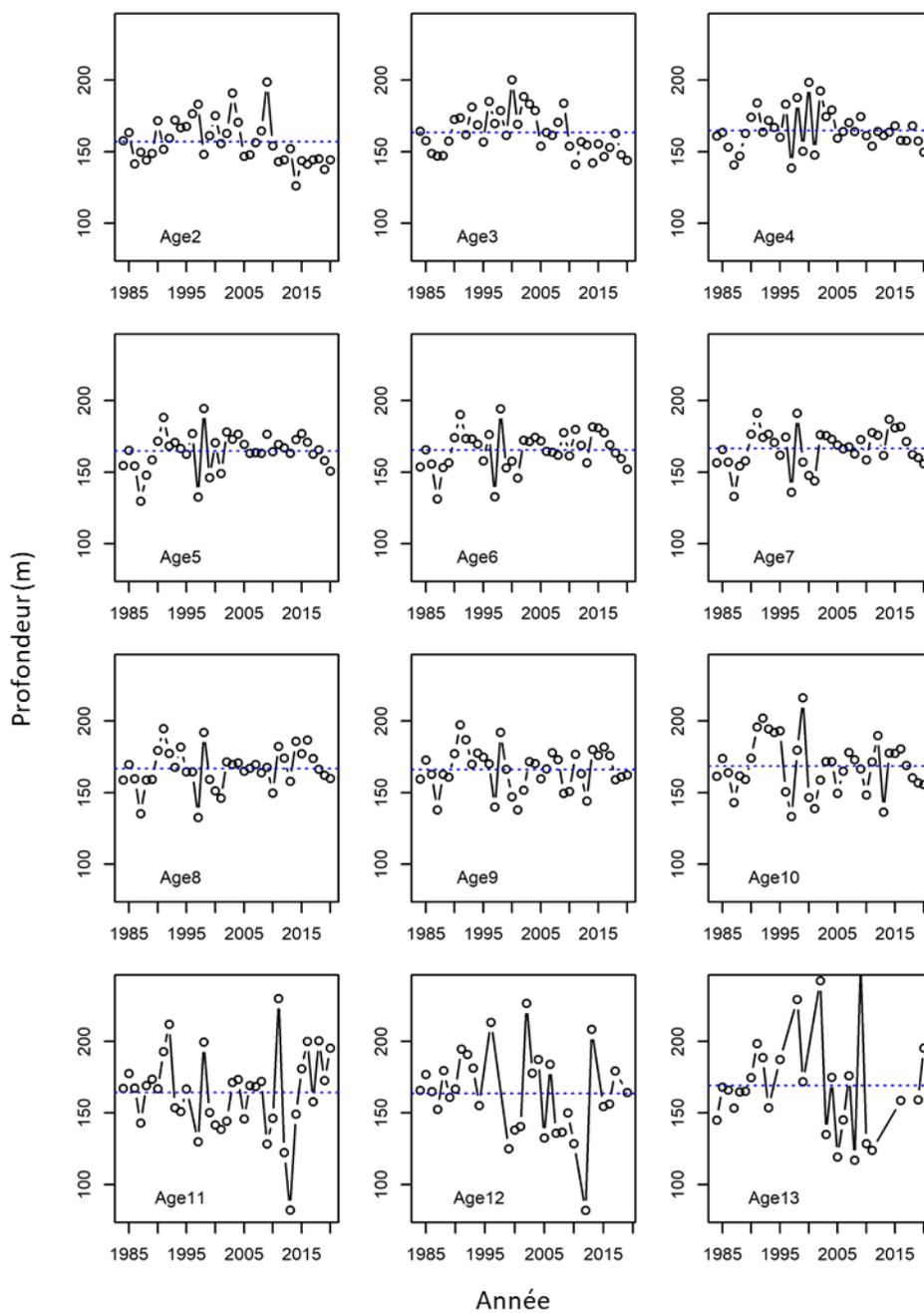


Figure 22. Profondeur moyenne occupée selon l'âge dans l'année du relevé de recherche (graphiques). Les moyennes de la série sont indiquées par une ligne bleue pointillée. Les résultats indiqués pour l'âge 13 représentent ceux pour les individus âgés de 13 ans et plus.

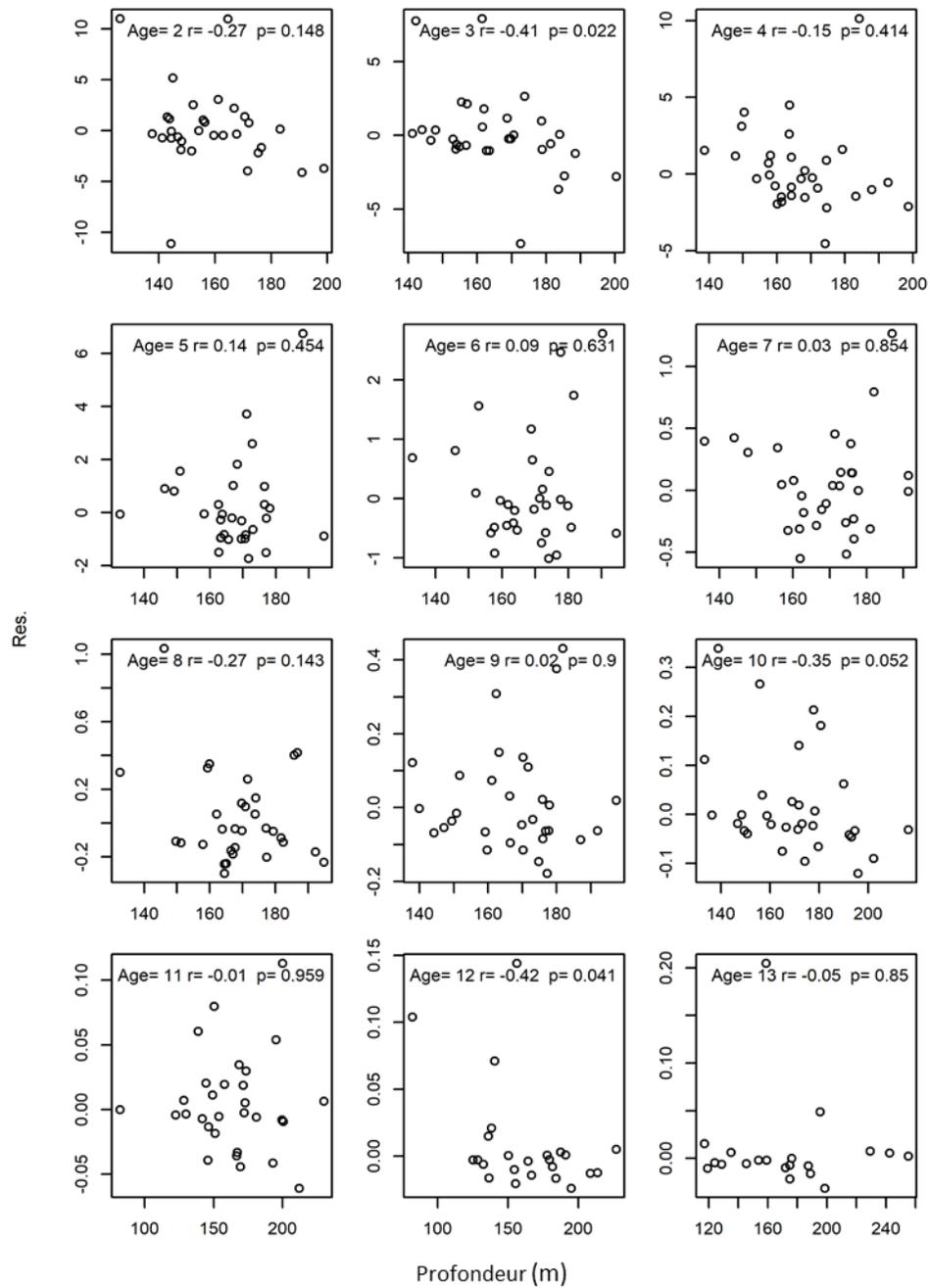


Figure 23. Relation entre la profondeur moyenne occupée et les résidus de l'indice d'abondance basé sur la série complète de strates moins l'indice corrigé, en fonction de l'âge (graphiques). Le coefficient de corrélation associé et la valeur p sont indiqués dans chaque graphique. Les résultats indiqués pour l'âge 13 représentent ceux pour les individus âgés de 13 ans et plus.

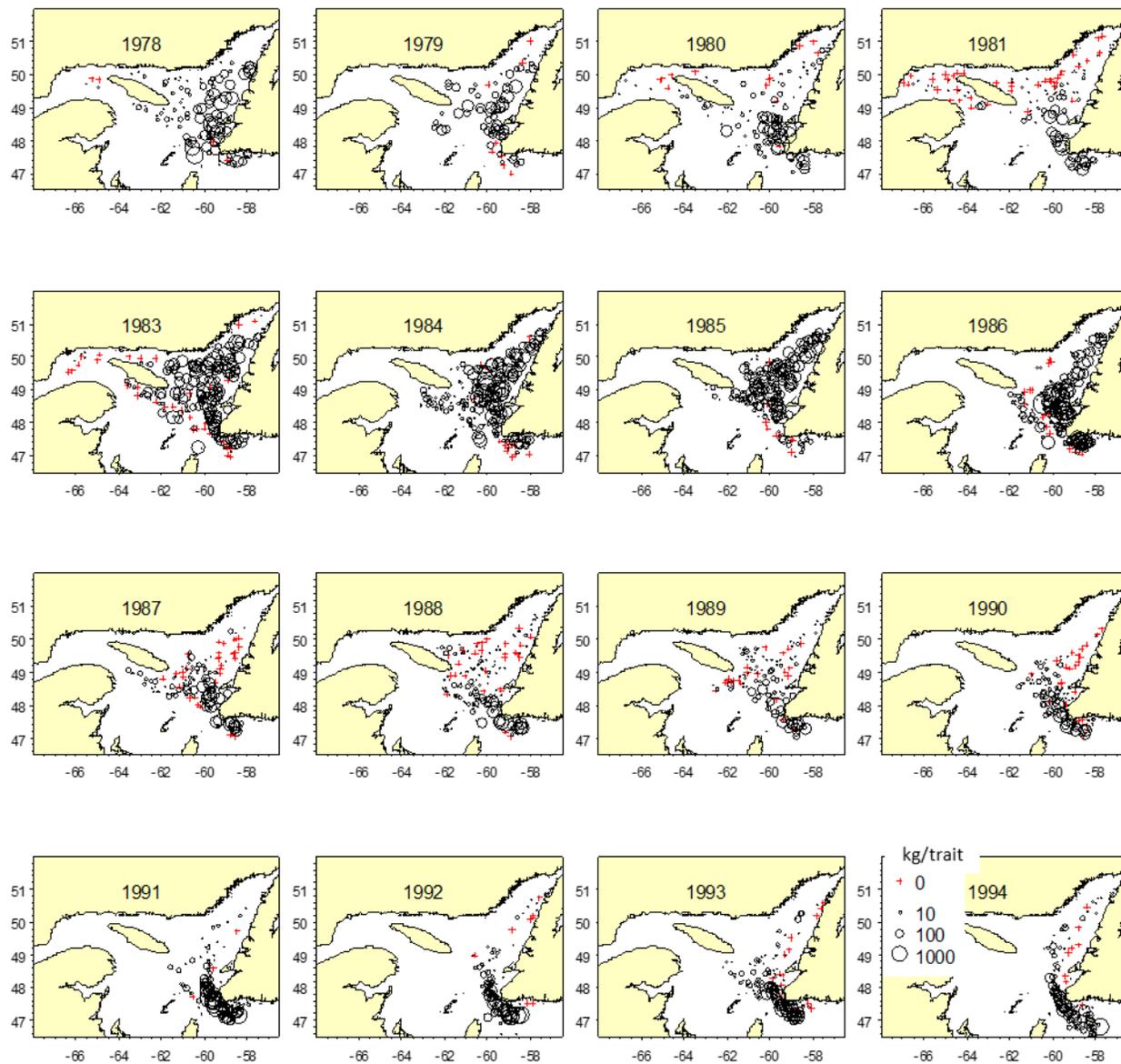


Figure 24. Répartition des captures de morue (kg/trait) dans le relevé de janvier au moyen du NM Gadus Atlantica, 1978-1994.

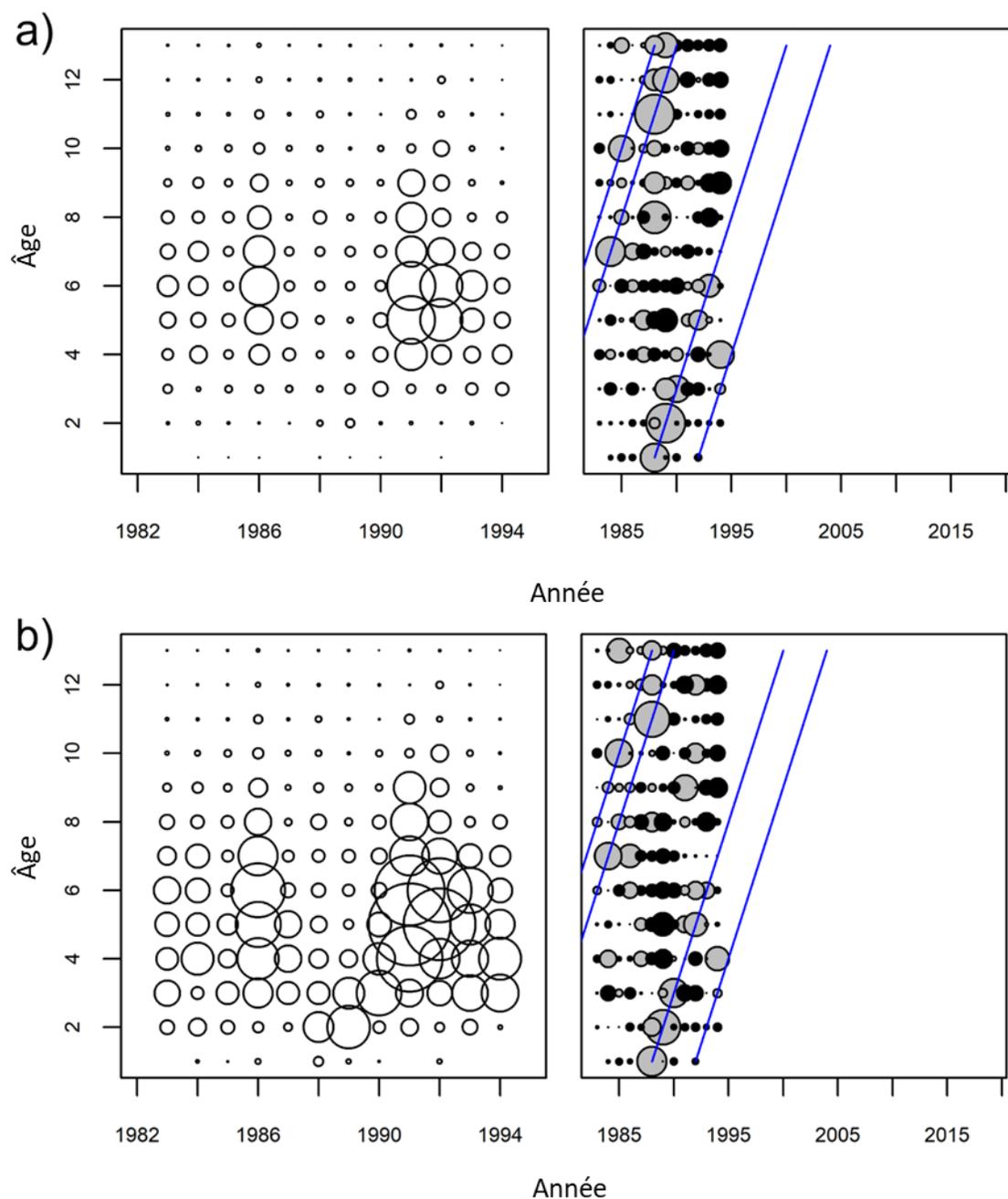


Figure 25. Captures selon l'âge dans le relevé d'hiver au moyen du NM *Gadus Atlantica* de 1984-1994 pour a) les captures non ajustées, et b) les captures ajustées aux équivalents Teleost-Campelen selon Warren (1997). Les graphiques de gauche montrent les captures proportionnelles à la taille du cercle, tandis que les graphiques de droite montrent les proportions normalisées par âge par année (SPAY), les cercles gris indiquant des captures supérieures à la moyenne et les cercles noirs des captures inférieures à la moyenne. Les lignes bleues indiquent que certaines cohortes ont constamment suivi un parcours supérieur à la moyenne dans le relevé de recherche (voir Figure 17).

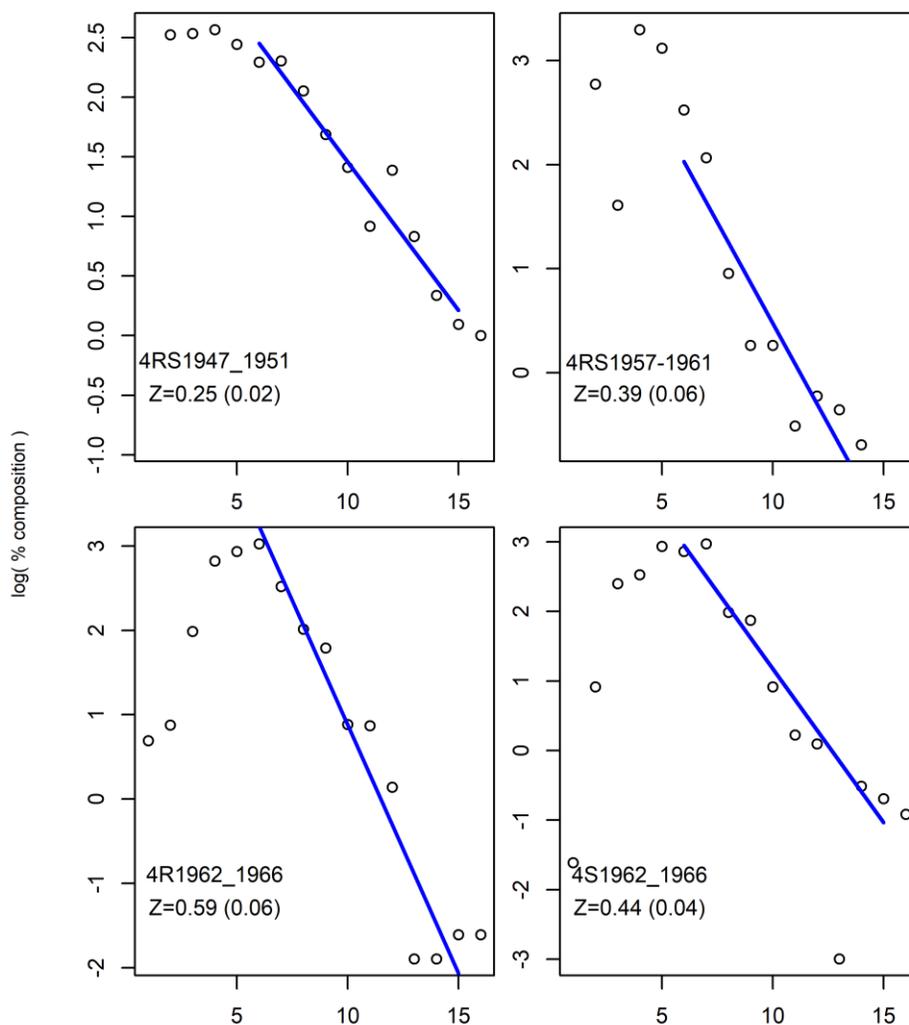


Figure 26. Courbes de captures relatives (composition en fonction de l'âge) pour les relevés de recherche historiques, par division de l'OPANO et par période d'années, telles que rapportées dans Wiles et May (1968). Les lignes bleues sont des régressions des courbes de log des captures relatives, dont la pente fournit une estimation transversale de la mortalité totale, Z . L'estimation de Z et l'erreur type associée sont présentées dans chaque graphique.

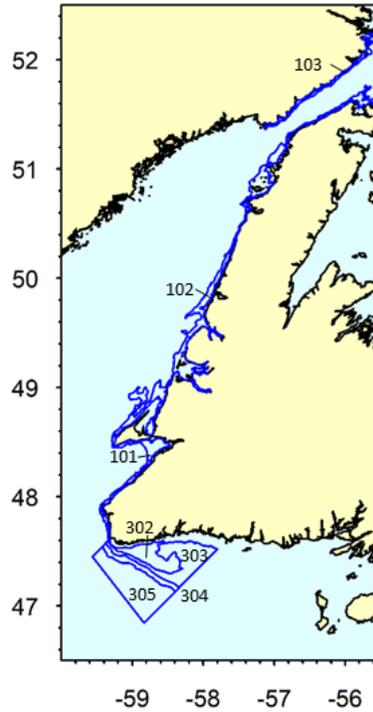


Figure 27. Strates côtières employées dans le relevé par pêche sentinelle au chalut de fond dans le nord du golfe du Saint-Laurent additionnées aux autres strates employées dans le relevé plurispécifique dans le nord du golfe du Saint-Laurent (Figure 1), à l'exception des strates dans l'estuaire.

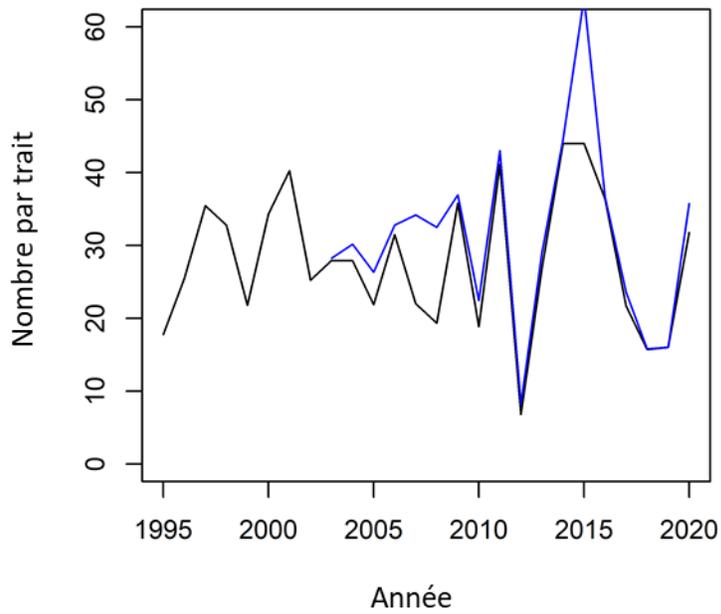


Figure 28. Indices d'abondance agrégés pour le relevé par pêche sentinelle à engin mobile, incluant (bleu) et excluant (noir) les strates côtières indiquées dans la figure 27.

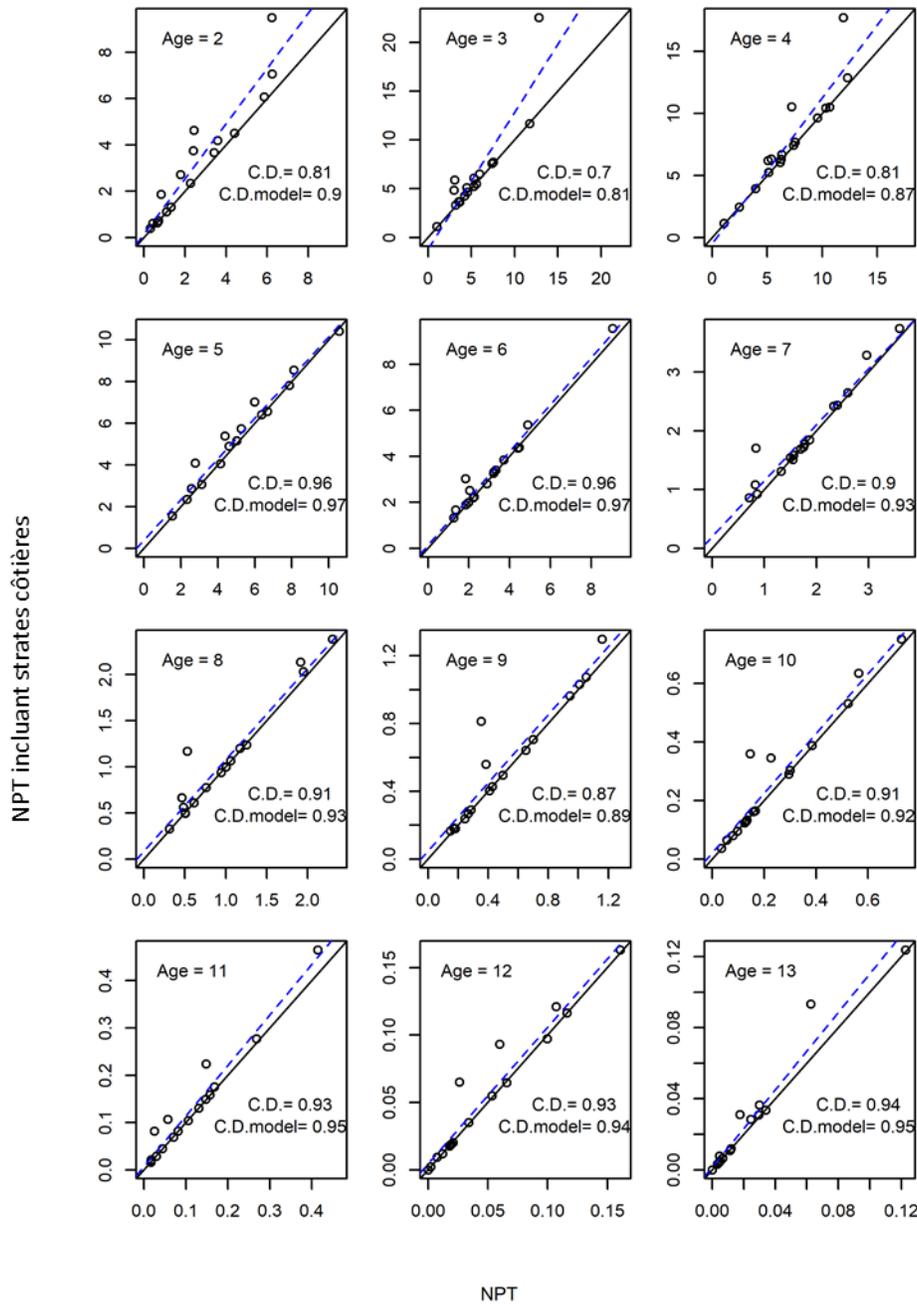


Figure 29. Relation entre les valeurs de l'indice d'abondance du relevé par pêche sentinelle à engin mobile (nombre par trait, NPT) pour les séries excluant (axe des x) et incluant (axe des y) les strates côtières indiquées dans la figure 27, par âge (graphiques). La ligne noire représente une relation 1:1 tandis que la ligne bleue pointillée représente une correction estimée par le modèle. Les valeurs des coefficients de détermination (R^2) pour la relation 1:1 et pour la correction estimée par le modèle sont indiquées dans chaque graphique.

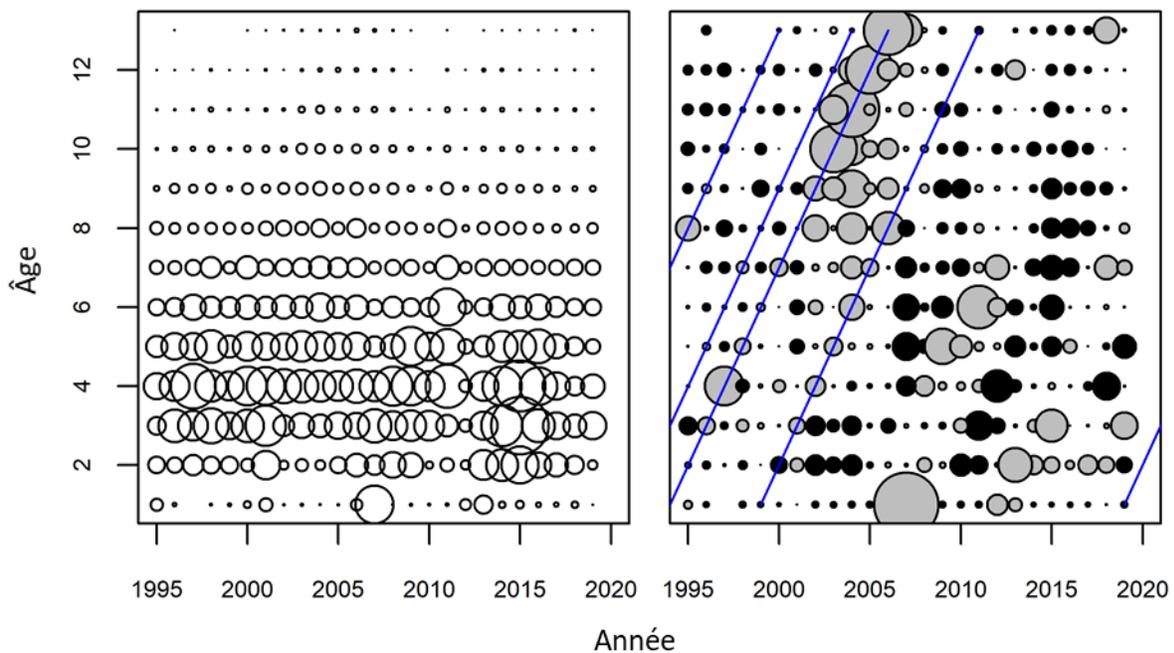


Figure 30. Captures selon l'âge dans le relevé par pêche sentinelle à engin mobile pour la période 1995-2020. Le graphique de gauche montre les captures proportionnelles à la taille du cercle, tandis que le graphique de droite montre les proportions normalisées par âge par année (SPAY), les cercles gris indiquant des captures supérieures à la moyenne et les cercles noirs des captures inférieures à la moyenne. Les lignes bleues indiquent que certaines cohortes ont constamment suivi un parcours supérieur à la moyenne dans le relevé de recherche (voir Figure 17).

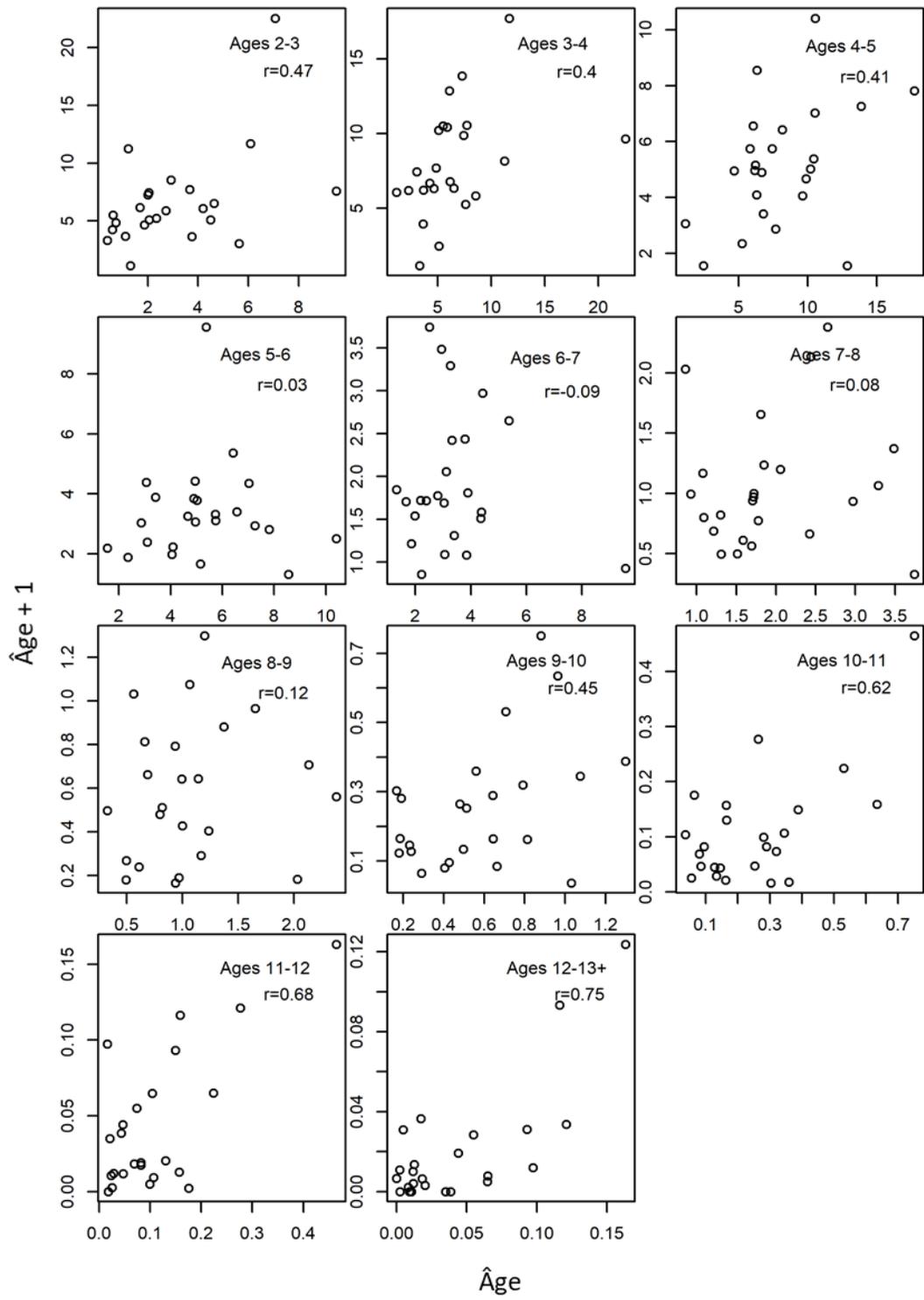


Figure 31. Abondance selon l'âge des cohortes à un âge et une année donnés, en fonction de leur abondance un an plus tard dans le relevé par pêche sentinelle à engin mobile, pour 1995-2020. La corrélation entre les deux séries d'estimations est indiquée dans chaque graphique.

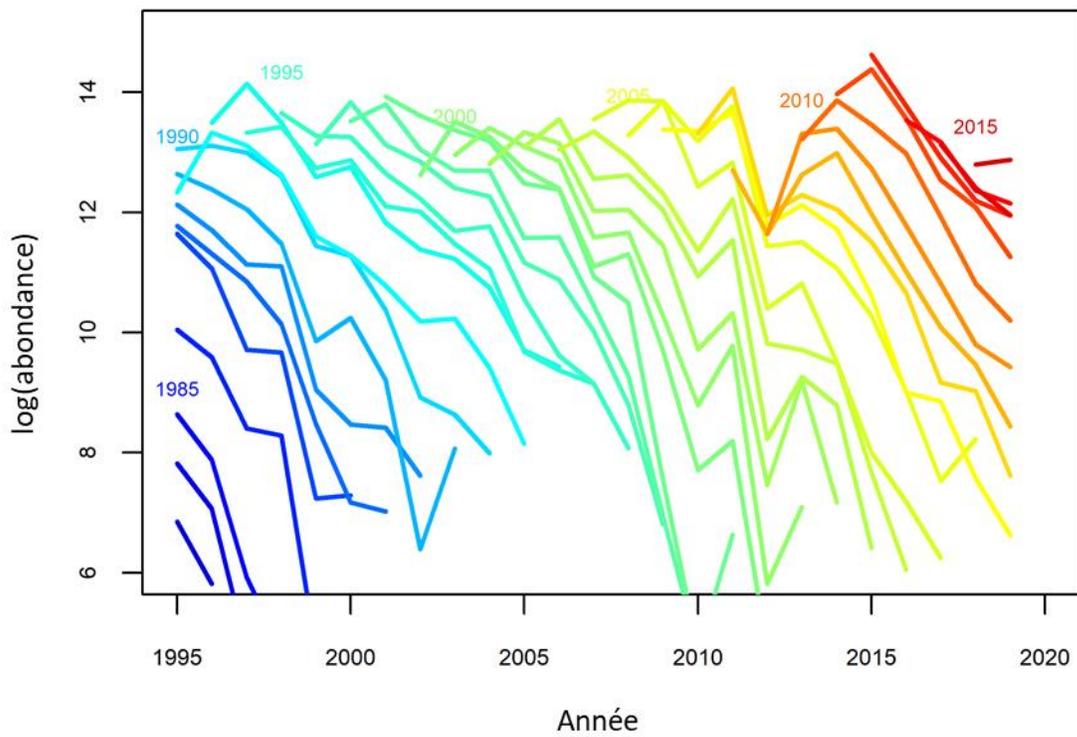


Figure 32. Abondance des cohortes individuelles (âge 3 à 13+) d'après les captures selon l'âge du relevé par pêche sentinelle à engin mobile, 1995-2020. Les cohortes sont identifiées par année de naissance pour chaque 5^e année.

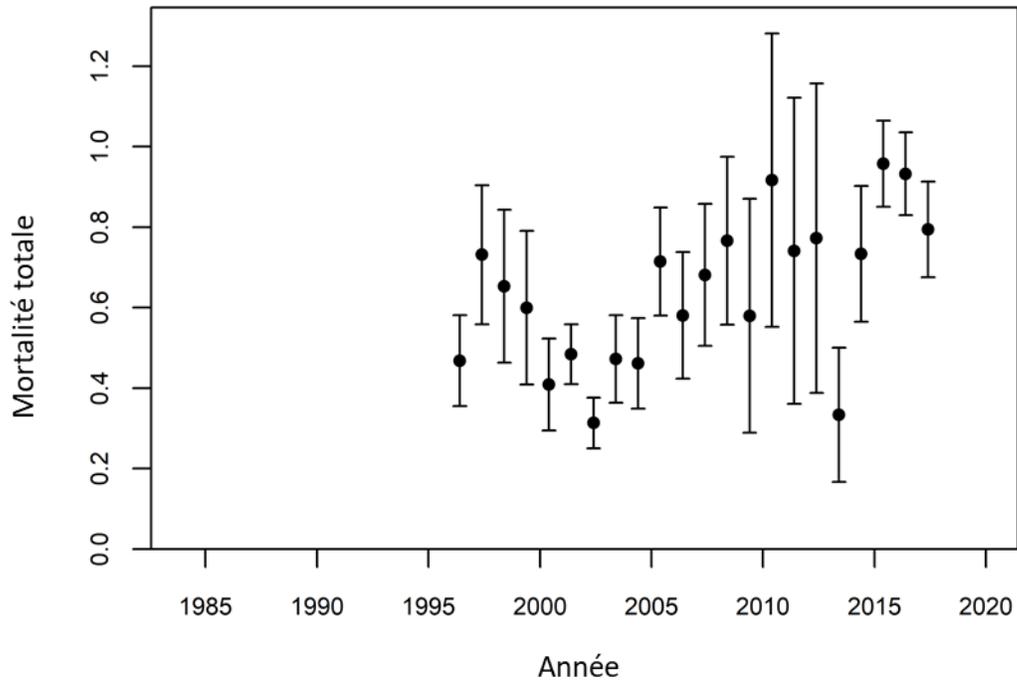


Figure 33. Estimations de la mortalité totale (Z ; avec intervalles de confiance à 95 %) pour les individus d'âge 5 à 10 d'après le relevé par pêche sentinelle à engin mobile, 1995-2020.

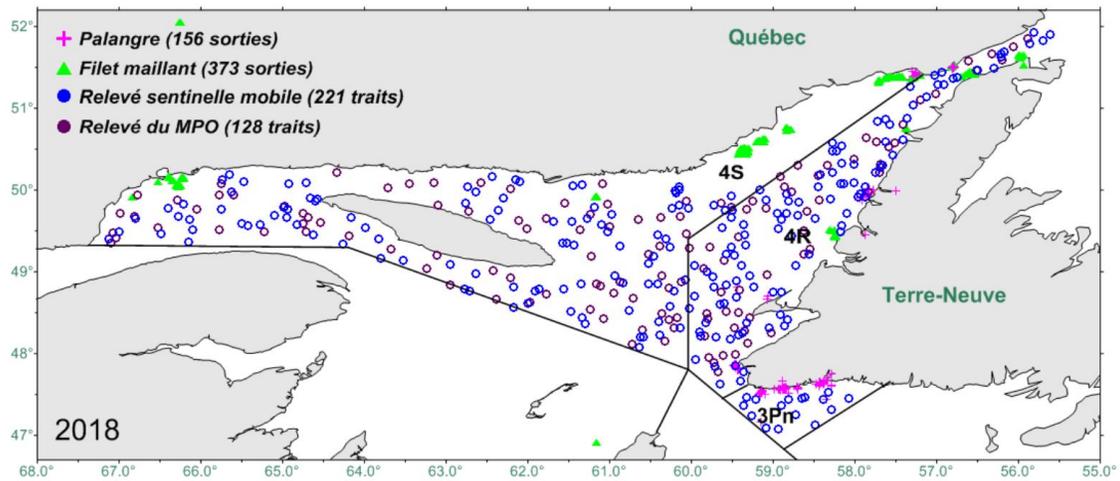


Figure 34. Répartition spatiale des relevés dans le nord du golfe du Saint-Laurent en 2018.

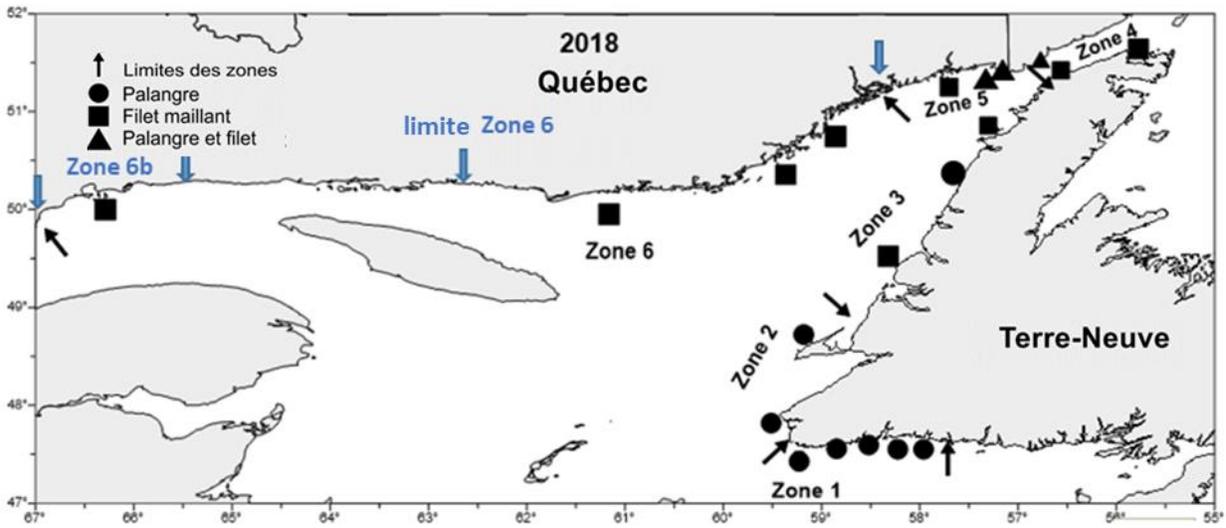


Figure 35. Limites des zones pour les relevés par pêche sentinelle à engins fixes, et limites révisées des strates pour les zones 6 et 6b (bleu), et emplacement des sites d'échantillonnage en 2018, en fonction du type d'engin.

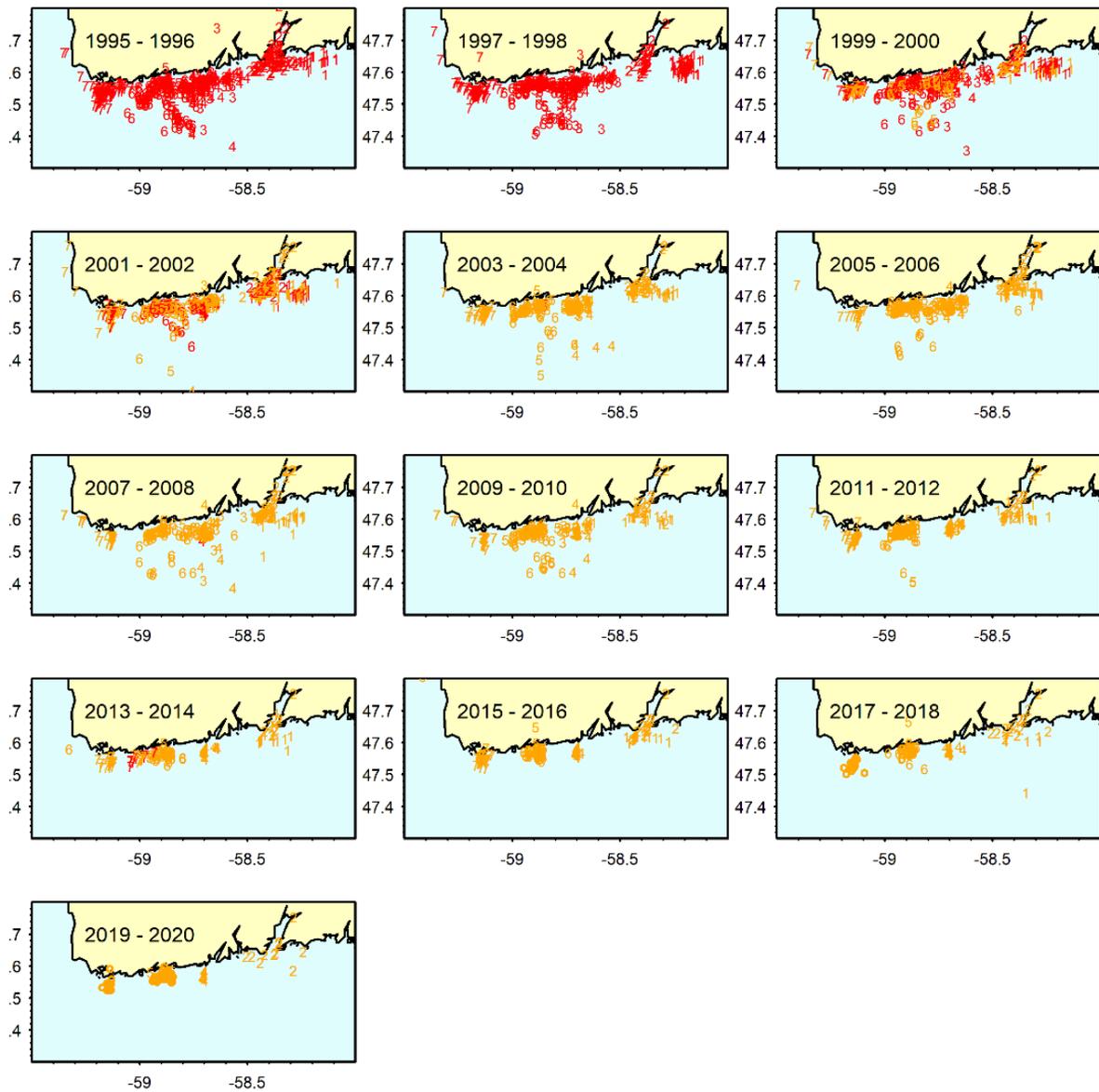


Figure 36. Emplacement des captures individuelles lors de la pêche sentinelle à engins fixes avec des palangres munies d'hameçons en J (rouge) et des palangres munies d'hameçons circulaires (orange) pour des blocs de deux ans dans la zone 1 (Channel-Port aux Basques). Les numéros des sites associés à chaque calée sont indiqués.

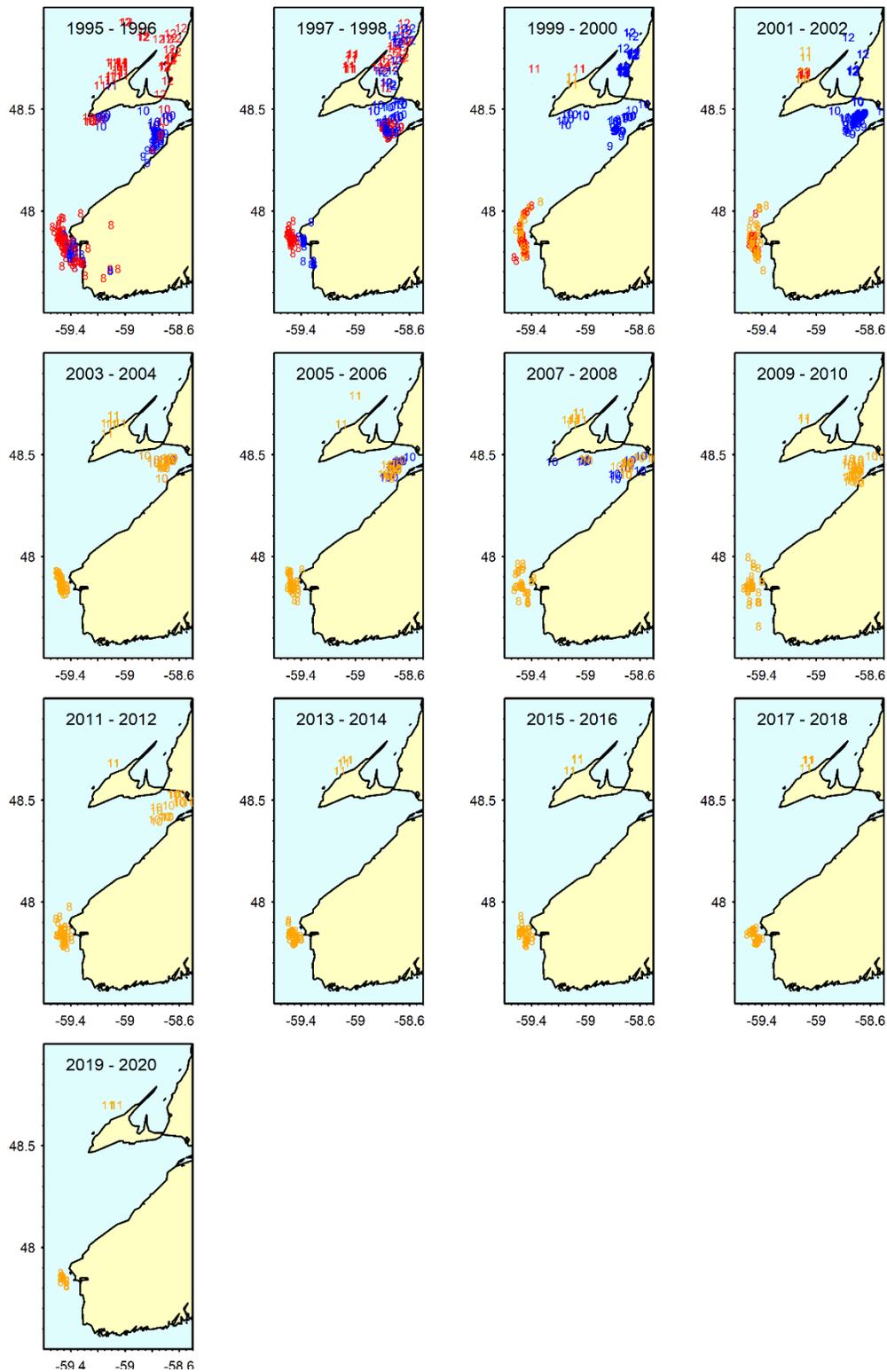


Figure 37. Emplacement des captures individuelles lors de la pêche sentinelle à engins fixes avec des palangres munies d'hameçons en J (rouge), des palangres munies d'hameçons circulaires (orange) et des filets maillants (bleu) pour des blocs de deux ans dans la zone 2 (du cap Ray à la baie de Port au Port). Les numéros des sites associés à chaque calée sont indiqués.

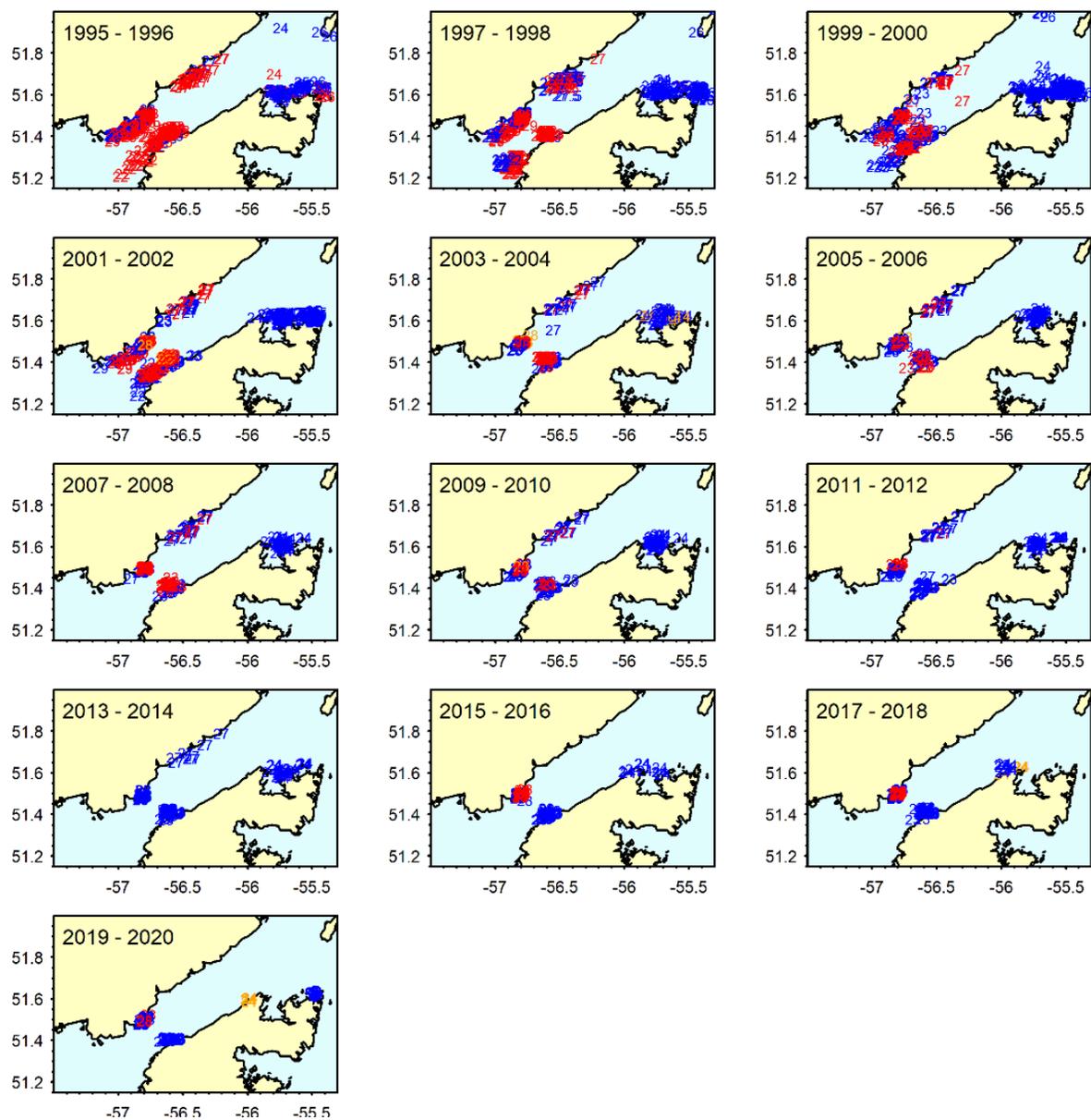


Figure 39. Emplacement des captures individuelles lors de la pêche sentinelle à engins fixes avec des palangres munies d'hameçons en J (rouge), des palangres munies d'hameçons circulaires (orange) et des filets maillants (bleu) pour des blocs de deux ans dans la zone 4 (déroit de Belle Isle). Les numéros des sites associés à chaque calée sont indiqués.

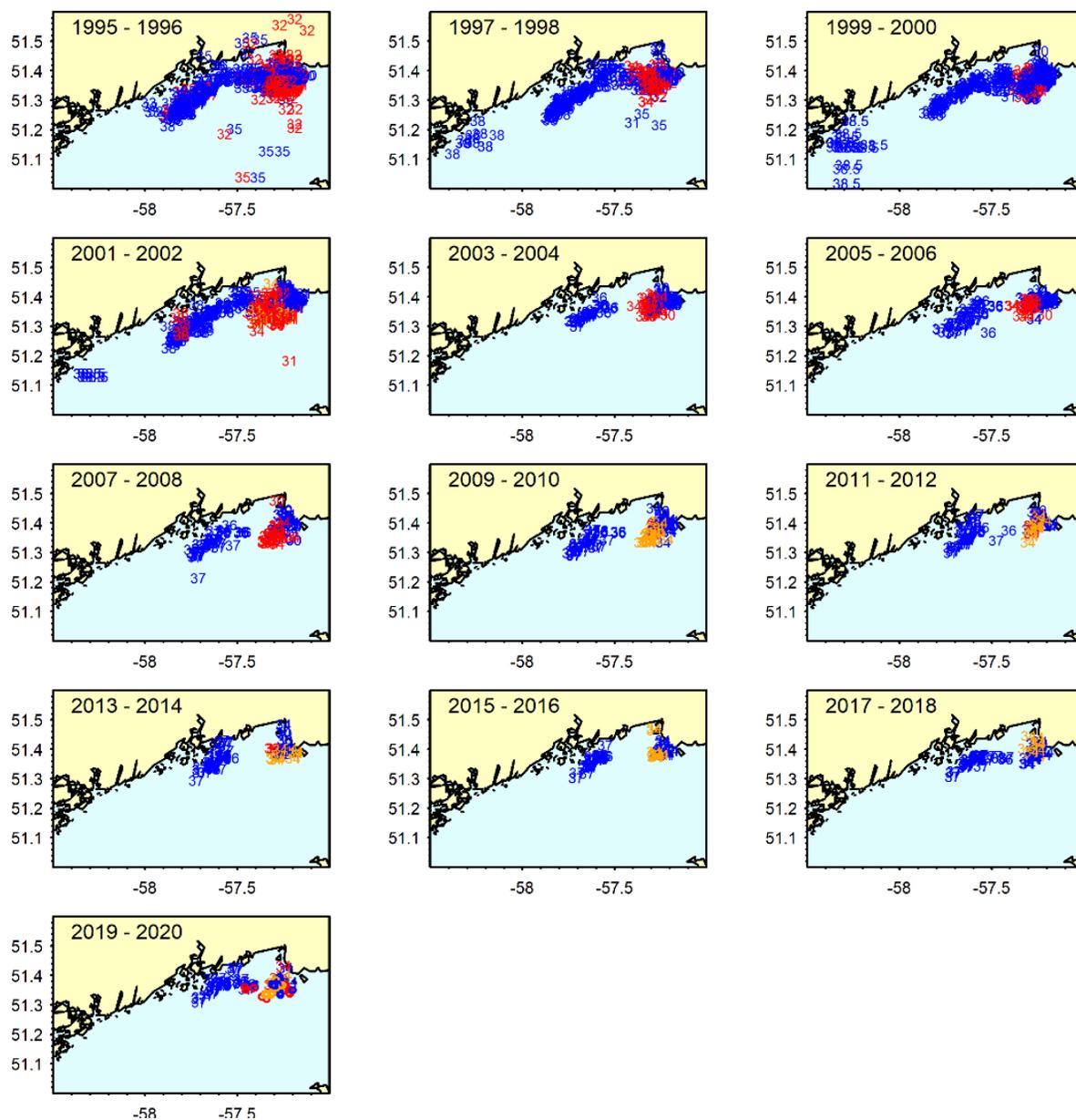


Figure 40. Emplacement des captures individuelles lors de la pêche sentinelle à engins fixes avec des palangres munies d'hameçons en J (rouge), des palangres munies d'hameçons circulaires (orange) et des filets maillants (bleu) pour des blocs de deux ans dans la zone 5 (Blanc Sablon à Saint-Augustin). Les numéros des sites associés à chaque calée sont indiqués.

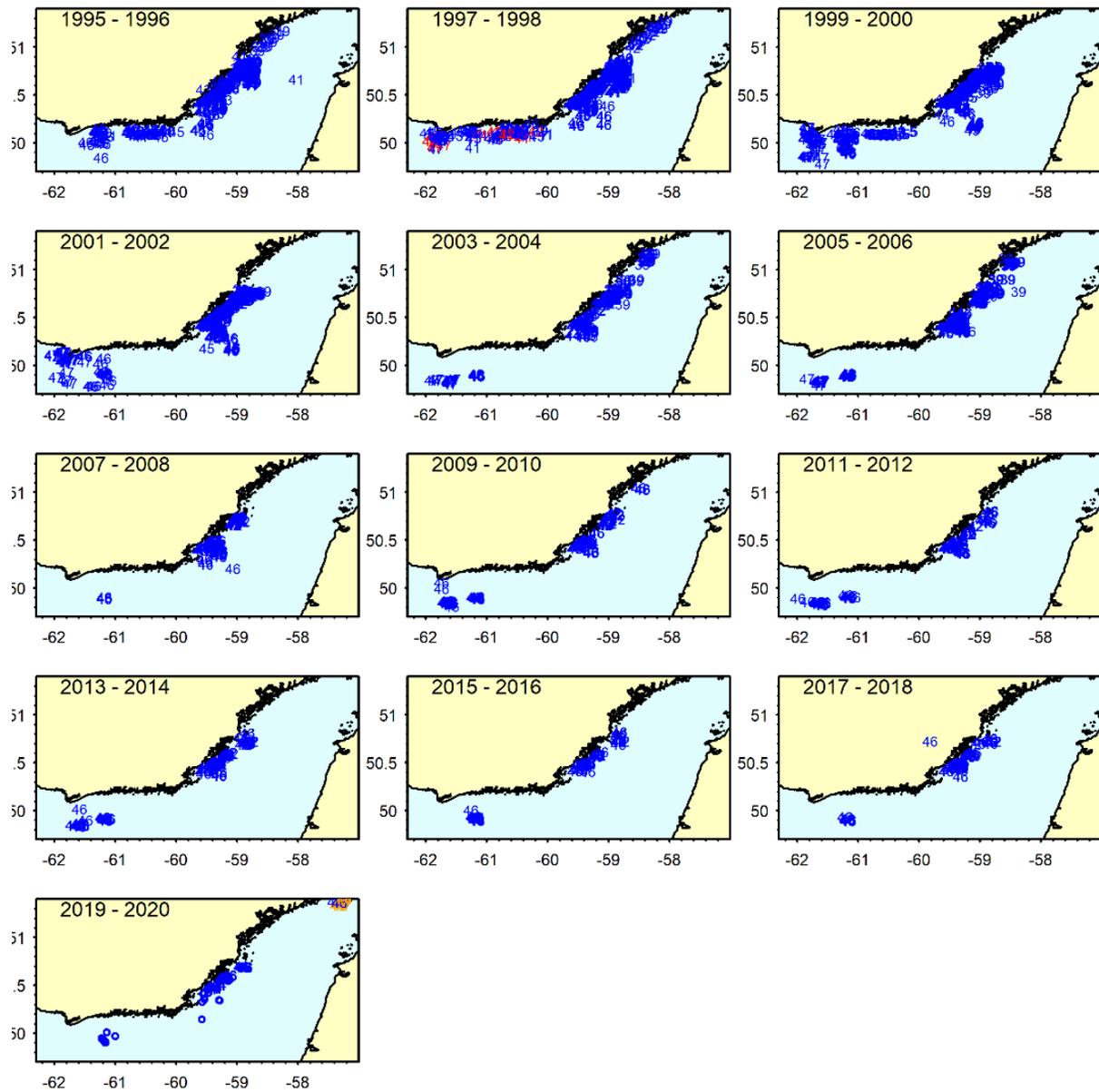


Figure 41. Emplacement des captures individuelles lors de la pêche sentinelle à engins fixes avec des palangres munies d'hameçons en J (rouge), des palangres munies d'hameçons circulaires (orange) et des filets maillants (bleu) pour des blocs de deux ans dans la zone 6 (Saint-Augustin à La Romaine). Les numéros de site associés à chaque transport sont indiqués.

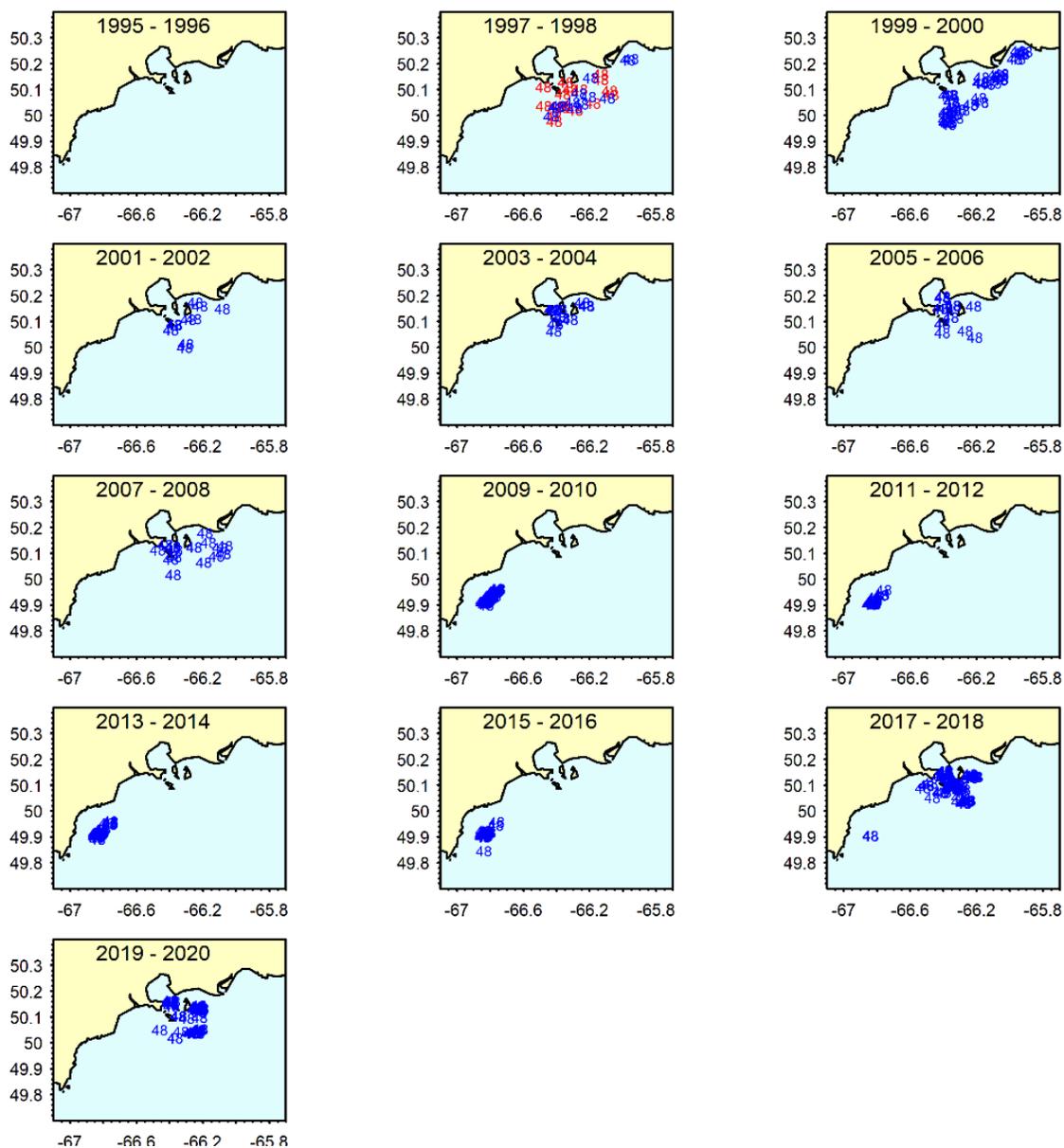


Figure 42. Emplacement des captures individuelles lors de la pêche sentinelle à engins fixes avec des palangres munies d'hameçons en J (rouge) et des filets maillants (bleu) pour des blocs de deux ans dans la zone 6b (région de Sept-Îles). Les numéros des sites associés à chaque calée sont indiqués.

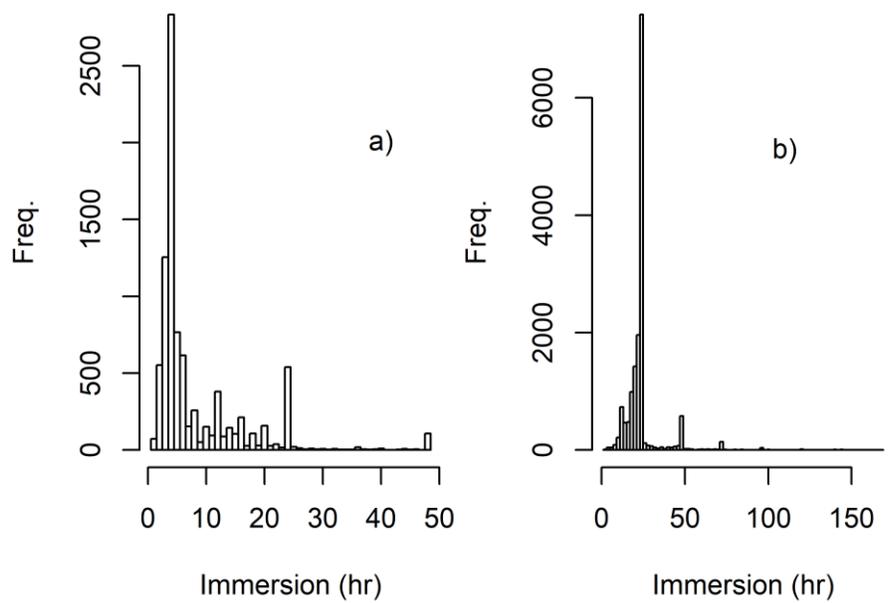


Figure 43. Temps d'immersion des engins lors du relevé par pêche sentinelle à engins fixes : a) palangres, b) filets maillants.

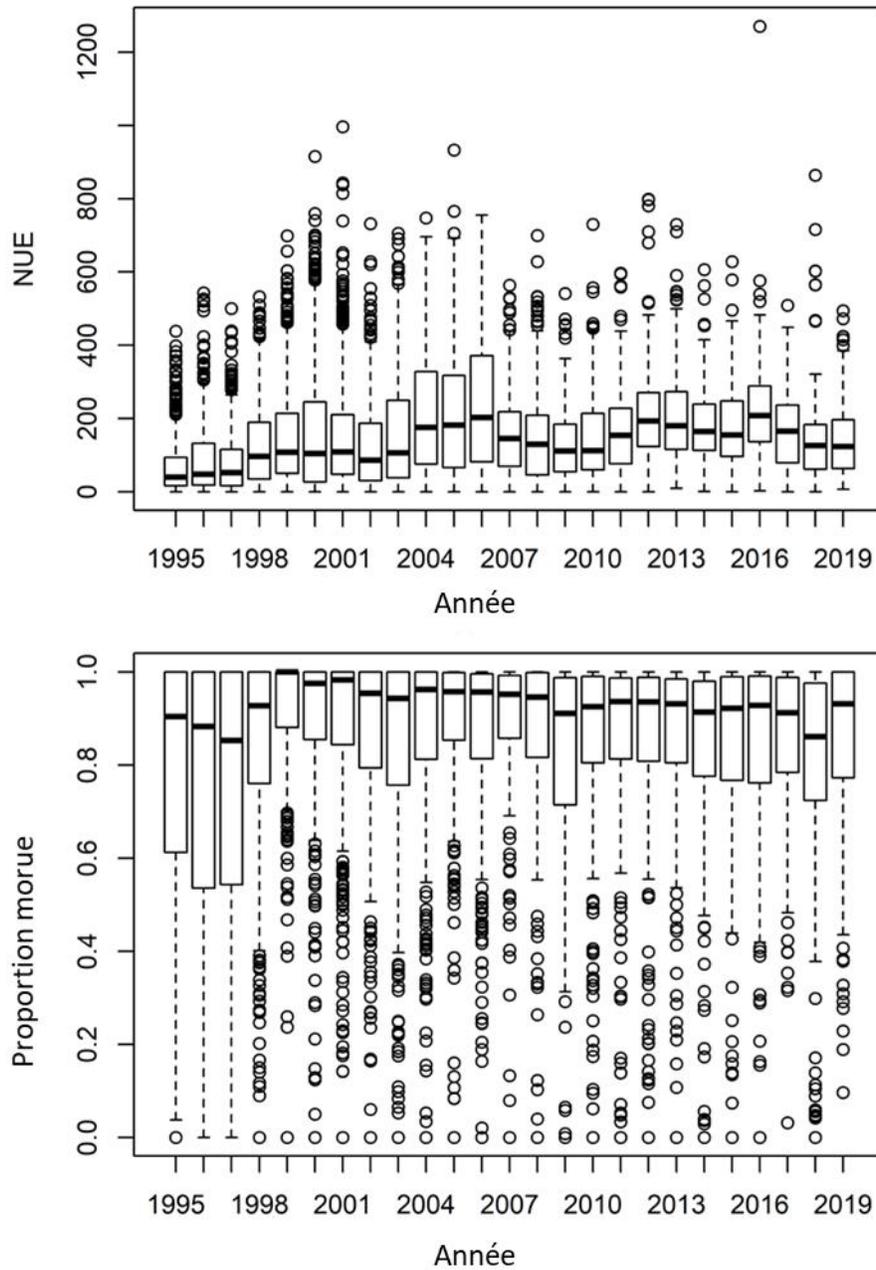


Figure 44. Diagrammes de quartiles de l'estimation a) des captures (nombre) de poissons par calée (NUE), toutes espèces confondues, par 1 000 hameçons, et b) de la proportion de morue dans les captures, pour chaque année du relevé par pêche sentinelle à la palangre.

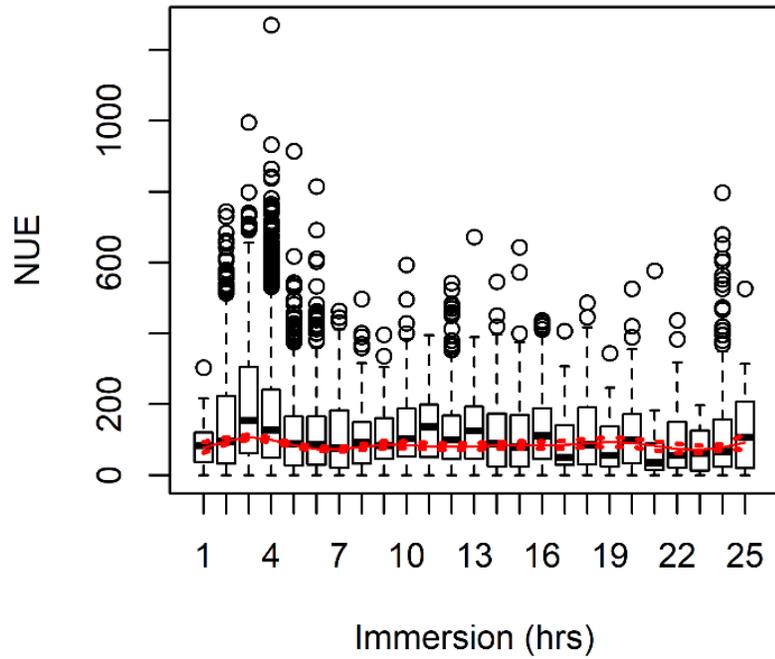


Figure 45. Diagrammes de quartiles des taux de capture de morue (nombre par 1 000 hameçons; NUE) dans les calée individuelles en fonction du temps d'immersion de l'engin dans le relevé par pêche sentinelle à la palangre. La ligne rouge est la fonction de lissage estimée à partir d'une analyse par modèle additif général à effets mixtes des taux de capture en fonction du temps d'immersion (les lignes pointillées sont des intervalles de confiance à 95 % de la fonction de lissage).

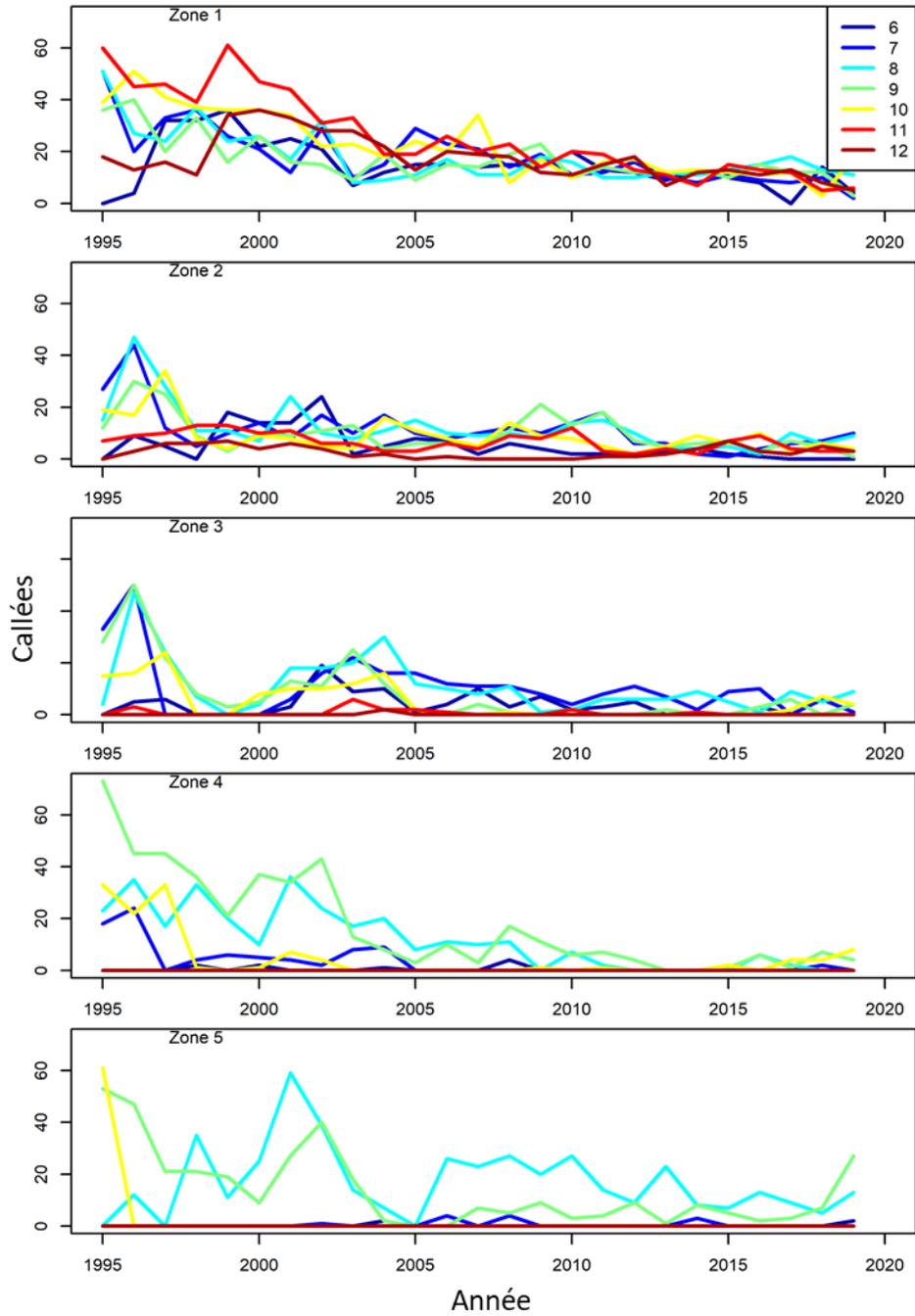


Figure 46. Nombre de calées individuelles par zone (graphiques) et par mois (lignes colorées) dans le relevé par pêche sentinelle à la palangre.

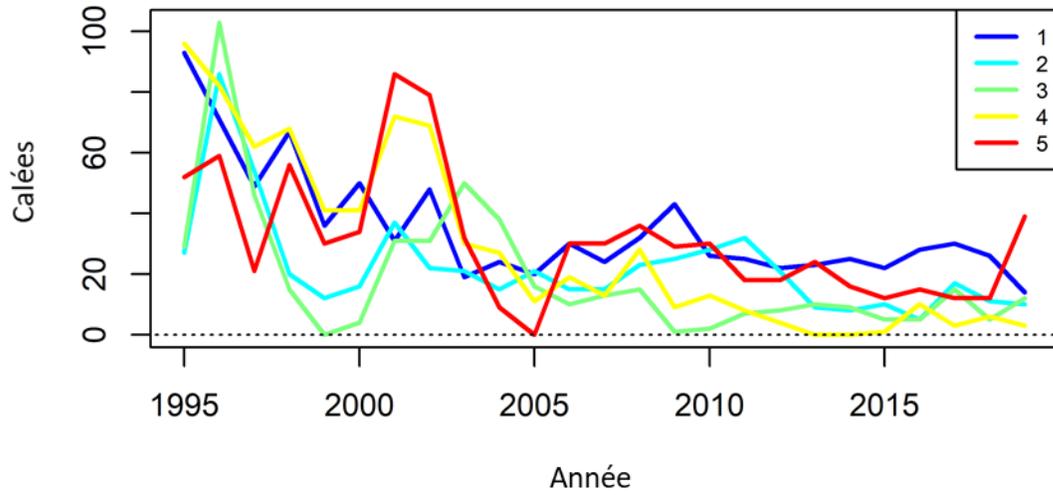


Figure 47. Nombre de calées individuelles par zone (lignes) en août et septembre (jours 210 à 270 de l'année) dans le relevé par pêche sentinelle à la palangre.

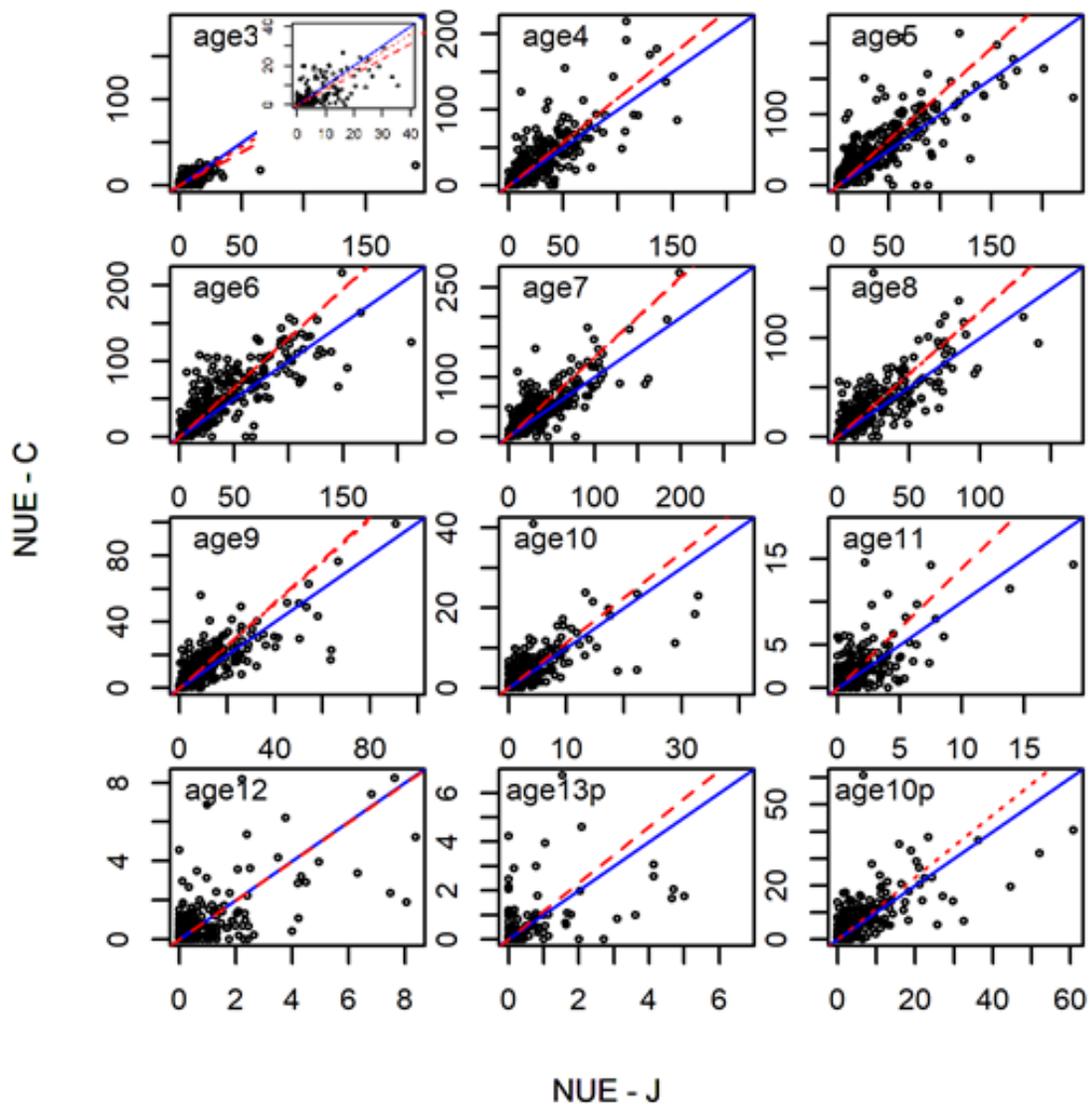


Figure 48. Taux de capture moyens selon l'âge (nombre par unité d'effort, NUE) à l'aide d'hameçons en J (axes x) et à l'aide d'hameçons circulaires (axes y) dans des unités d'échantillonnage définies par année, semaine et site, où age13p et age10p désignent les groupes d'individus d'âge 13+ et 10+ respectivement. Les lignes bleues indiquent une relation 1:1, la ligne rouge pointillée est l'efficacité relative estimée selon l'âge à partir du modèle A, tandis que la ligne rouge pointillée est l'estimation du modèle B. L'encadré dans le graphique pour age3 montre un gros plan du diagramme de double projection excluant les deux valeurs aberrantes.

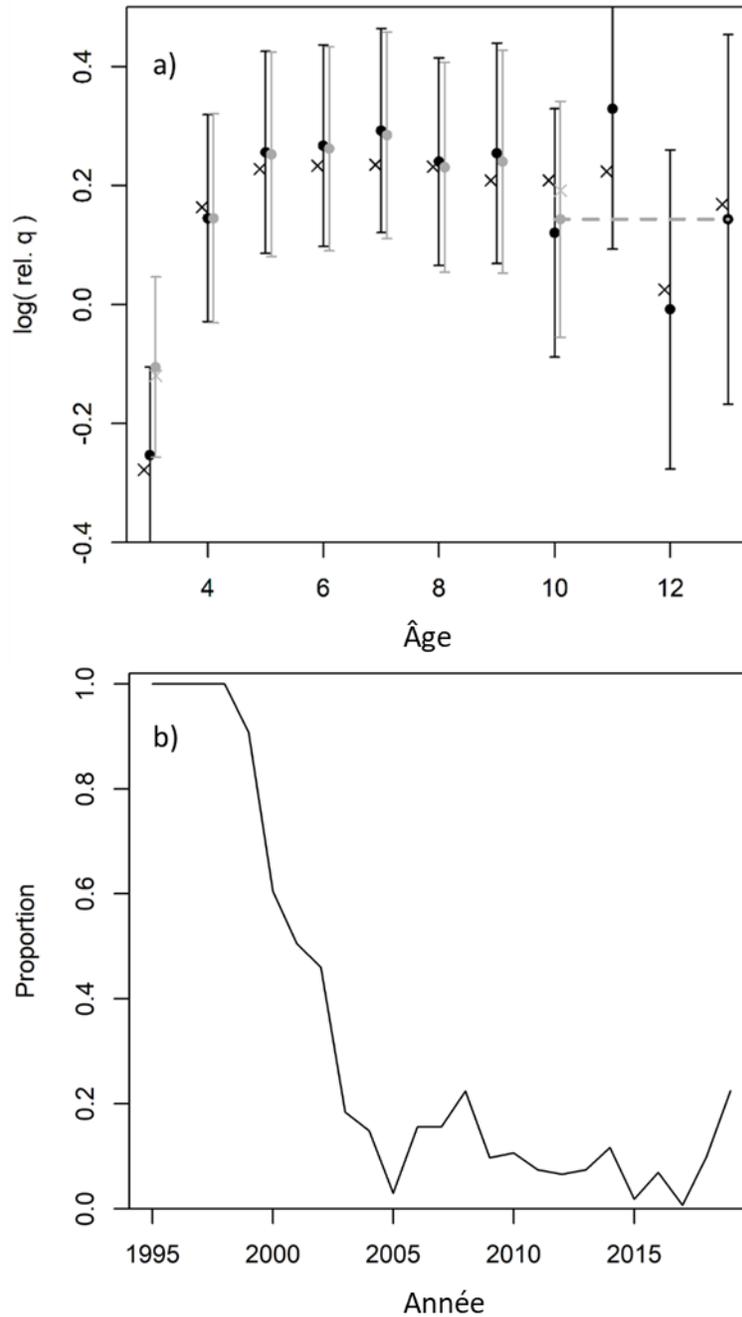


Figure 49. a) Estimation de l'efficacité logarithmique selon l'âge pour les hameçons circulaires par rapport aux hameçons en J sur la base des modèles (points avec intervalles de confiance à 95 %) et sur la base des moyennes de l'échantillon (croix). Les valeurs grises correspondent aux estimations qui excluent deux unités aberrantes pour l'âge 3 et inclus le groupe d'âge 10+ (modèle B). La ligne grise pointillée représente la valeur estimée pour le groupe d'âge 10+. b) Proportion annuelle de captures à la palangre effectuées avec des hameçons en J.

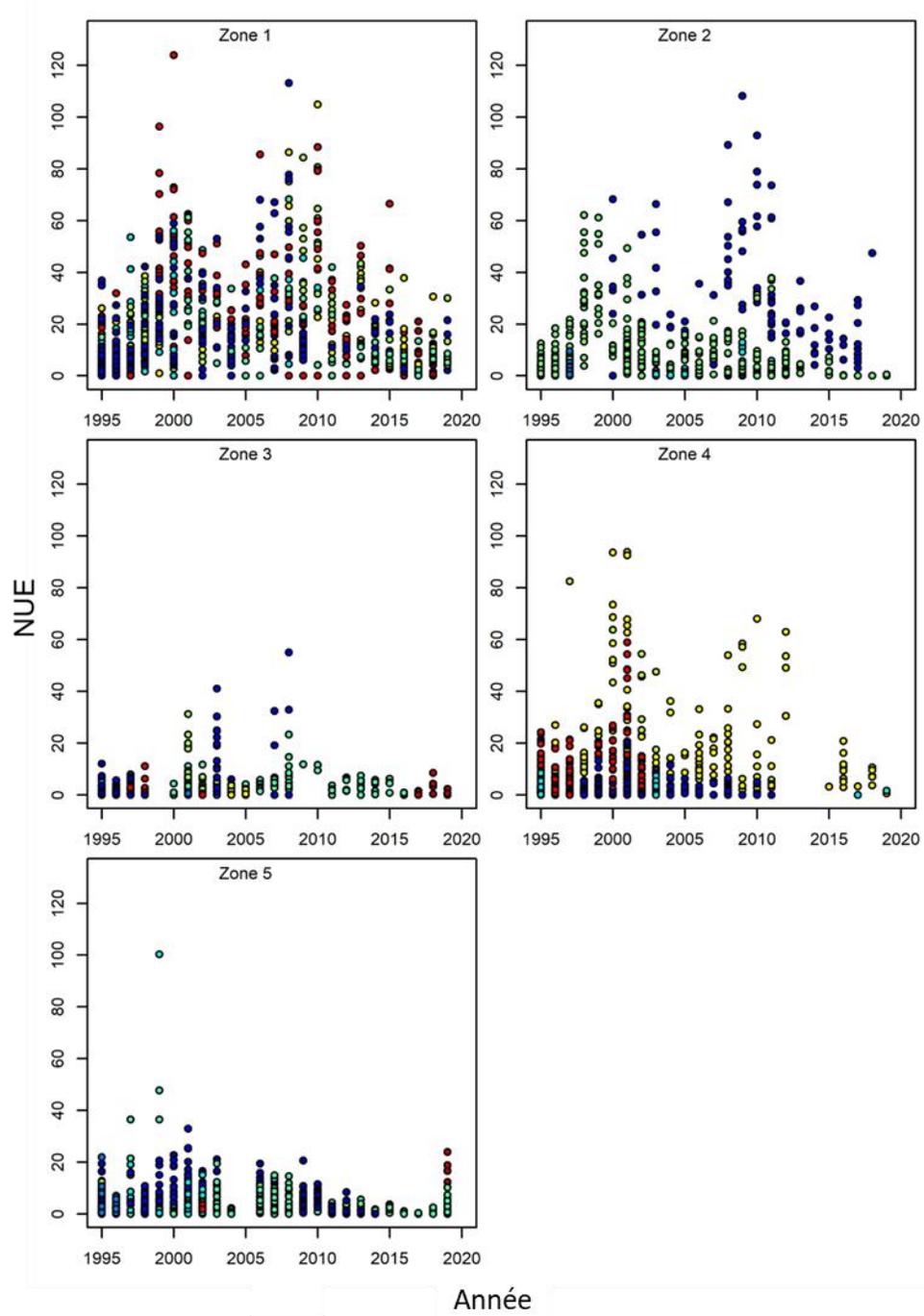


Figure 50. Taux de capture de morues d'âge 4 (nombre par 1 000 hameçons) dans les calées individuelles par zone (graphiques) et par année dans les calées d'été de la pêche sentinelle à la palangre (août-septembre). Les couleurs distinguent les sites individuels à l'intérieur des zones.

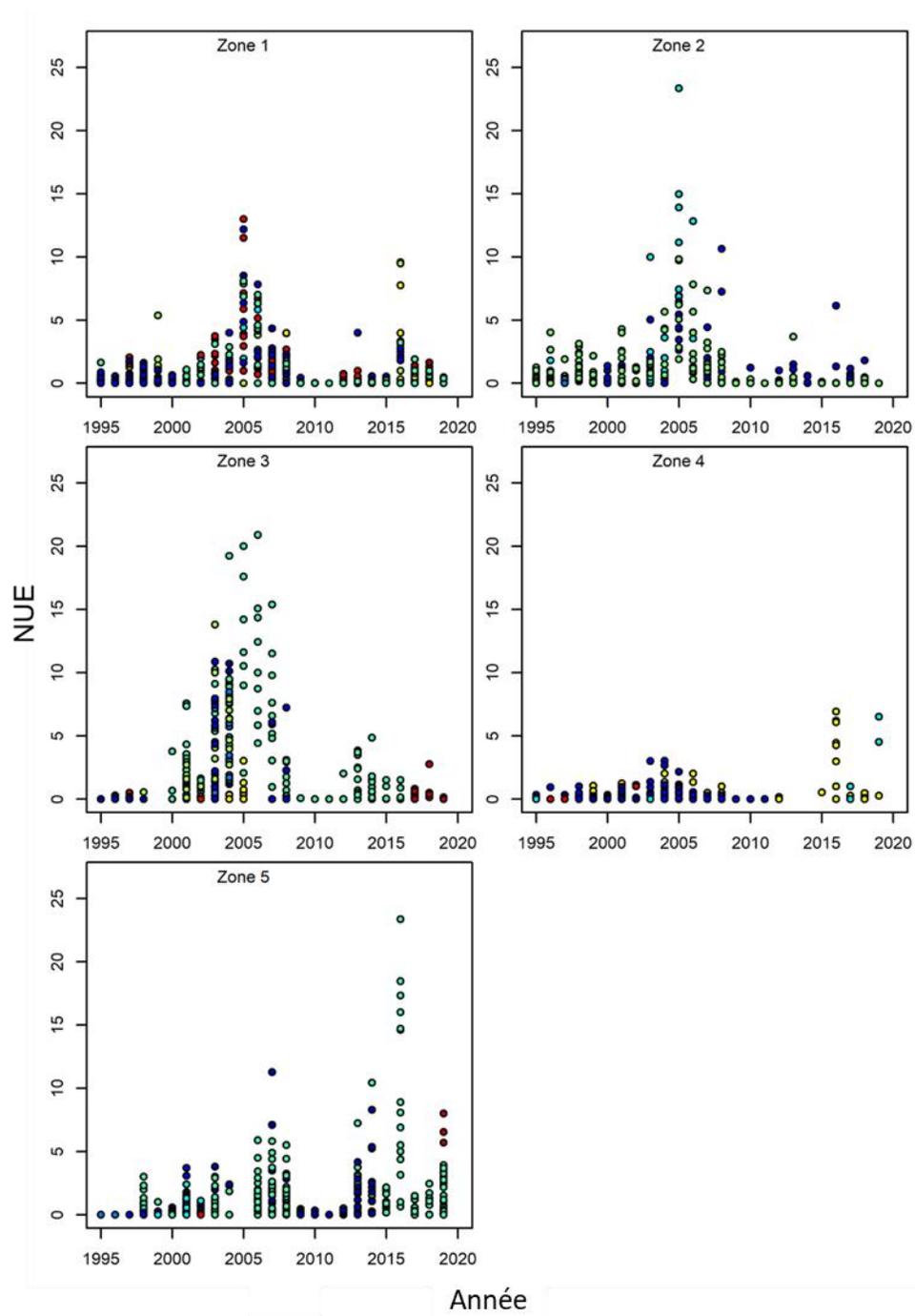


Figure 51. Taux de capture de morues d'âge 12 (nombre par 1 000 hameçons) dans les calées individuelles par zone (graphiques) et par année dans les calées d'été de la pêche sentinelle à la palangre (août-septembre). Les couleurs distinguent les sites individuels à l'intérieur des zones.

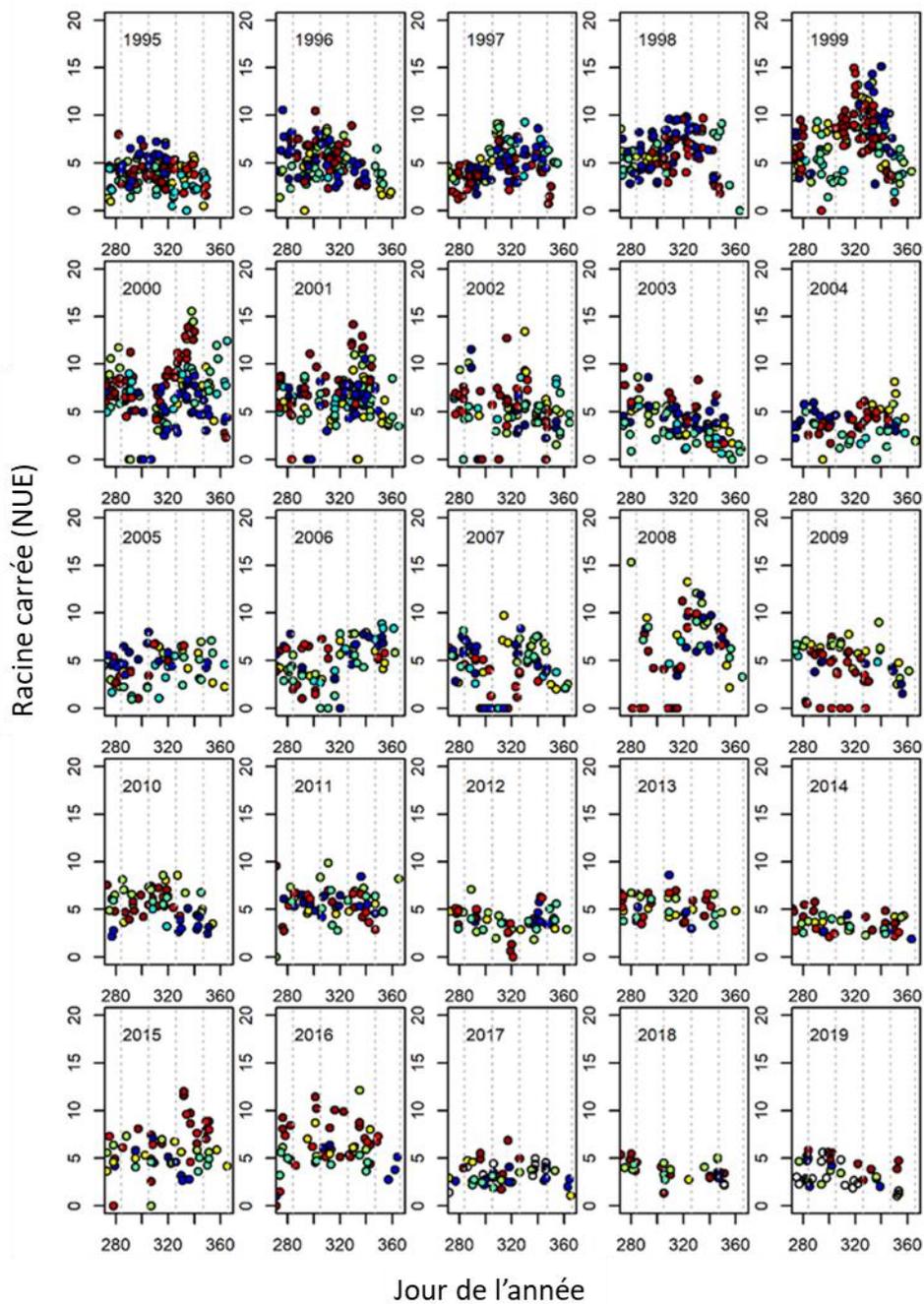


Figure 52. Taux de capture de morues d'âge 4 (racine carrée, nombre par unité d'effort, 1 000 hameçons) dans les calées individuelles par année (graphiques) et par jour de l'année dans les calées d'automne de la pêche sentinelle à la palangre de la zone 1 et du site 8. Les couleurs distinguent les sites individuels. Les lignes pointillées délimitent les blocs temporels utilisés pour définir les strates temporelles.

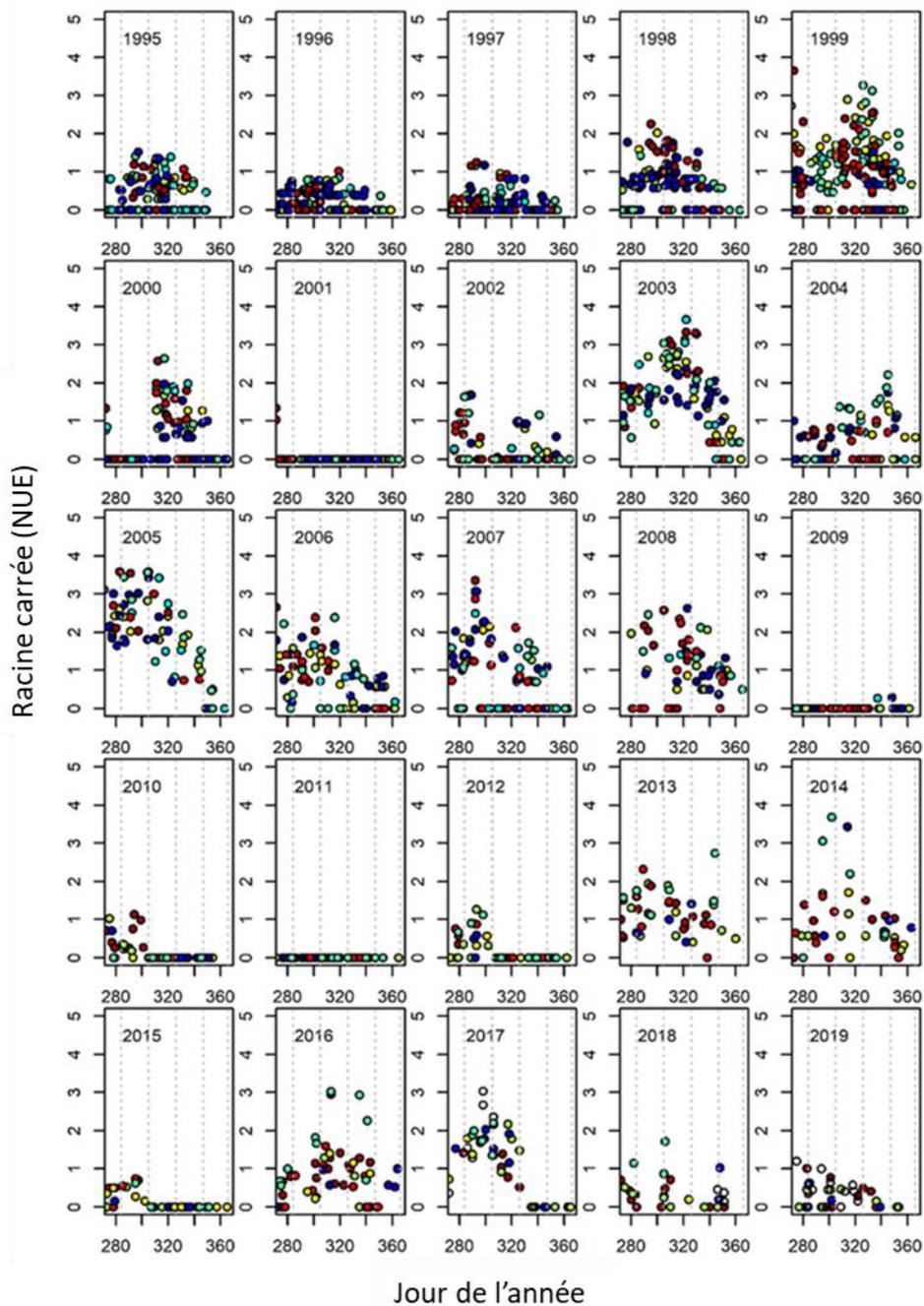


Figure 53. Taux de capture de morues d'âge 12 (racine carrée, nombre par unité d'effort, NUE; 1 000 hameçons) dans les calées individuelles par année (graphiques) et par jour de l'année dans les calées d'automne de la pêche sentinelle à la palangre de la zone 1 et du site 8. Les couleurs distinguent les sites individuels. Les lignes pointillées délimitent les blocs temporels utilisés pour définir les strates temporelles.

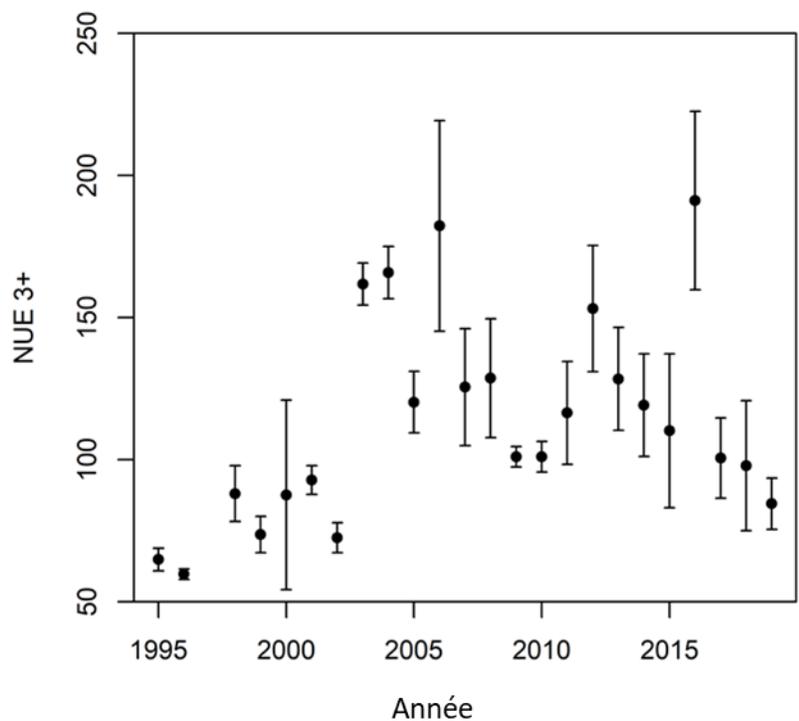


Figure 54. Indice d'abondance agrégé pour les individus d'âge 3+ (nombre par unité d'effort, NUE; 1 000 hameçons) avec intervalles de confiance à 95 % pour l'indice d'été du relevé par pêche sentinelle à la palangre, 1995-2019.

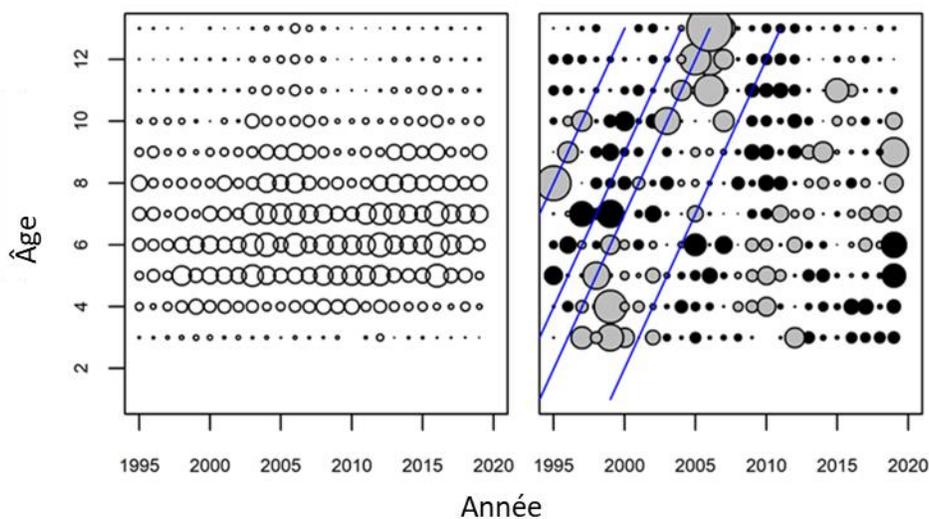


Figure 55. Captures selon l'âge dans le relevé par pêche sentinelle à la palangre (indice d'été) 1995-2019. Le graphique de gauche montre les captures proportionnelles à la taille du cercle, tandis que le graphique de droite montre les proportions normalisées par âge par année (SPAY), les cercles gris indiquant des captures supérieures à la moyenne et les cercles noirs des captures inférieures à la moyenne. Les lignes bleues indiquent que certaines cohortes ont constamment suivi un parcours supérieur à la moyenne dans le relevé de recherche (voir figure 17).

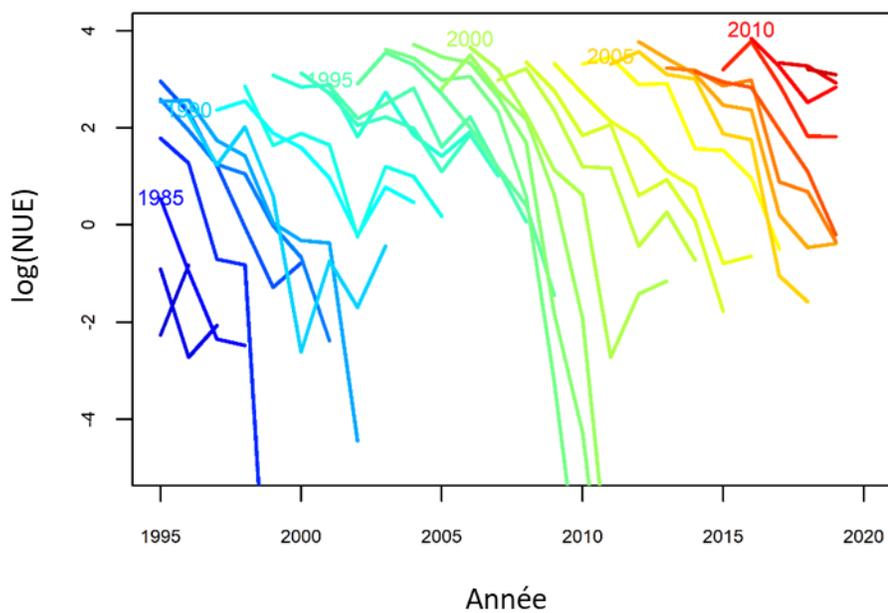


Figure 56. Abondance des cohortes individuelles (âges 6 à 13+) dans les captures selon l'âge du relevé par pêche sentinelle à la palangre (indice d'été), 1995-2019. Les cohortes sont identifiées par année de naissance pour chaque 5^e année.

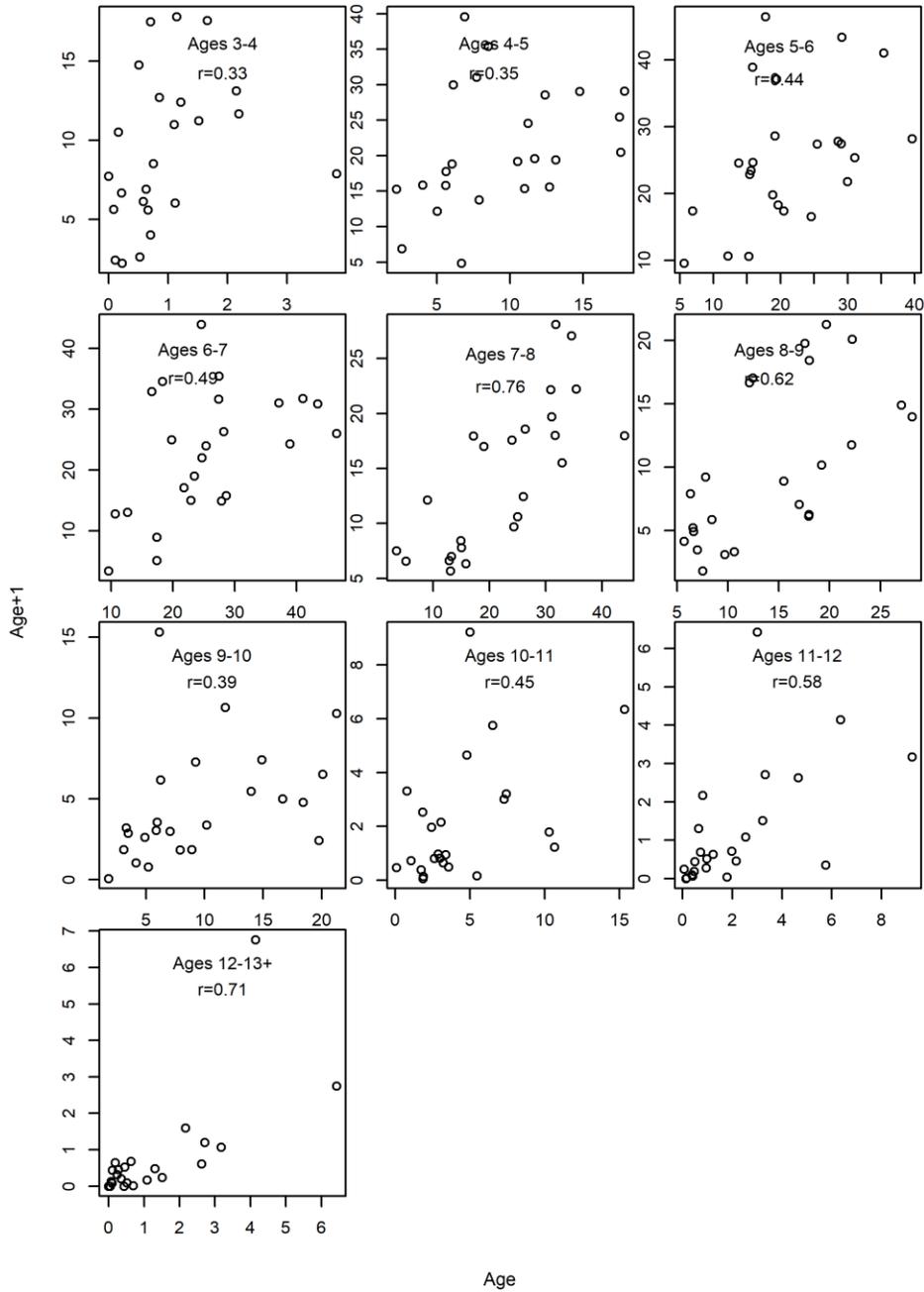


Figure 57. Abondance selon l'âge des cohortes à un âge et une année donnée, en fonction de leur abondance un an plus tard dans le relevé par pêche sentinelle à la palangre (indice d'été), pour 1995-2019. La corrélation entre les deux séries d'estimations est indiquée dans chaque graphique.

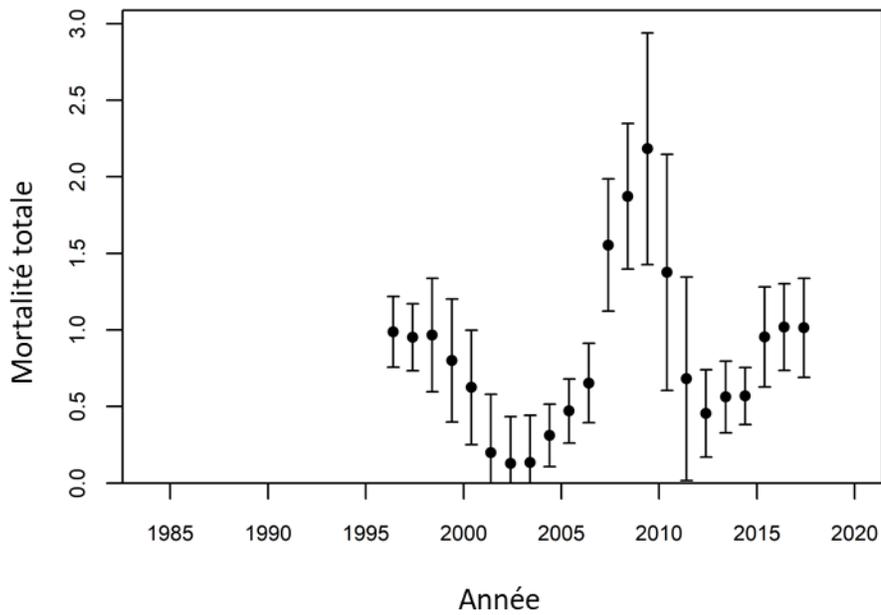


Figure 58. Estimations de la mortalité totale (Z ; avec intervalles de confiance à 95 %) pour les individus d'âge 8 à 12 d'après le relevé par pêche sentinelle à la palangre (indice d'été), 1995-2019.

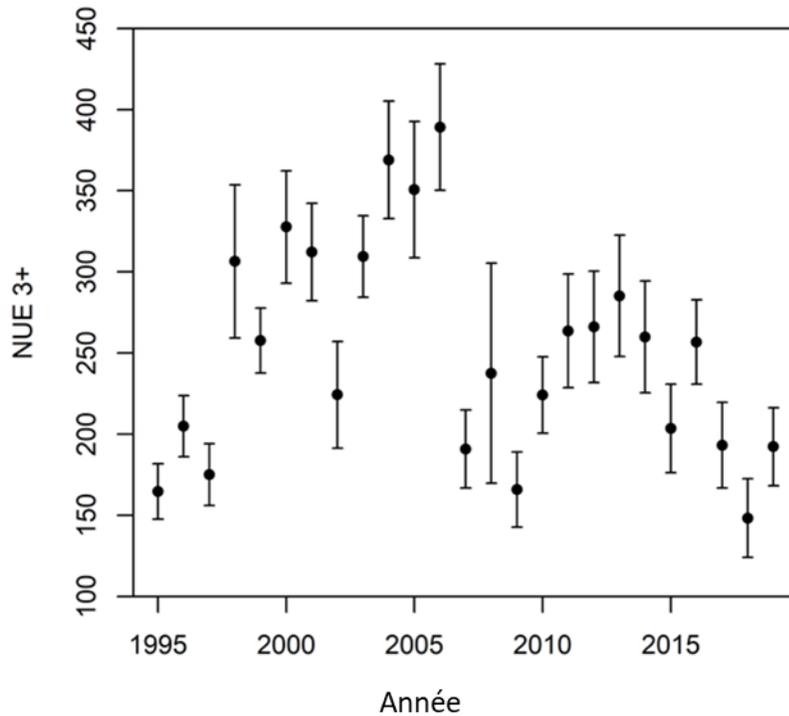


Figure 59. Indice d'abondance agrégé pour les individus d'âge 3+ (nombre par unité d'effort, NUE; 1 000 hameçons) avec intervalles de confiance à 95 % pour l'indice d'automne de la zone 1 du relevé par pêche sentinelle à la palangre, 1995-2019.

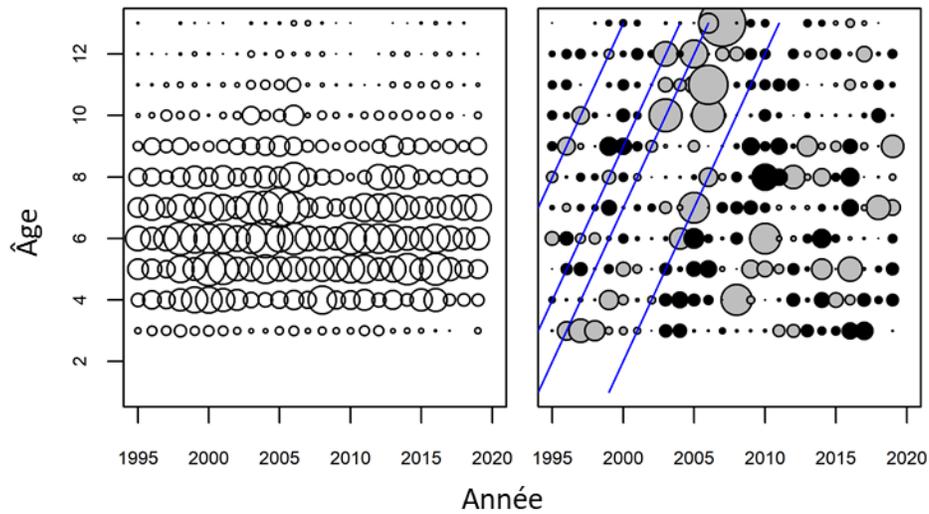


Figure 60. Captures selon l'âge dans le relevé par pêche sentinelle à la palangre (indice d'automne) 1995-2019. Le graphique de gauche montre les captures proportionnelles à la taille du cercle, tandis que le graphique de droite montre les proportions normalisées par âge par année (SPAY), les cercles gris indiquant des captures supérieures à la moyenne et les cercles noirs des captures inférieures à la moyenne. Les lignes bleues indiquent que certaines cohortes ont constamment suivi un parcours supérieur à la moyenne dans le relevé de recherche (voir Figure 17).

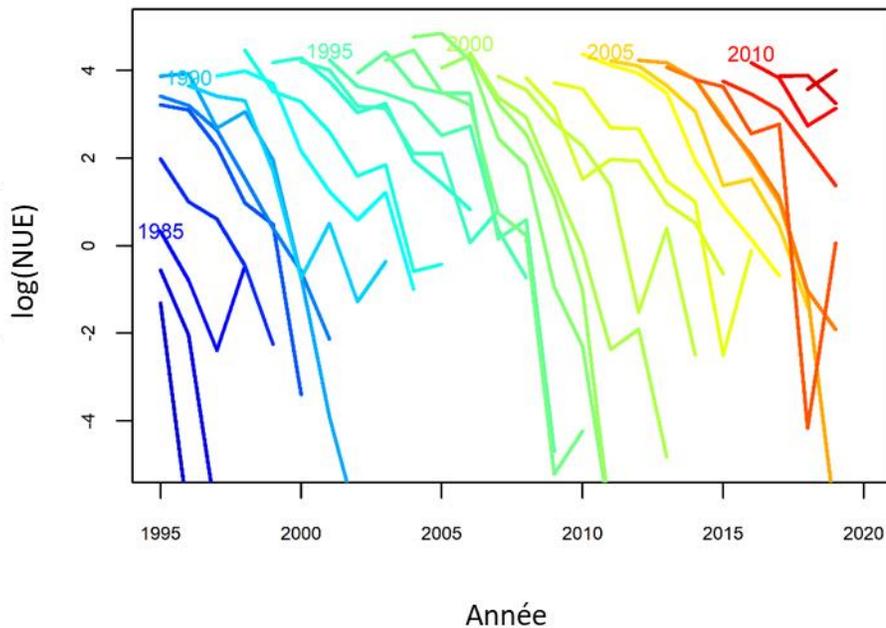


Figure 61. Abondance des cohortes individuelles (âges 6 à 13+) dans les captures selon l'âge du relevé par pêche sentinelle à la palangre (automne), 1995-2019. Les cohortes sont indiquées par année de naissance pour chaque 5^e année.

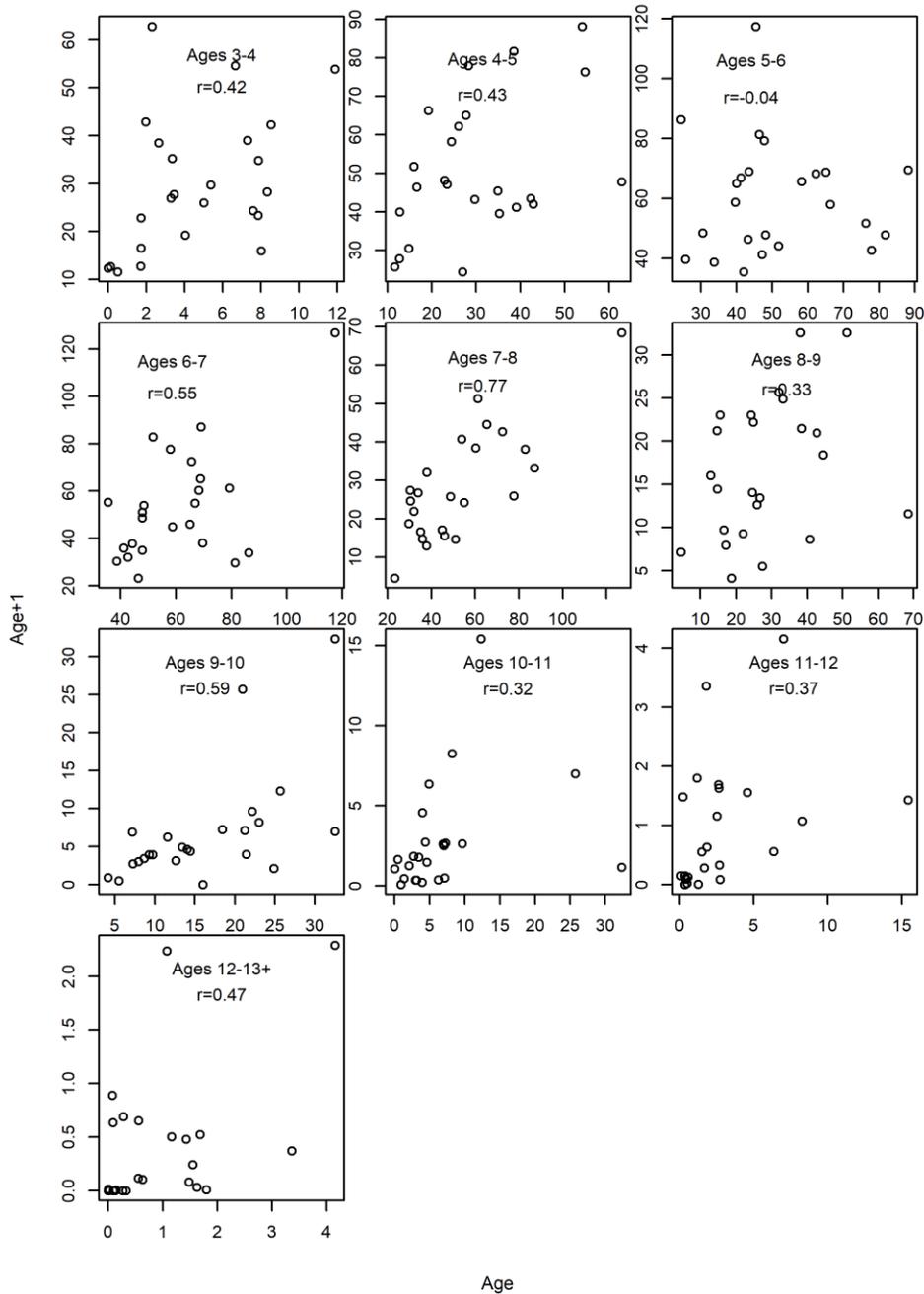


Figure 62. Abondance selon l'âge des cohortes à un âge et une année donnée, en fonction de leur abondance un an plus tard dans le relevé par pêche sentinelle à la palangre (automne), pour 1995-2019. La corrélation entre les deux séries d'estimations est indiquée dans chaque graphique.

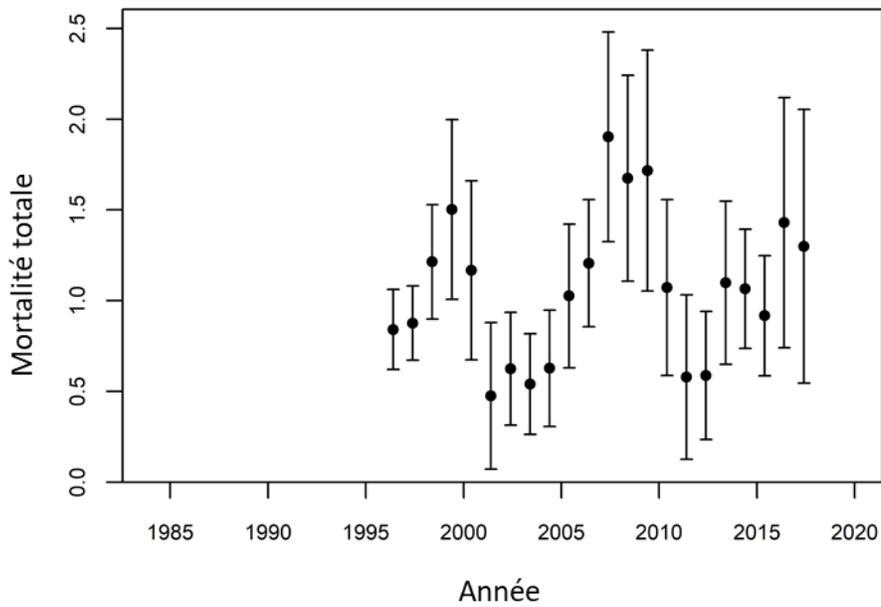


Figure 63. Estimations de la mortalité totale (Z ; avec intervalles de confiance à 95 %) pour les individus d'âge 8 à 12 d'après le relevé par pêche sentinelle à la palangre (indice d'automne de la zone 1), 1995-2019.

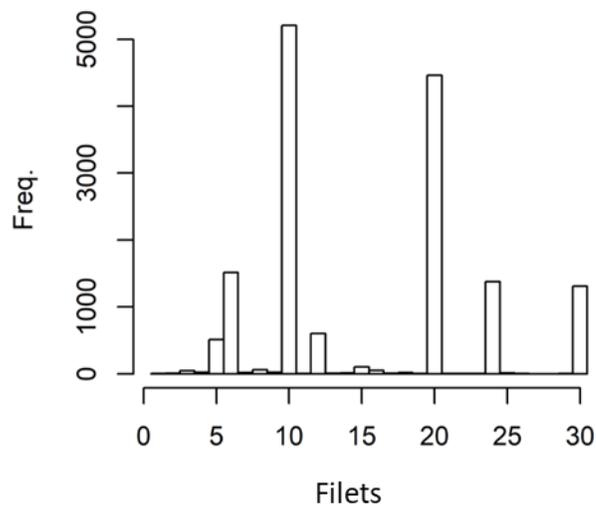


Figure 64. Répartition de la fréquence du nombre de filets utilisés pour les calées individuelles dans le relevé par pêche sentinelle au filet maillant.

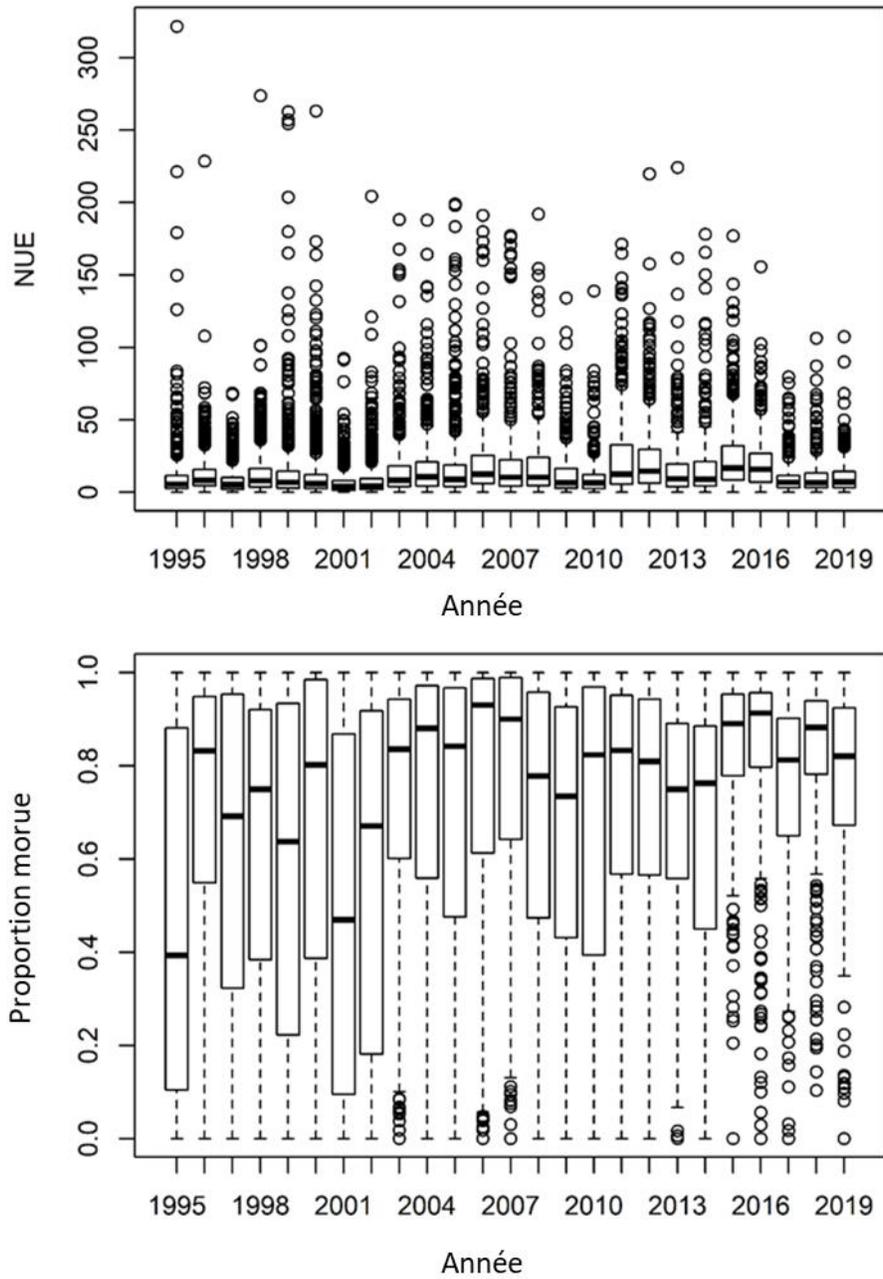


Figure 65. Diagrammes de quartiles de l'estimation a) des captures (nombre) de poissons par calée et par filet, toutes espèces confondues, et b) de la proportion de morue dans les captures, pour chaque année du relevé par pêche sentinelle au filet maillant.

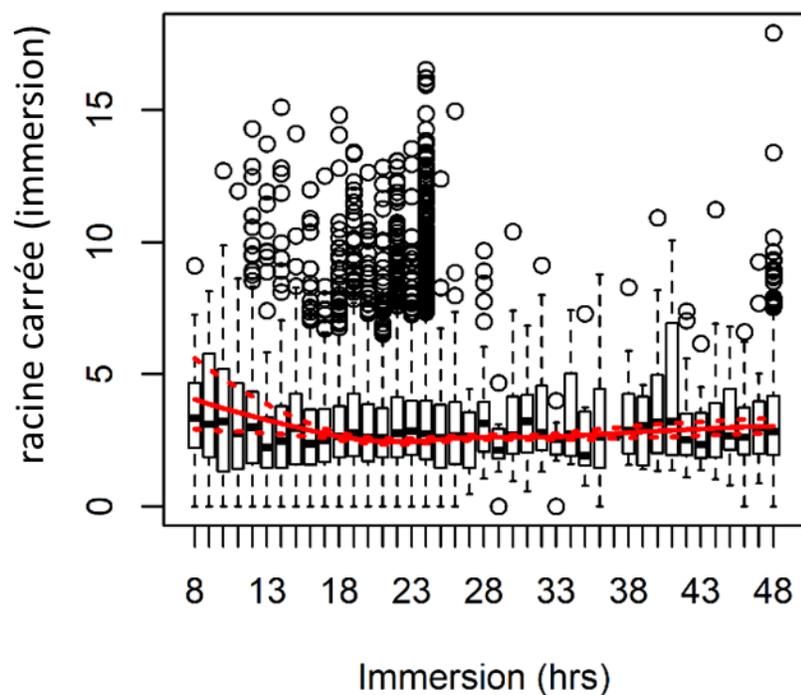


Figure 66. Diagrammes de quartiles des taux de capture de morue (représentés par la racine carrée du nombre par filet) dans les calées individuelles en fonction du temps d'immersion de l'engin dans le relevé par pêche sentinelle au filet maillant. La ligne rouge est la fonction de lissage estimée à partir d'une analyse par modèle additif général à effets mixtes des taux de capture en fonction du temps d'immersion (les lignes pointillées sont des intervalles de confiance à 95 % de la fonction de lissage).

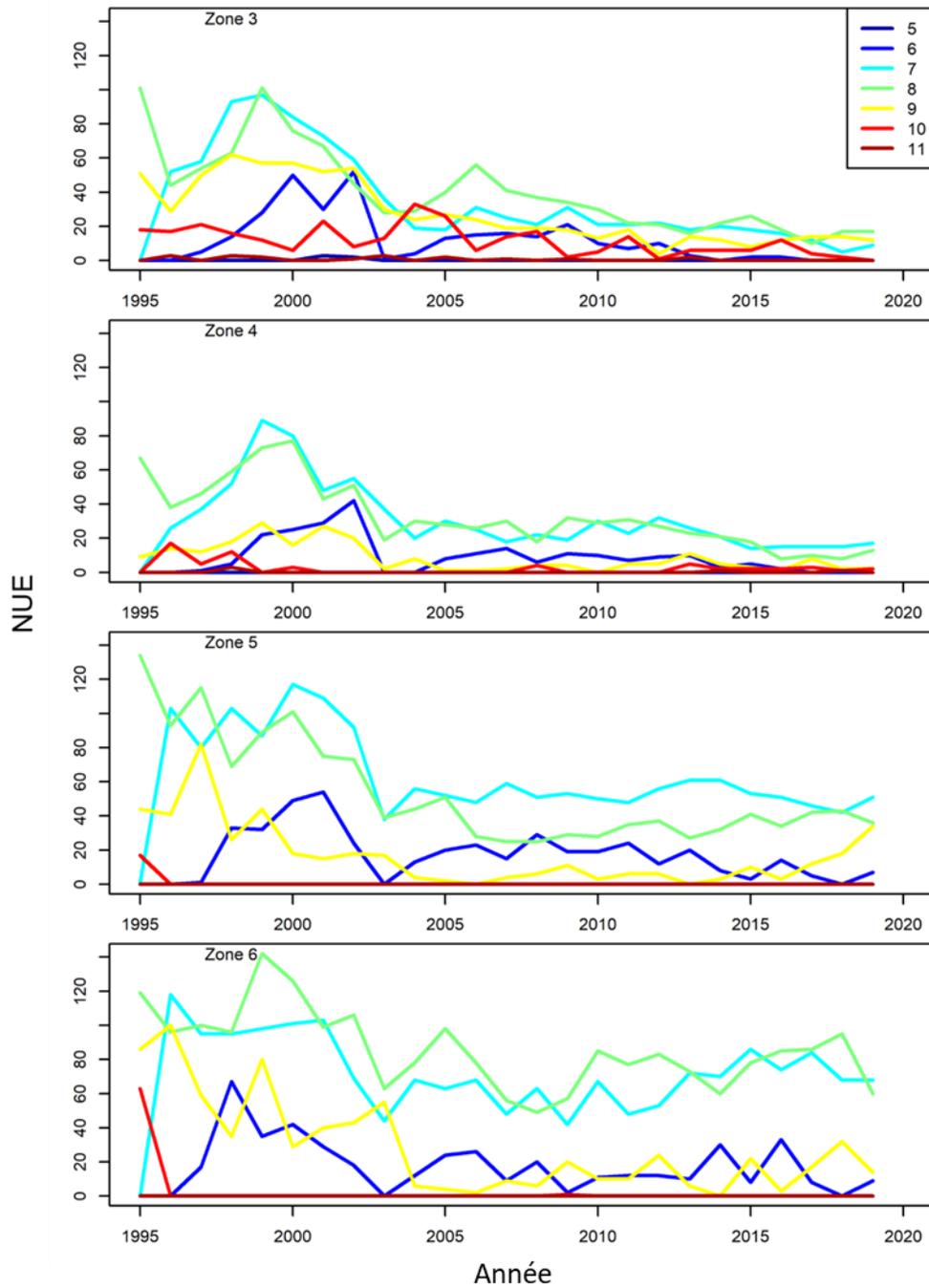


Figure 67. Nombre de calées individuelles par zone (graphiques) et par mois (lignes colorées) dans le relevé par pêche sentinelle au filet maillant.

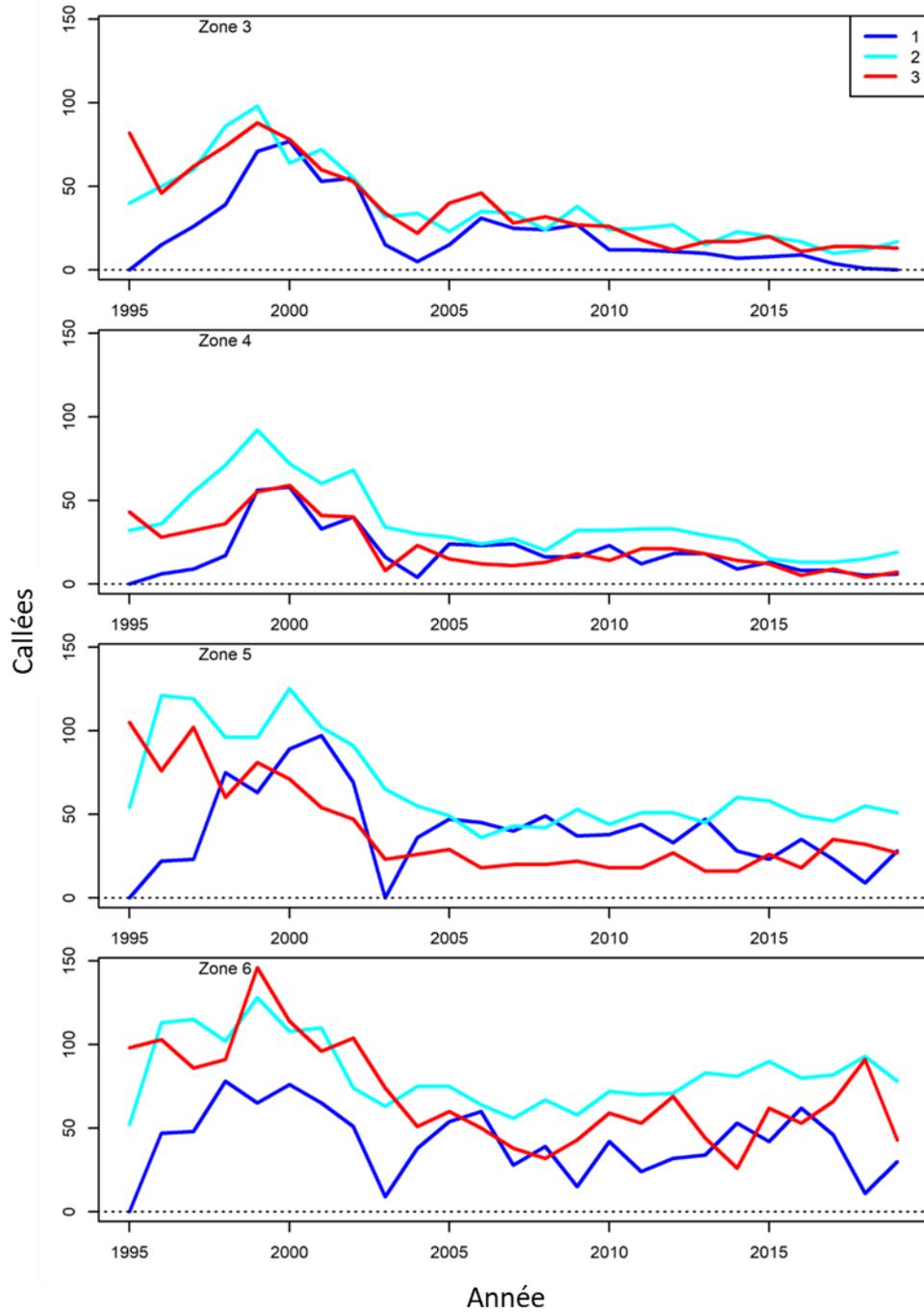


Figure 68. Nombre de calées individuelles par zone (graphiques) et par bloc temporel (lignes colorées) dans le relevé par pêche sentinelle au filet maillant. Les blocs temporels ont été définis en fonction du jour de l'année : bloc 1 [165, 195], bloc 2 [196, 226] et bloc 3 [227, 257].

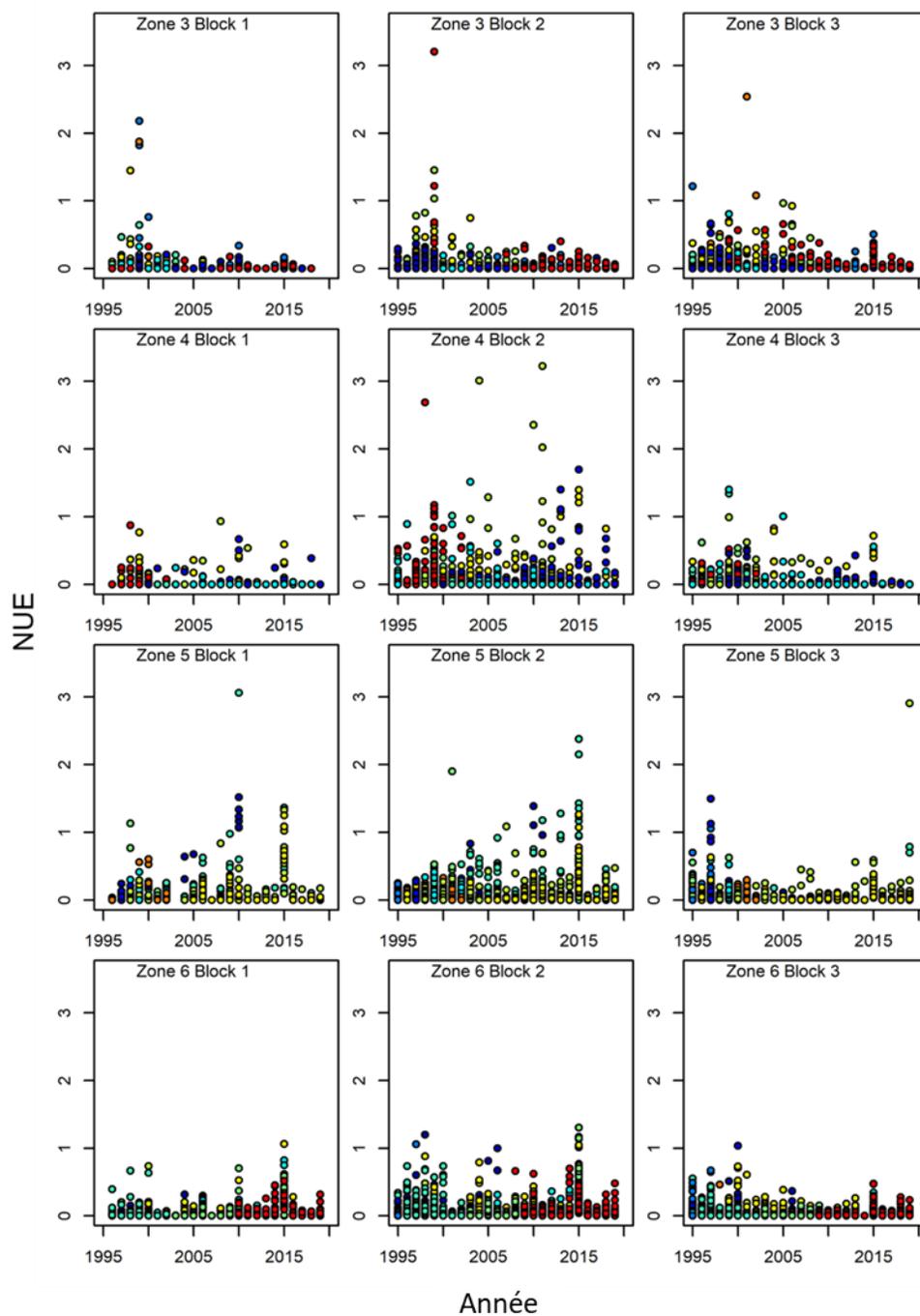


Figure 69. Taux de capture de morues d'âge 4 (nombre par filet) dans les calées individuelles par zone (lignes), bloc temporel (colonnes) et année dans la pêche sentinelle au filet maillant. Les couleurs distinguent les sites individuels. Les blocs temporels ont été définis en fonction du jour de l'année : bloc 1 [165, 195], bloc 2 [196, 226] et bloc 3 [227, 257].

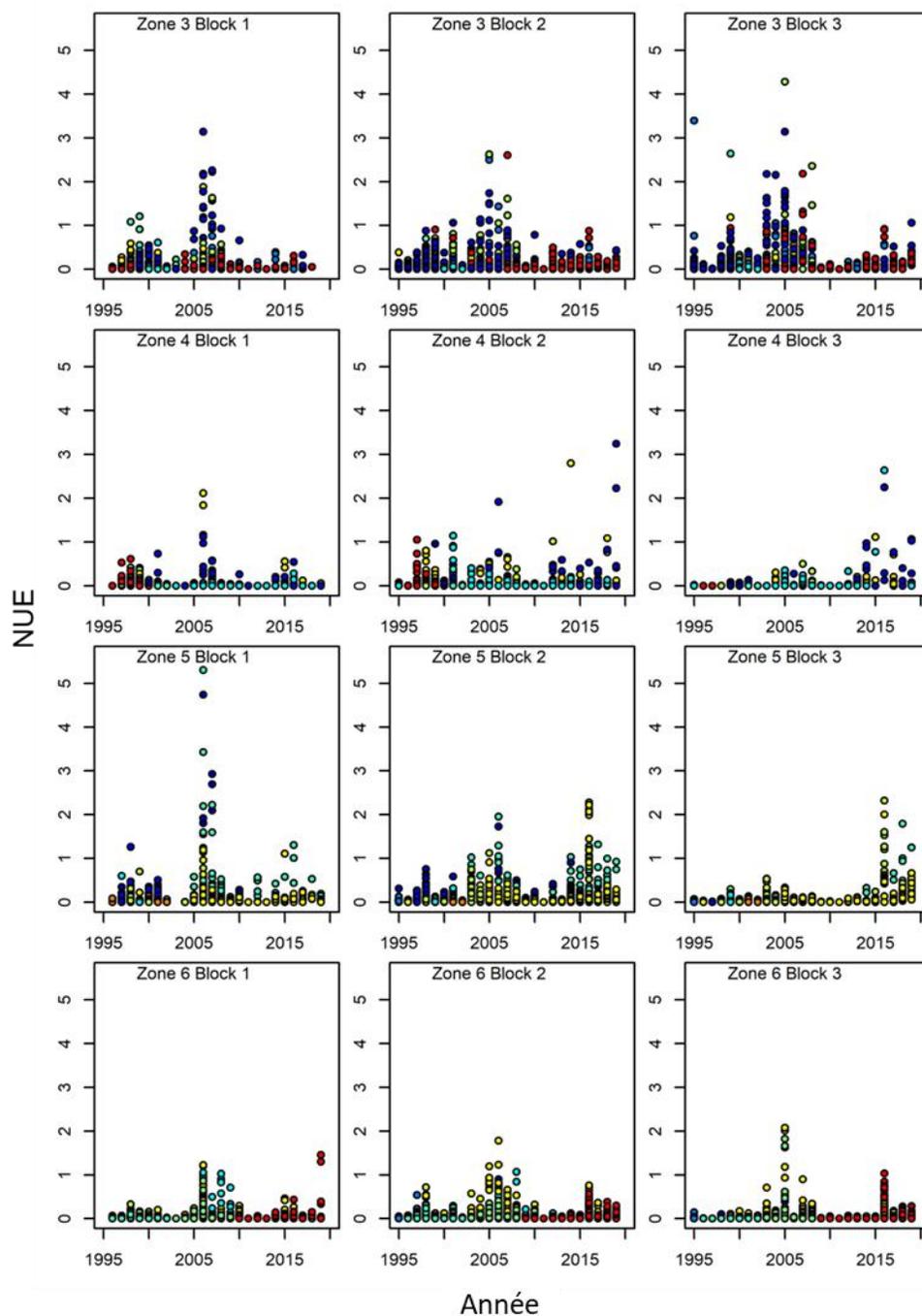


Figure 70. Taux de capture de morues d'âge 12 (nombre par filet) dans les calées individuelles par zone (lignes), bloc temporel (colonnes) et année dans la pêche sentinelle au filet maillant. Les couleurs distinguent les sites individuels. Les blocs temporels ont été définis en fonction du jour de l'année : bloc 1 [165, 195], bloc 2 [196, 226] et bloc 3 [227, 257].

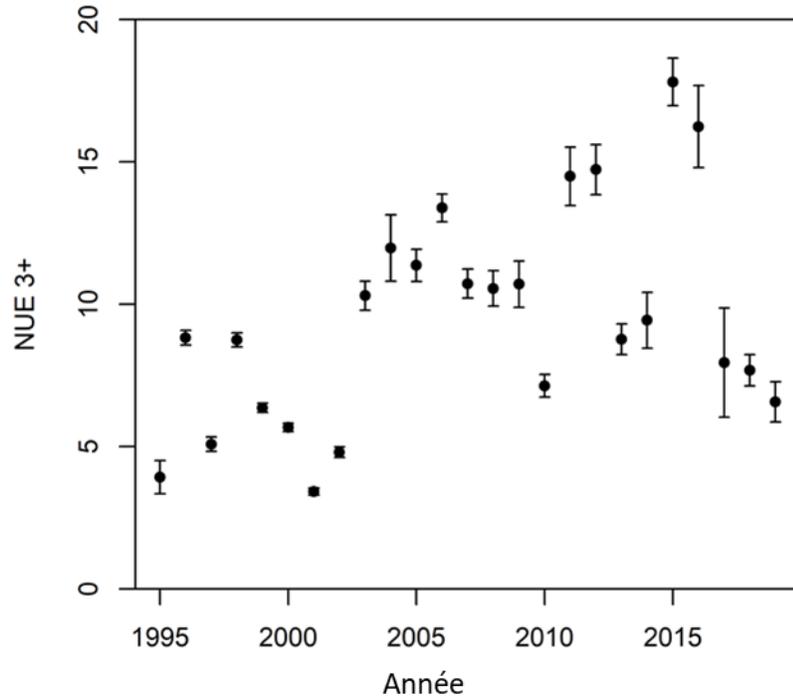


Figure 71. Indice d'abondance agrégé pour les individus d'âge 3+ (nombre par unité d'effort, NUE; par filet) avec intervalles de confiance à 95 % pour l'indice d'été du relevé par pêche sentinelle au filet maillant, 1995-2019.

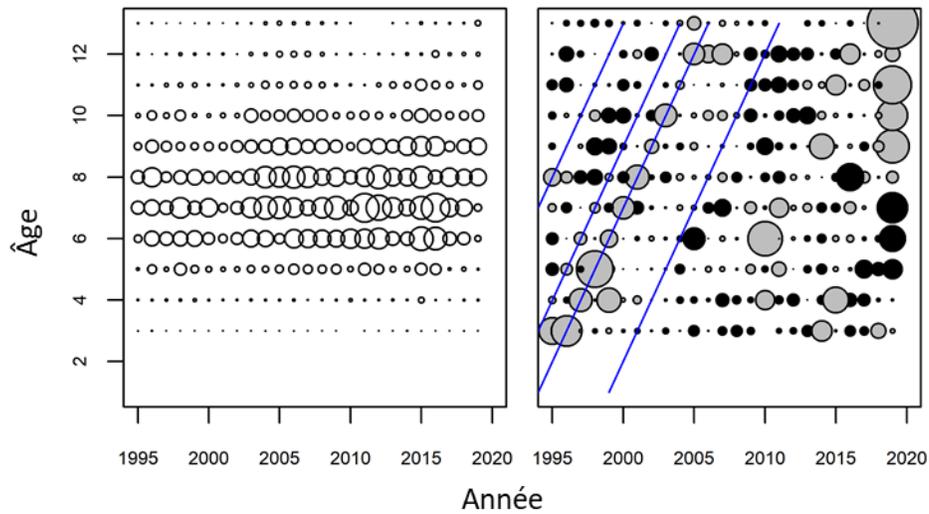


Figure 72. Captures selon l'âge dans le relevé par pêche sentinelle au filet maillant 1995-2019. Le graphique de gauche montre les captures proportionnelles à la taille du cercle, tandis que le graphique de droite montre les proportions normalisées par âge par année (SPAY), les cercles gris indiquant des captures supérieures à la moyenne et les cercles noirs des captures inférieures à la moyenne. Les lignes bleues indiquent que certaines cohortes ont constamment suivi un parcours supérieur à la moyenne dans le relevé de recherche (voir Figure 17).

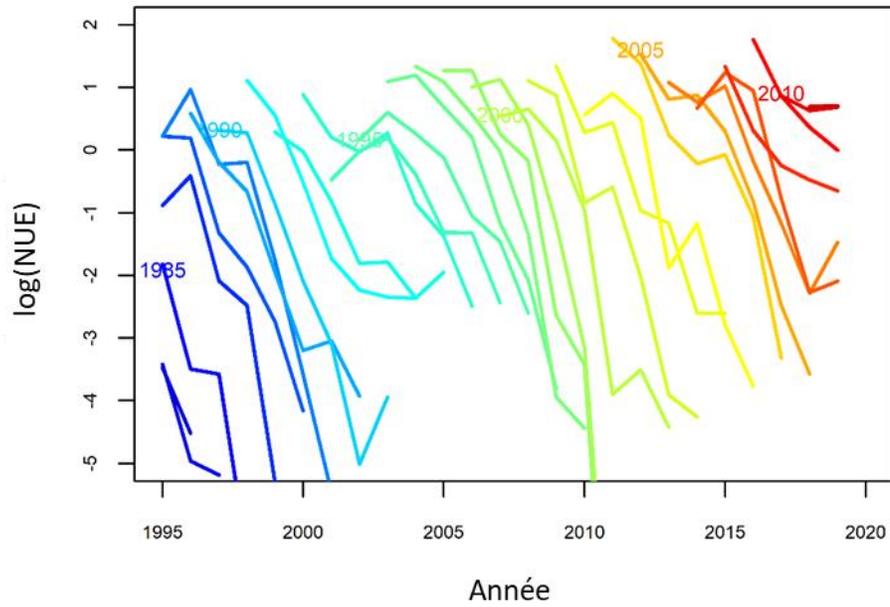


Figure 73. Abondance des cohortes individuelles (âges 7 à 13+) dans les captures selon l'âge du relevé par pêche sentinelle au filet maillant, 1995-2019. Les cohortes sont indiquées par année de naissance pour chaque 5^e année.

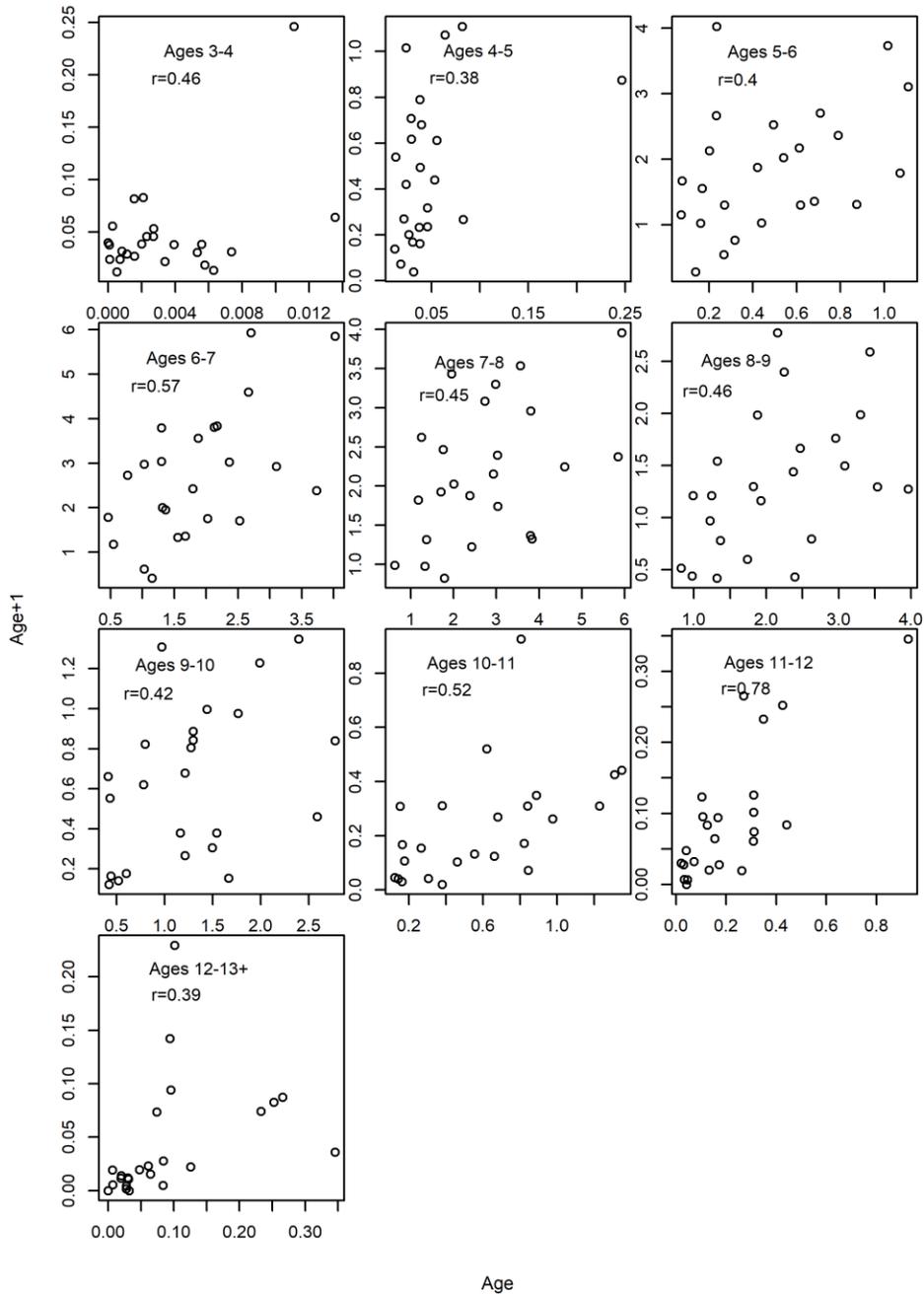


Figure 74. Abondance selon l'âge des cohortes à un âge et une année donnés, en fonction de leur abondance un an plus tard dans le relevé par pêche sentinelle au filet maillant, pour 1995-2019. La corrélation entre les deux séries d'estimations est indiquée dans chaque graphique.

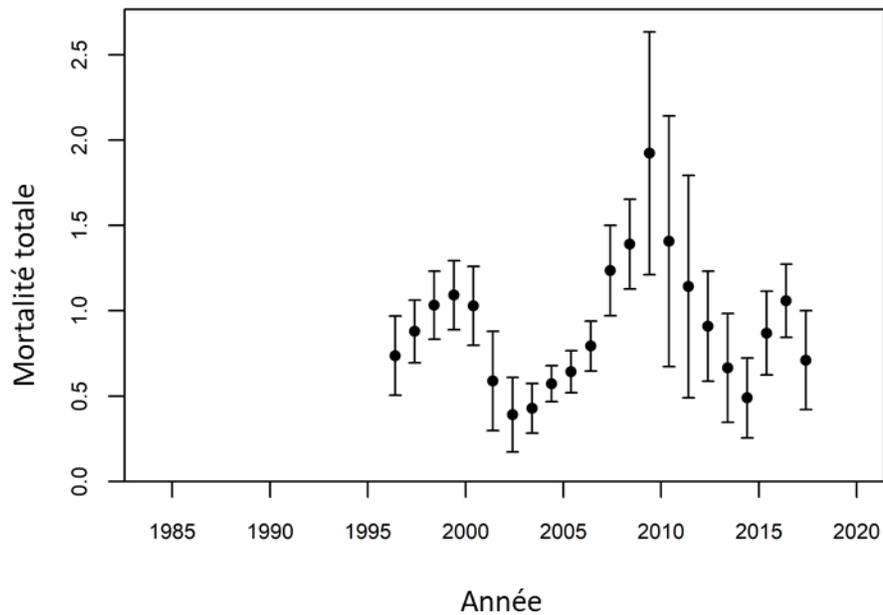


Figure 75. Estimations de la mortalité totale (Z ; avec intervalles de confiance à 95 %) pour les individus d'âge 8 à 12 d'après le relevé par pêche sentinelle au filet maillant, 1995-2019.

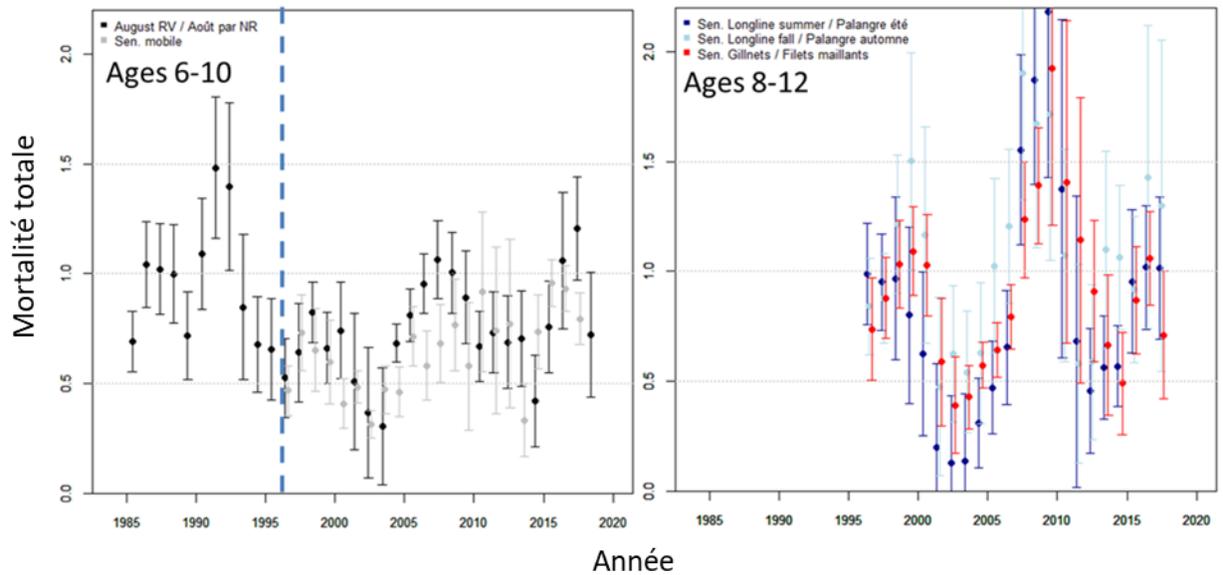


Figure 76. Comparaison des estimations de la mortalité totale pour chacun des cinq principaux indices dérivés de relevés indépendants de la pêche.

13. ANNEXE I

13.1. FIGURES SUPPLÉMENTAIRES

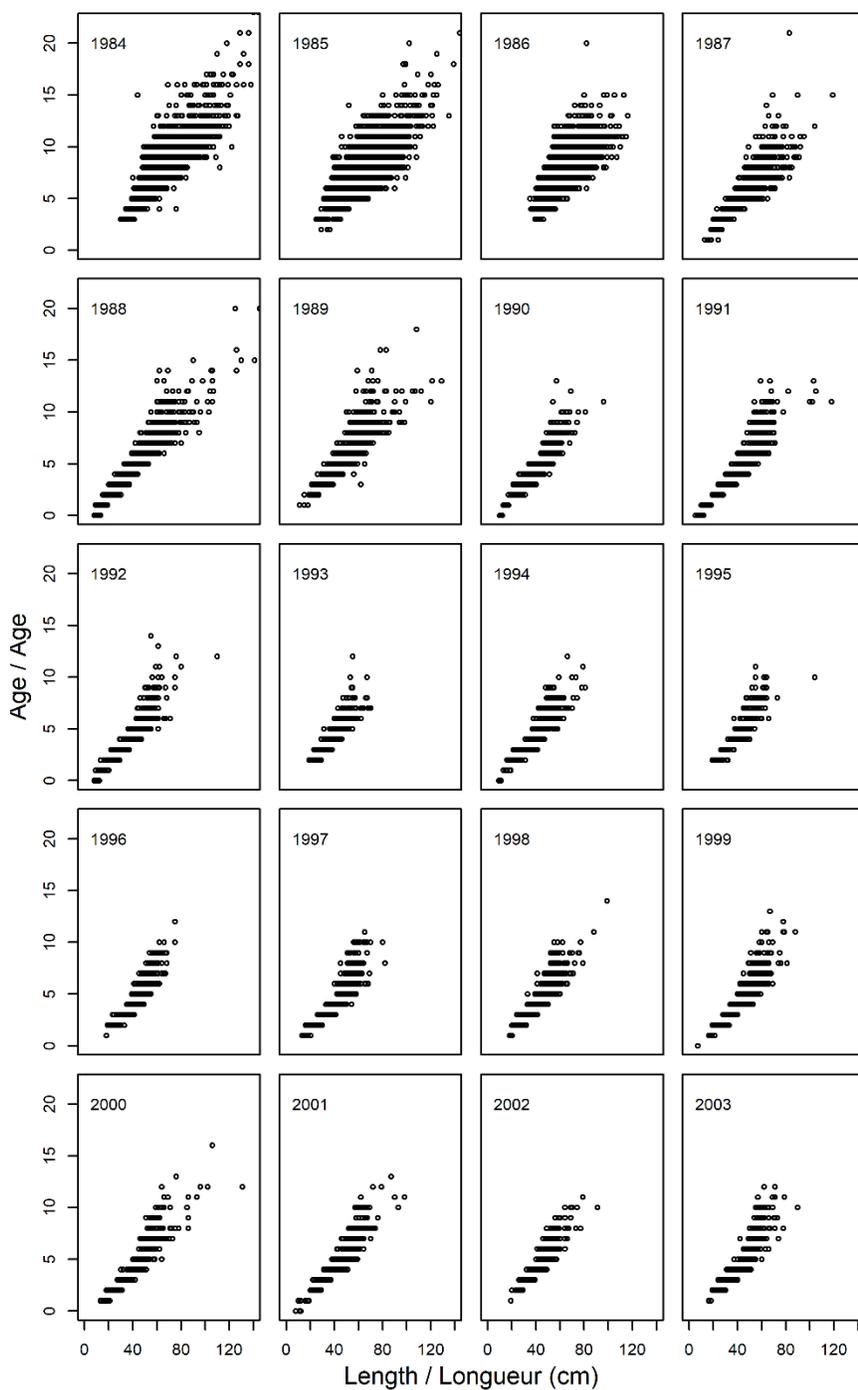


Figure A1. Observation annuelle de l'âge et de la longueur dans le relevé de recherche.

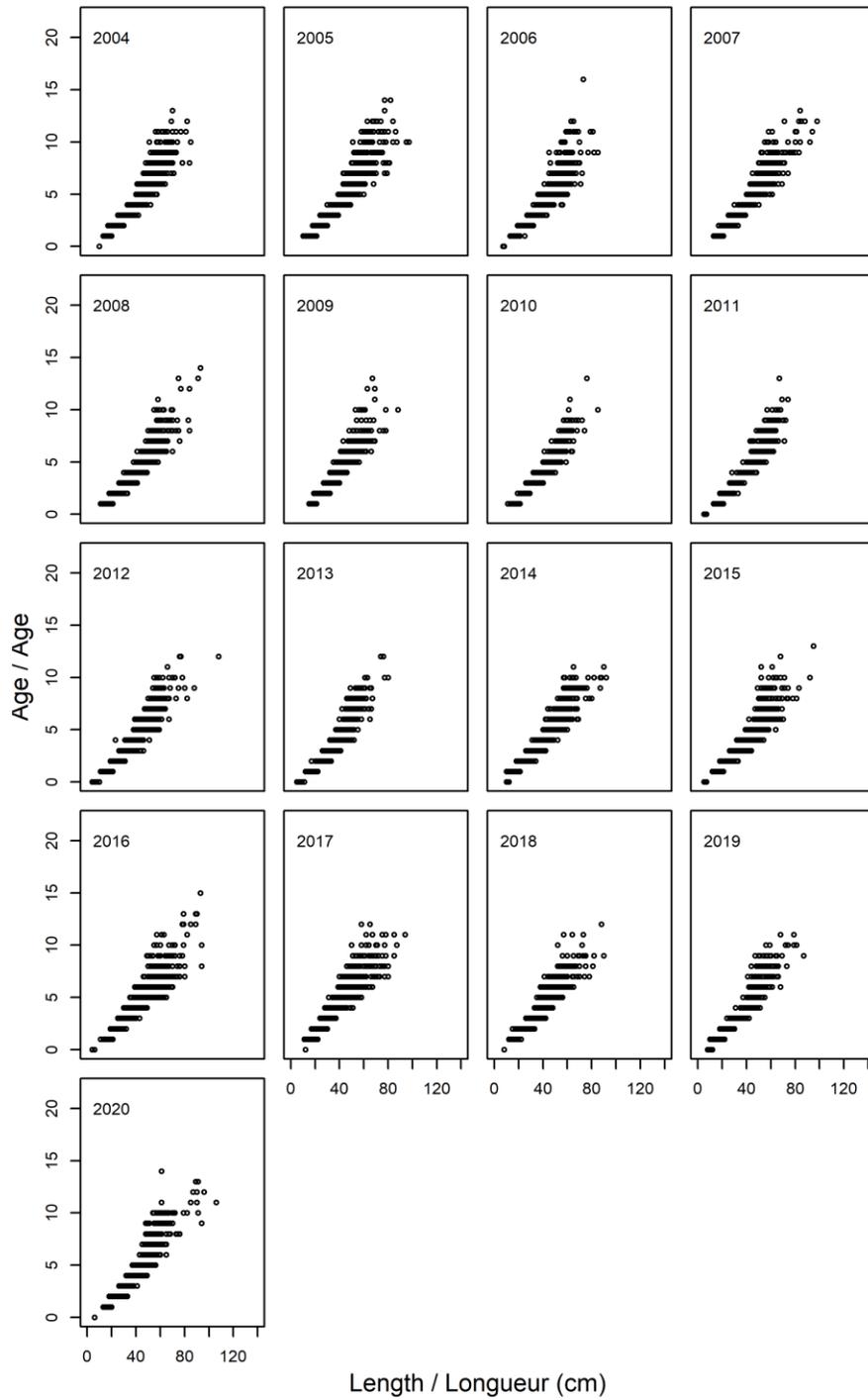


Figure A1. Suite

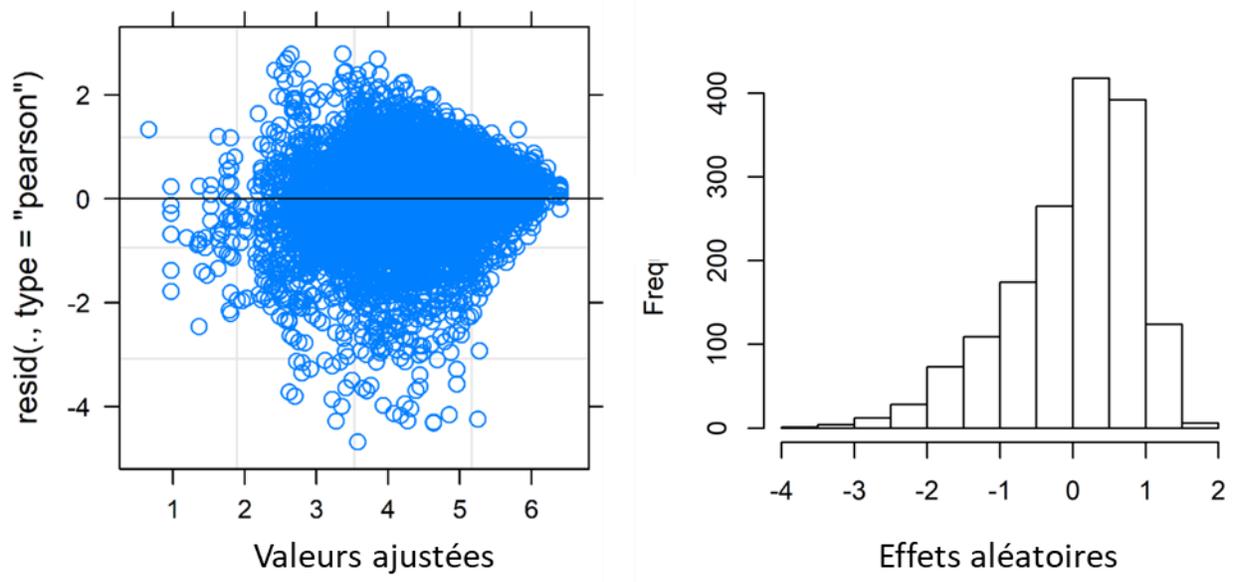


Figure A2. Résultats normalisés et distribution des effets aléatoires estimés dans l'analyse par modèle additif général à effets mixtes des taux de capture en fonction du temps d'immersion dans le relevé par pêche sentinelle à la palangre.

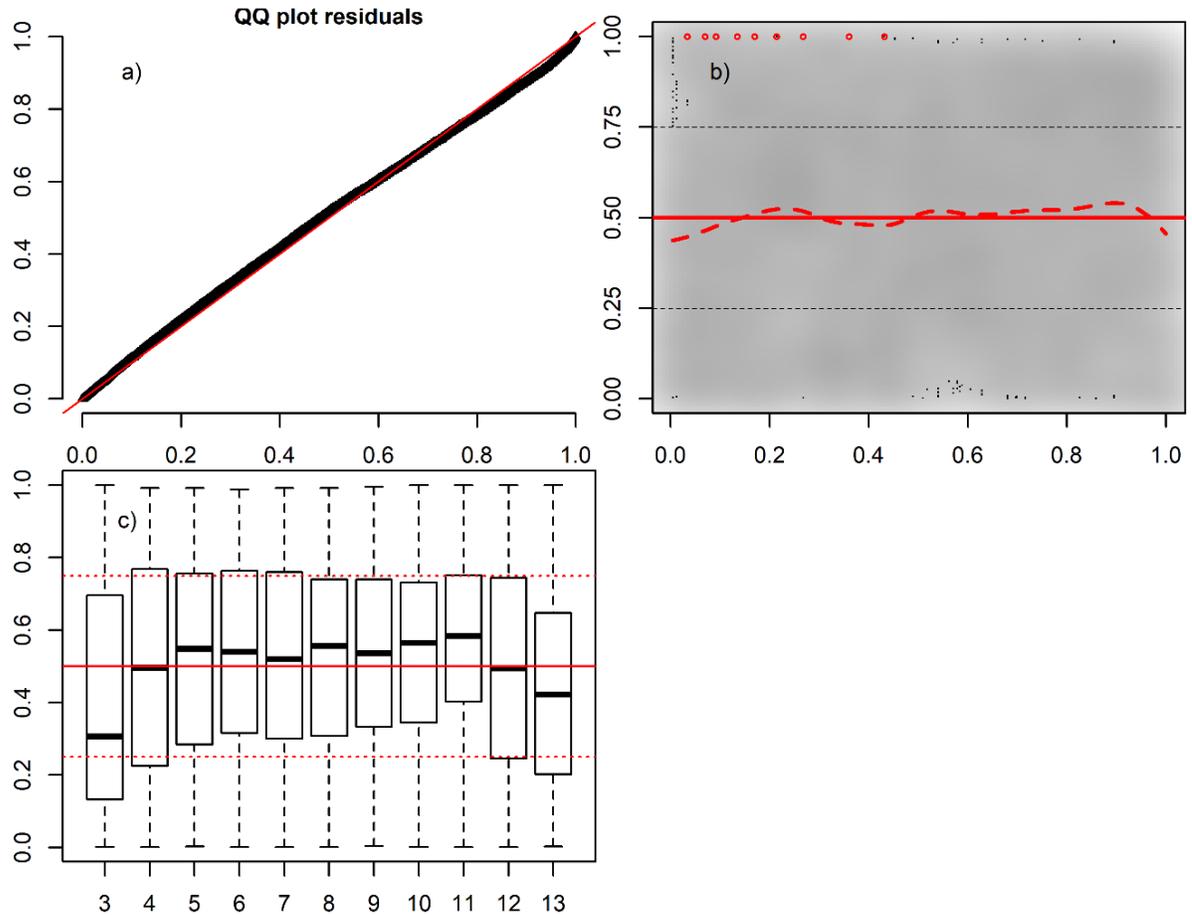


Figure A3. Résumé des résidus quantiles du modèle A pour l'étalonnage de deux types d'hameçons dans le programme de pêche sentinelle à la palangre : a) graphiques Q-Q des résidus quantiles; b) distribution des résidus quantiles en fonction des valeurs prédites transformées en rang, la ligne rouge pleine indiquant la valeur moyenne attendue de 0,5, la ligne pointillée étant un lissage de la valeur moyenne simulée et les astérisques indiquant des écarts significatifs ou des valeurs aberrantes; c) diagrammes de quartiles résiduels en fonction de l'âge de la morue (à noter que l'âge 13 est en fait un groupe d'individus de 13 ans et plus), un modèle correctement ajusté devant donner une distribution uniforme des résidus pour chaque âge, et donc une médiane (ligne noire solide) à 0,5 et des quartiles délimités à 0,25 et 0,75.

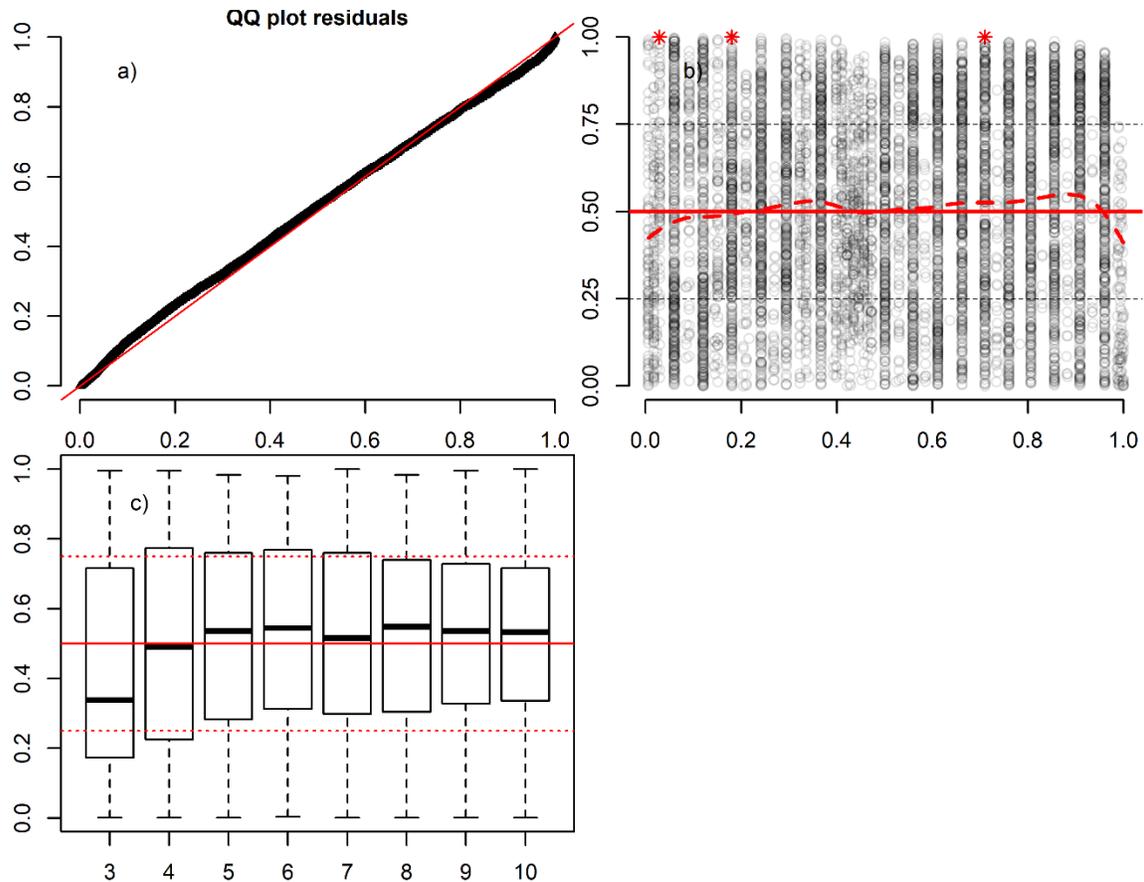


Figure A4. Résumé des résidus quantiles du modèle B pour l'étalonnage de deux types d'hameçons dans le programme de pêche sentinelle à la palangre : a) graphiques Q-Q des résidus quantiles; b) distribution des résidus quantiles en fonction des valeurs prédites transformées en rang, la ligne rouge pleine indiquant la valeur moyenne attendue de 0,5, la ligne pointillée étant un lissage de la valeur moyenne simulée et les astérisques indiquant des écarts significatifs ou des valeurs aberrantes; c) diagrammes de quartiles résiduels en fonction de l'âge de la morue (à noter que l'âge 13 est en fait un groupe d'individus de 13 ans et plus), un modèle correctement ajusté devant donner une distribution uniforme des résidus pour chaque âge, et donc une médiane (ligne noire solide) à 0,5 et des quartiles délimités à 0,25 et 0,75.

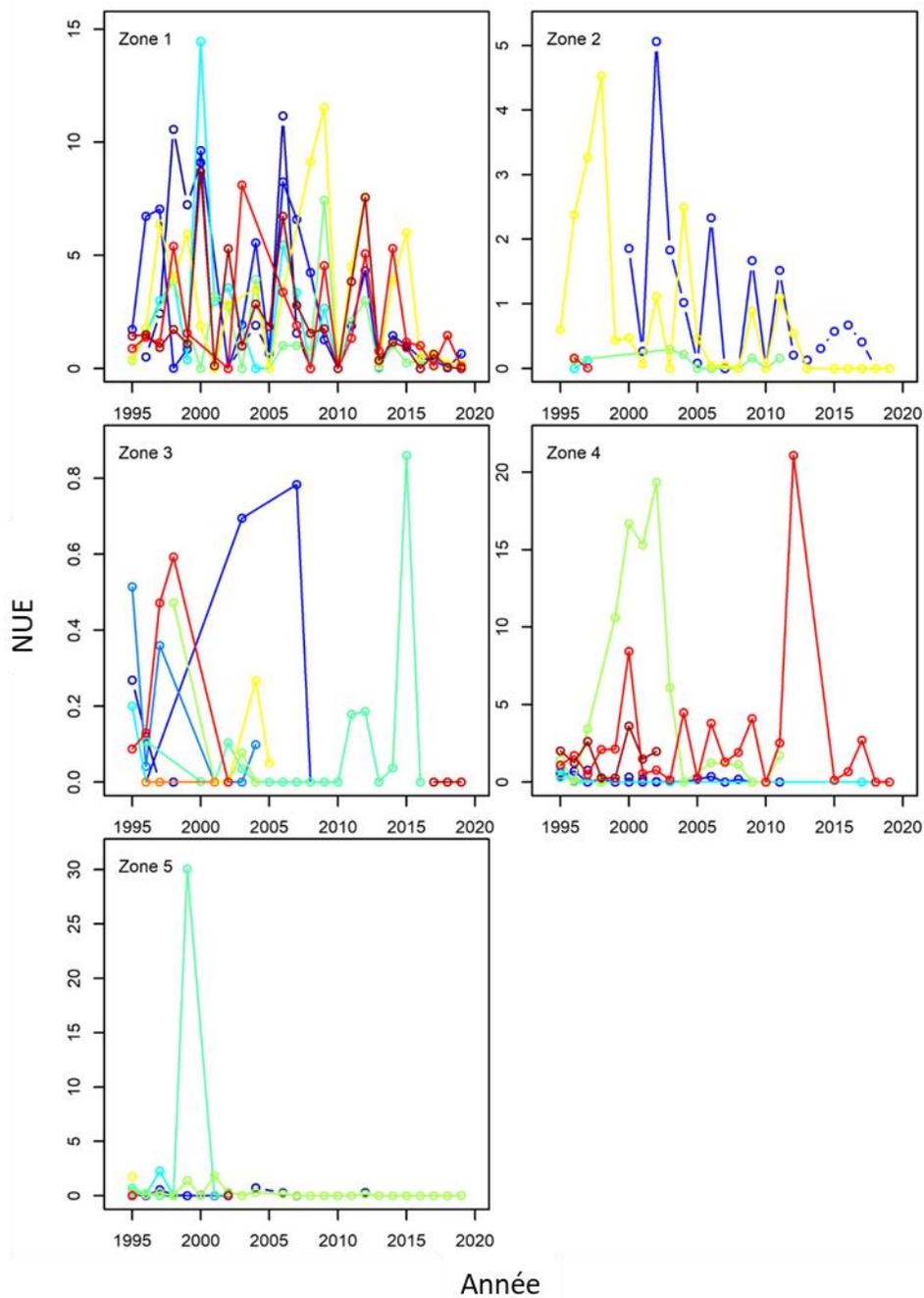


Figure A5. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site et par zone pour la morue d'âge 3 dans le programme de pêche sentinelle à la palangre. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone.

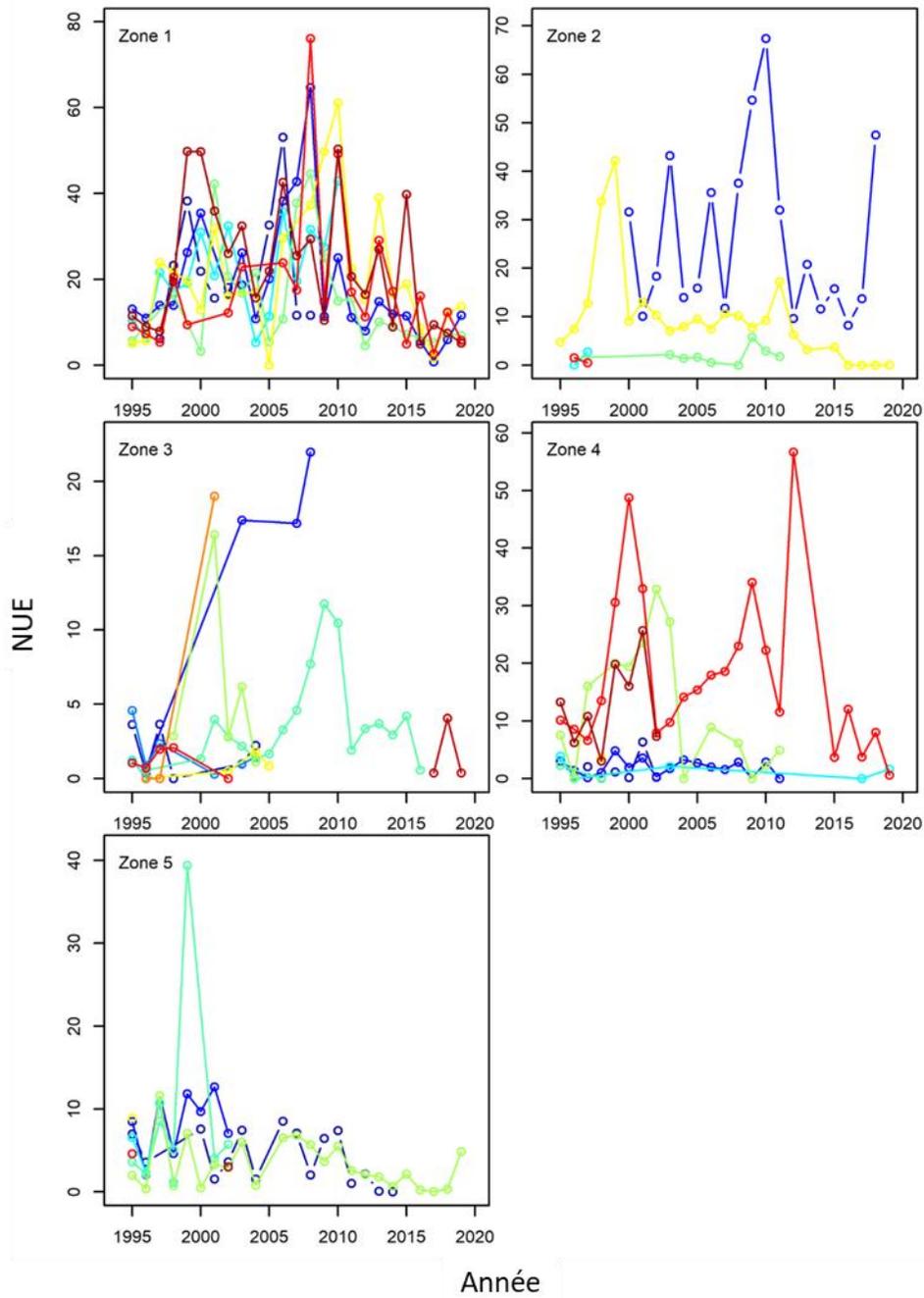


Figure A6. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site et par zone pour la morue d'âge 4 dans le programme de pêche sentinelle à la palangre. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone.

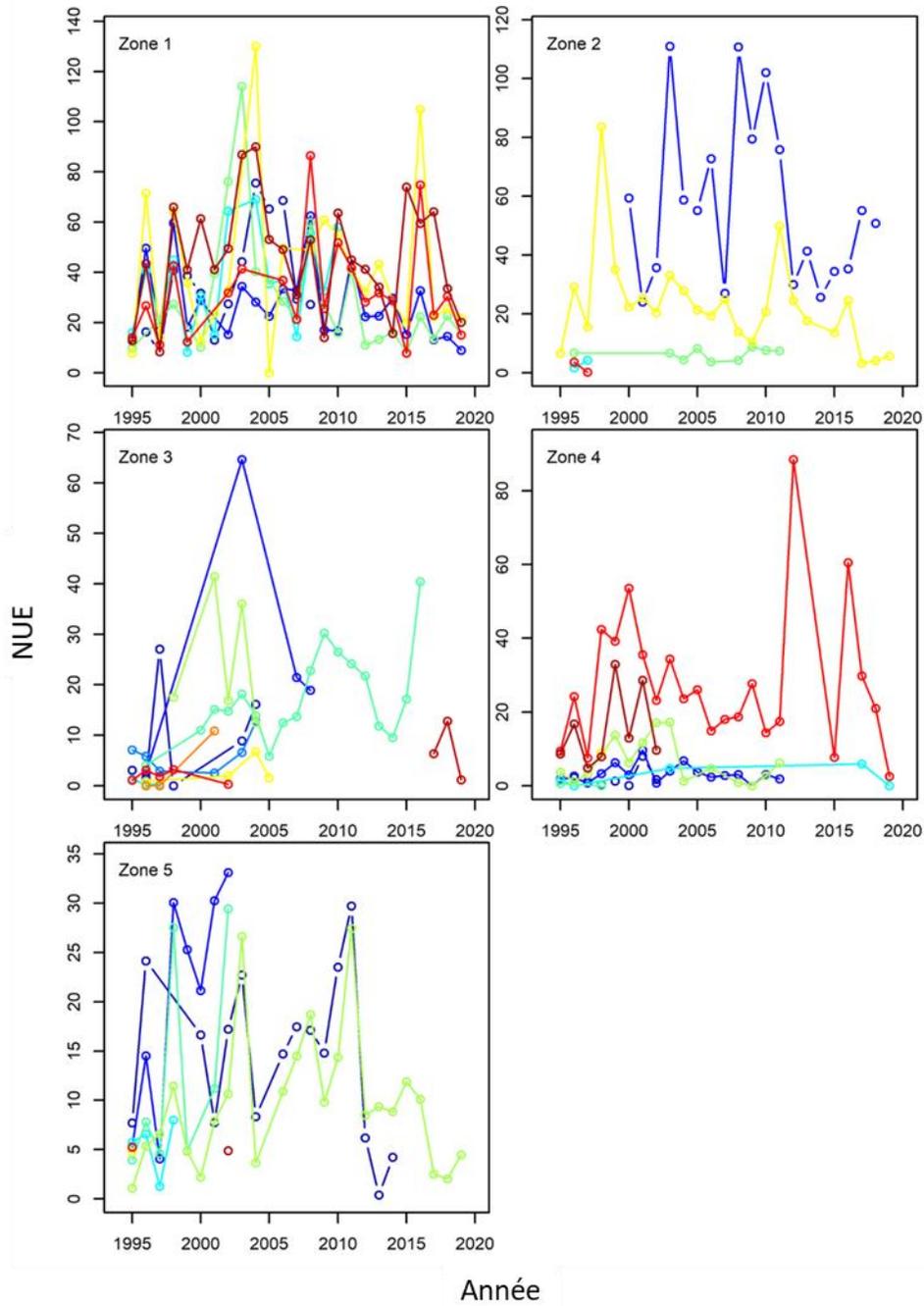


Figure A7. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site et par zone pour la morue d'âge 5 dans le programme de pêche sentinelle à la palangre. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone.

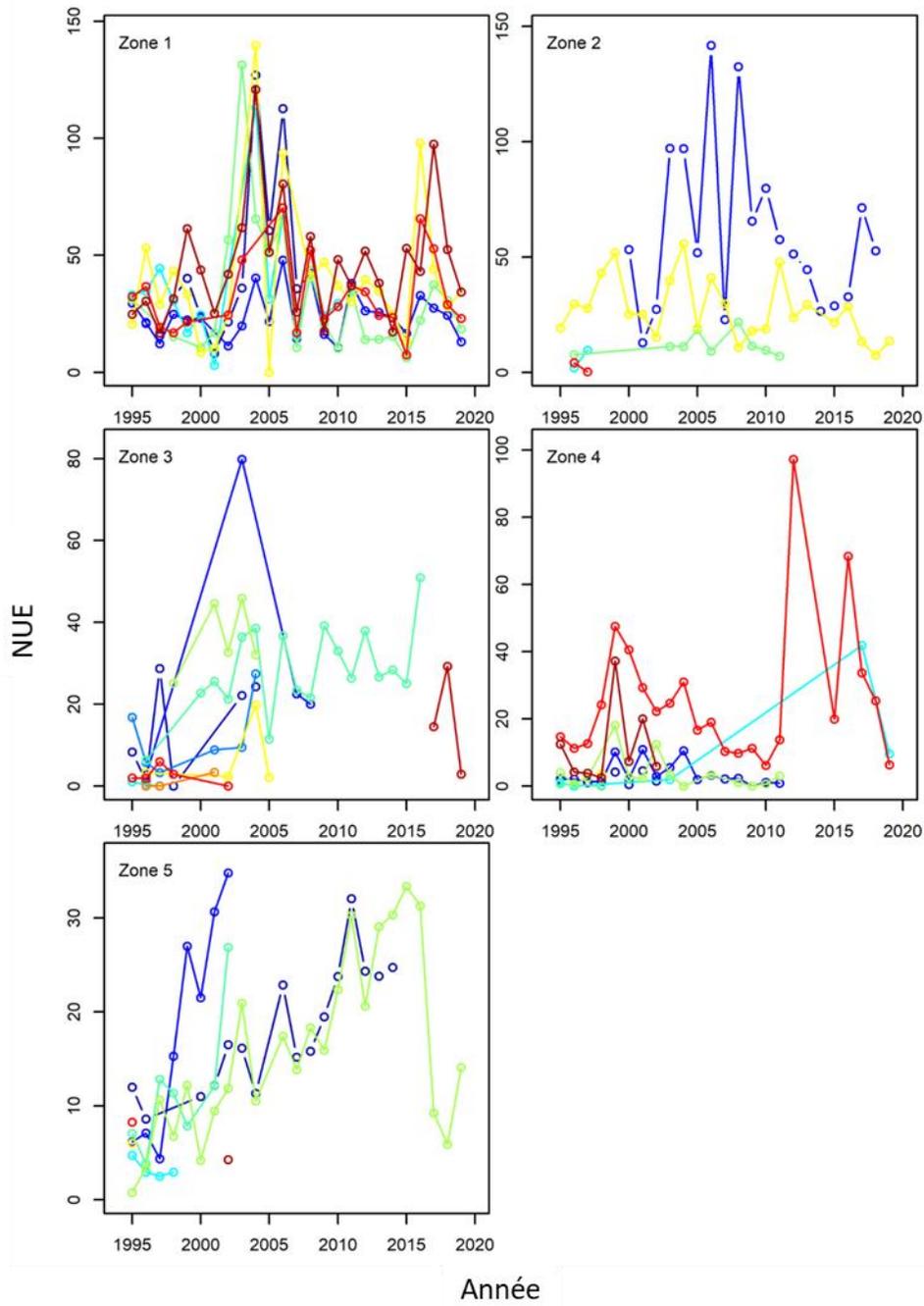


Figure A8. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site et par zone pour la morue d'âge 6 dans le programme de pêche sentinelle à la palangre. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone.

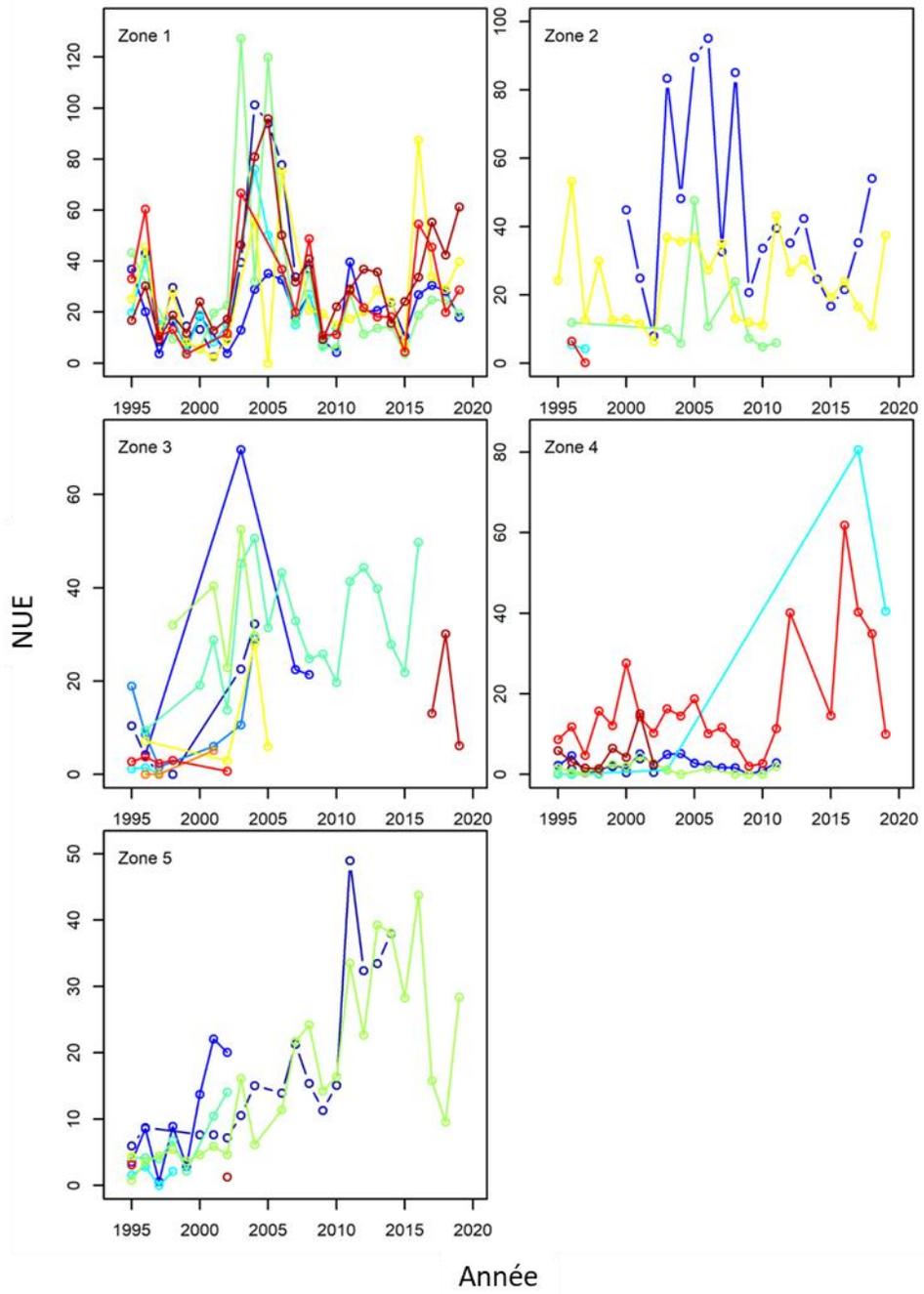


Figure A9. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site et par zone pour la morue d'âge 7 dans le programme de pêche sentinelle à la palangre. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone.

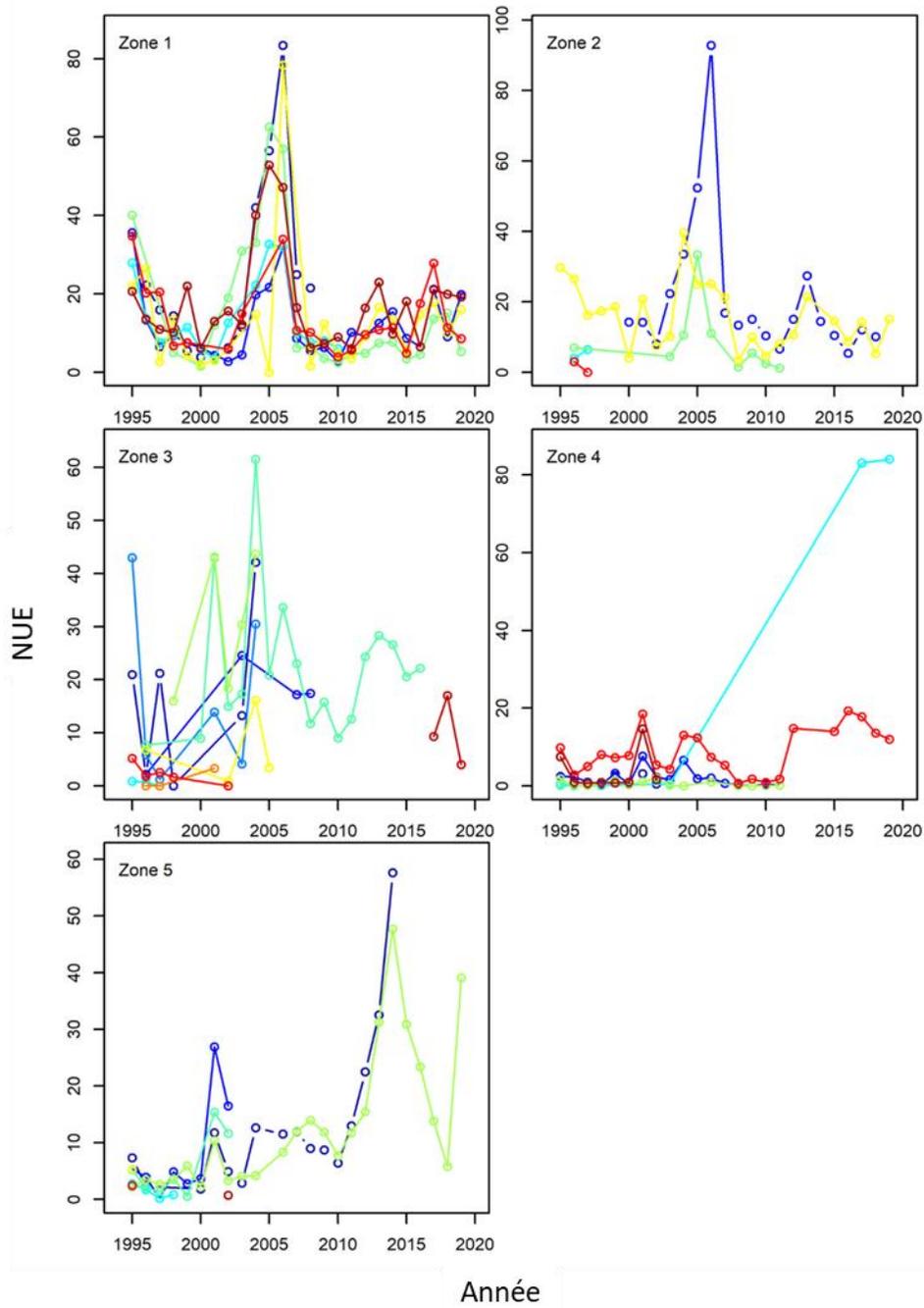


Figure A10. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site et par zone pour la morue d'âge 8 dans le programme de pêche sentinelle à la palangre. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone.

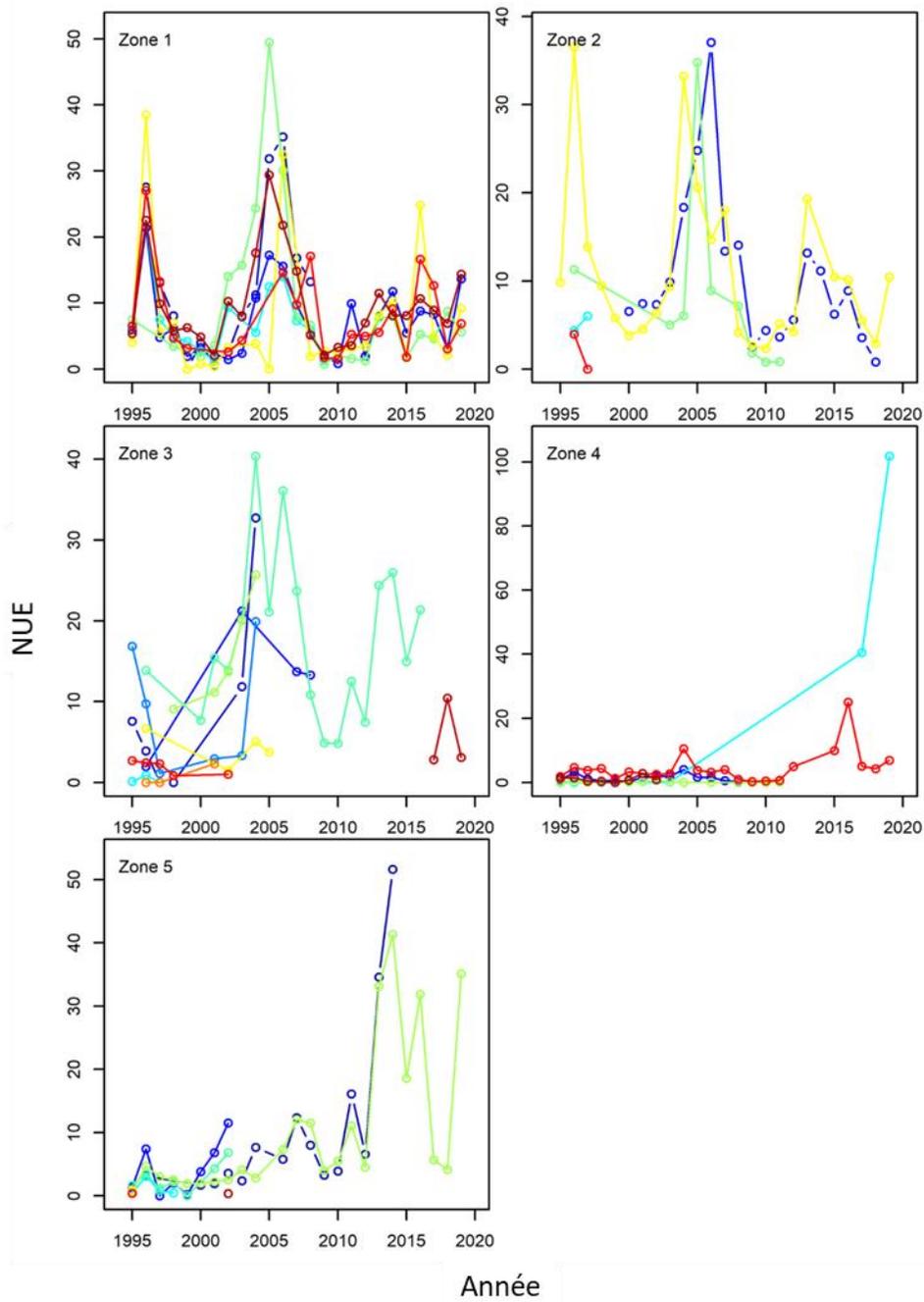


Figure A11. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site et par zone pour la morue d'âge 9 dans le programme de pêche sentinelle à la palangre. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone.

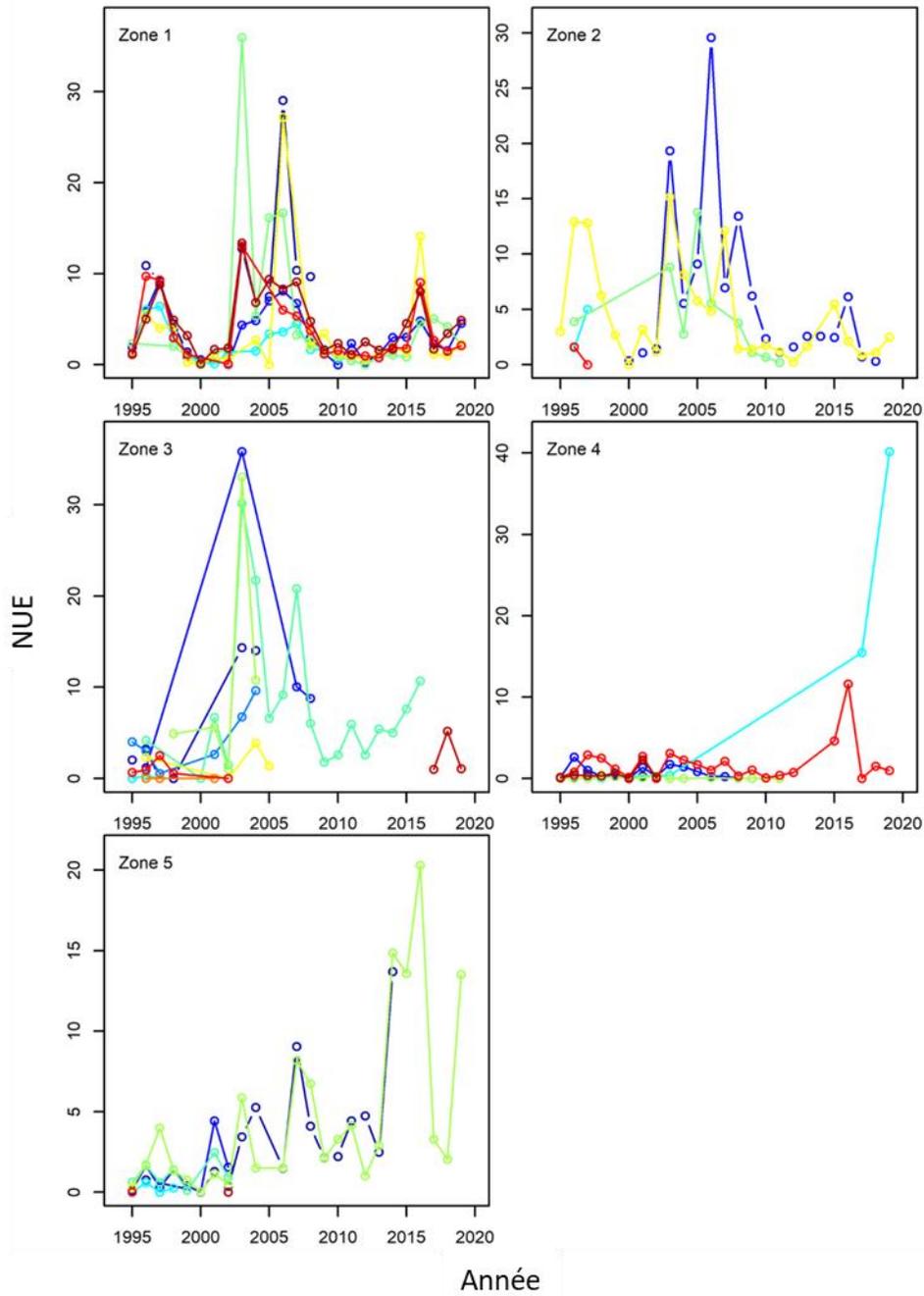


Figure A12. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site et par zone pour la morue d'âge 10 dans le programme de pêche sentinelle à la palangre. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone.

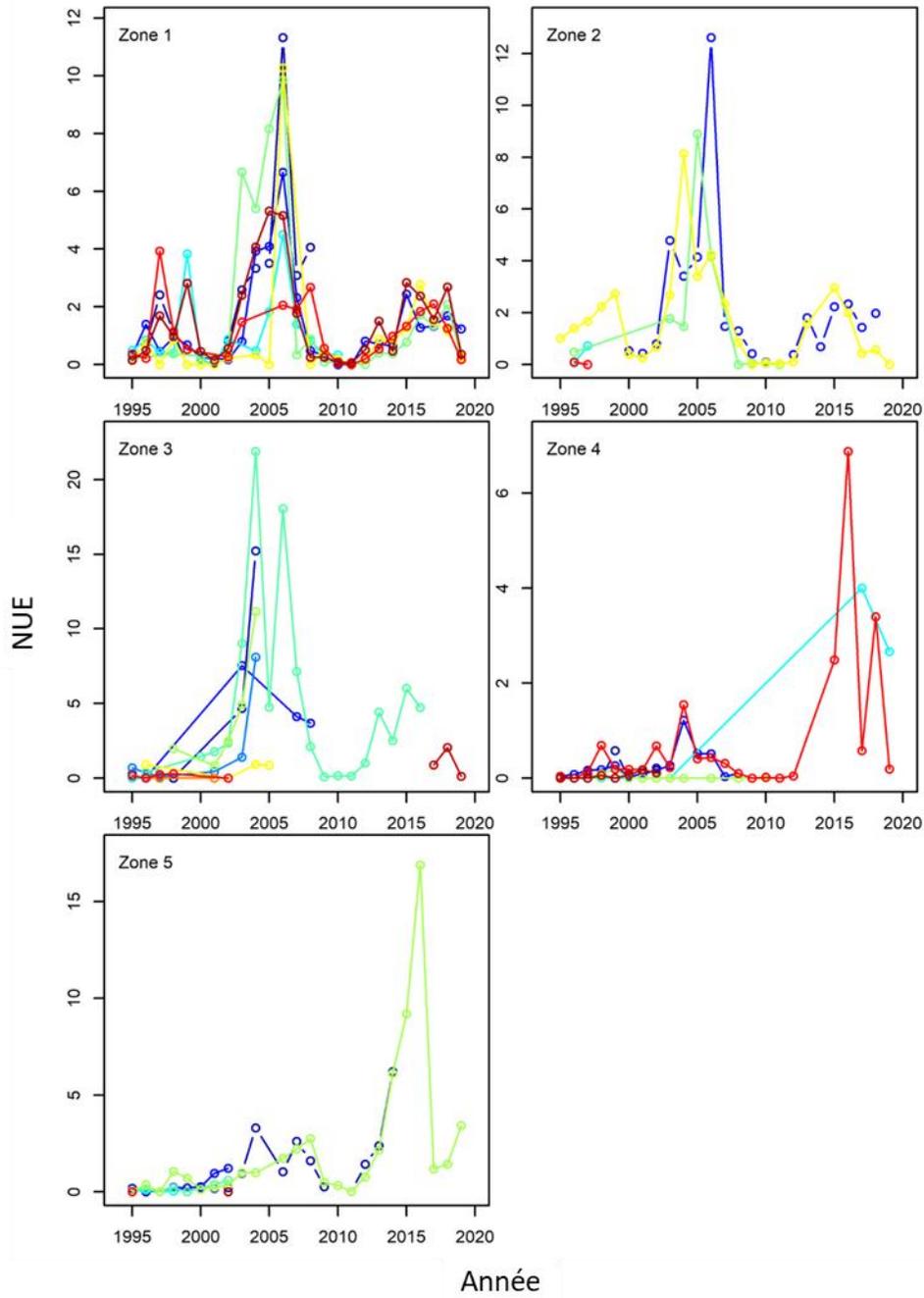


Figure A13. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site et par zone pour la morue d'âge 11 dans le programme de pêche sentinelle à la palangre. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone.

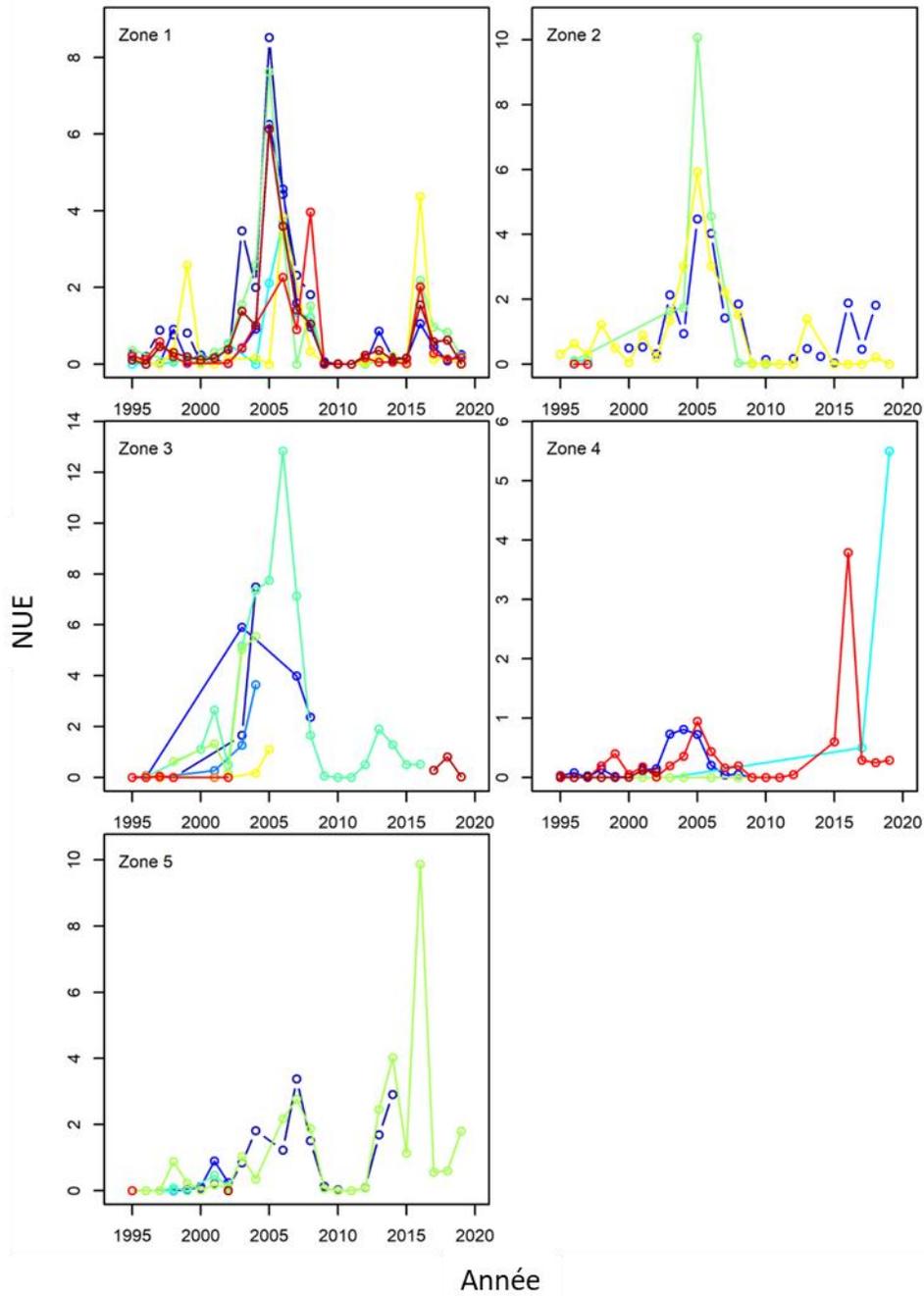


Figure A14. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site et par zone pour la morue d'âge 12 dans le programme de pêche sentinelle à la palangre. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone.

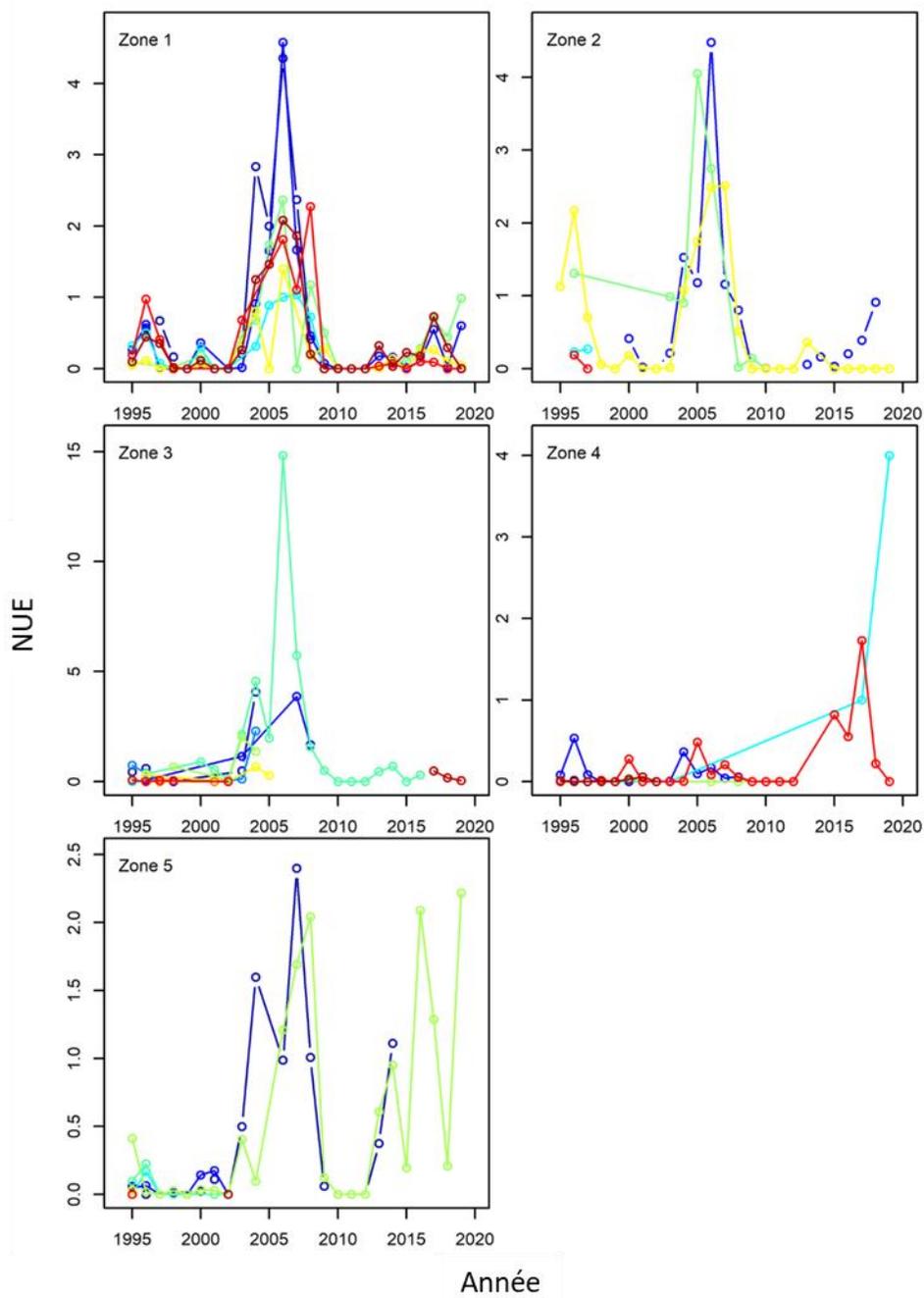


Figure A15. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site et par zone pour la morue d'âge 13+ dans le programme de pêche sentinelle à la palangre. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone.

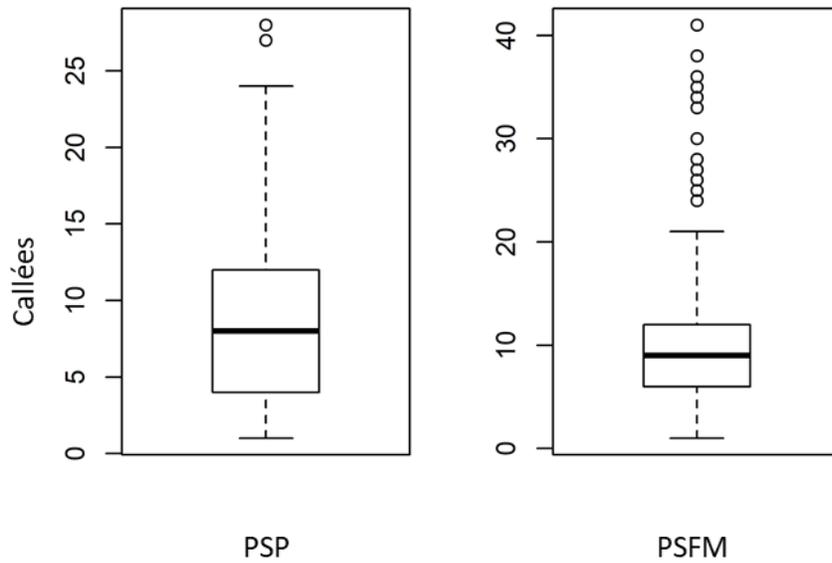


Figure A16. Diagrammes de quartiles du nombre de calées par site et strate dans les données de la pêche sentinelle à la palangre (PSP) et au filet maillant (PSFM) d'été utilisées pour générer des indices d'abondance.

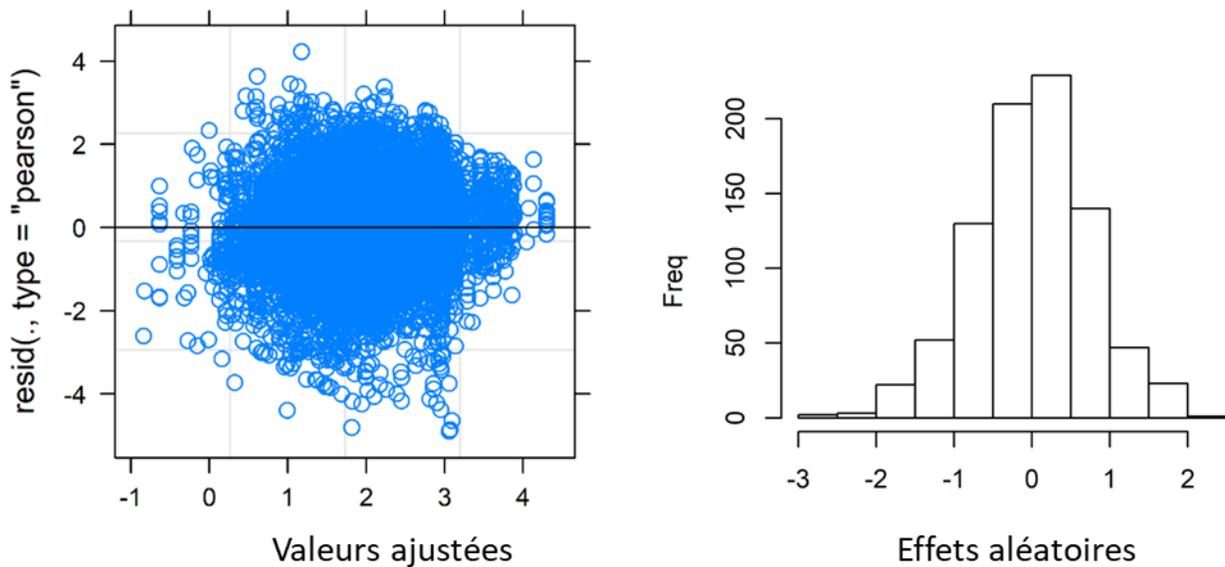


Figure A17. Résultats normalisés et distribution des effets aléatoires estimés dans l'analyse par modèle additif général à effets mixtes des taux de capture en fonction du temps d'immersion dans le relevé par pêche sentinelle au filet maillant.

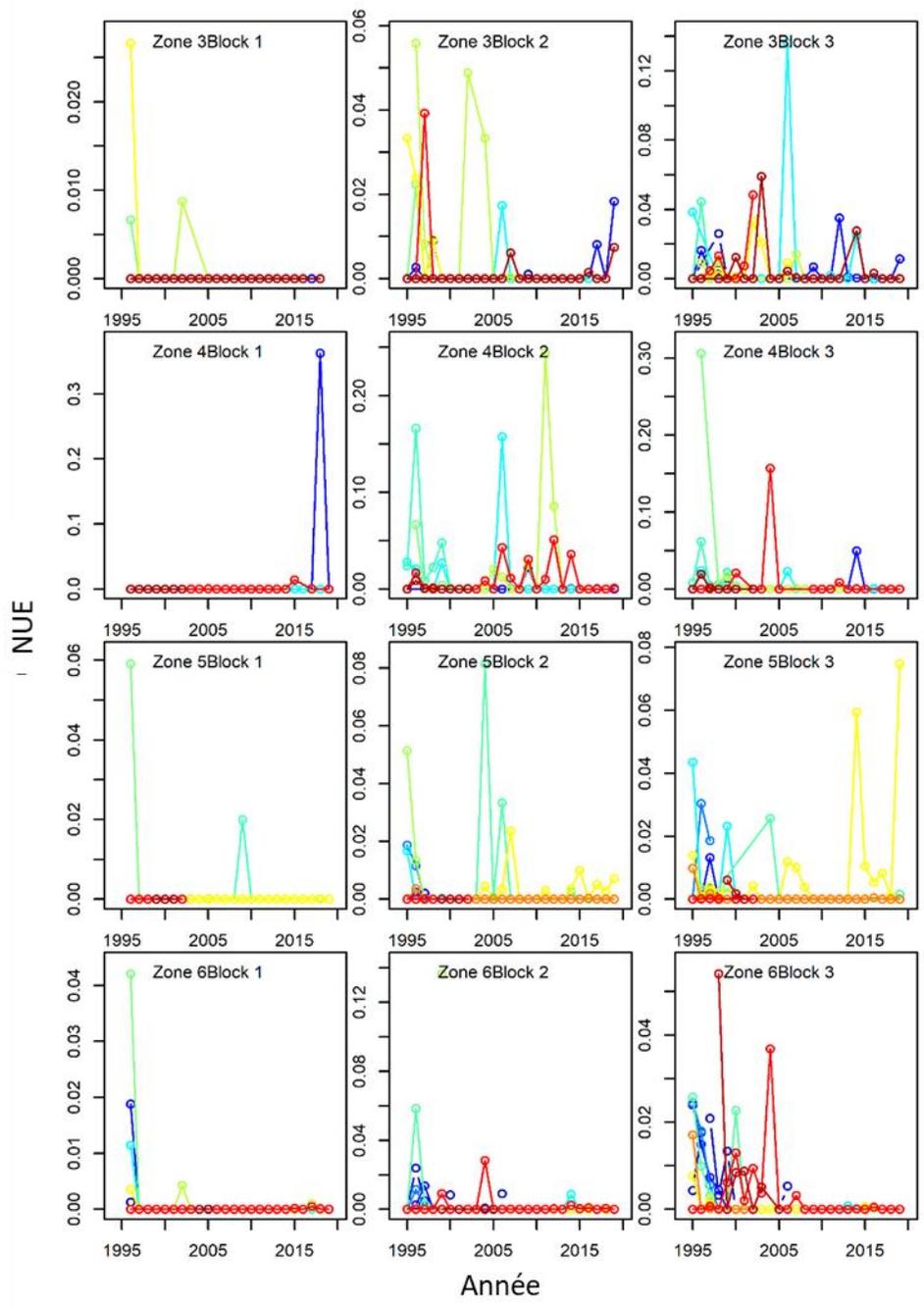


Figure A18. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site, par zone et par bloc saisonnier pour la morue de 3 ans dans le programme de pêche sentinelle au filet maillant. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone et bloc.

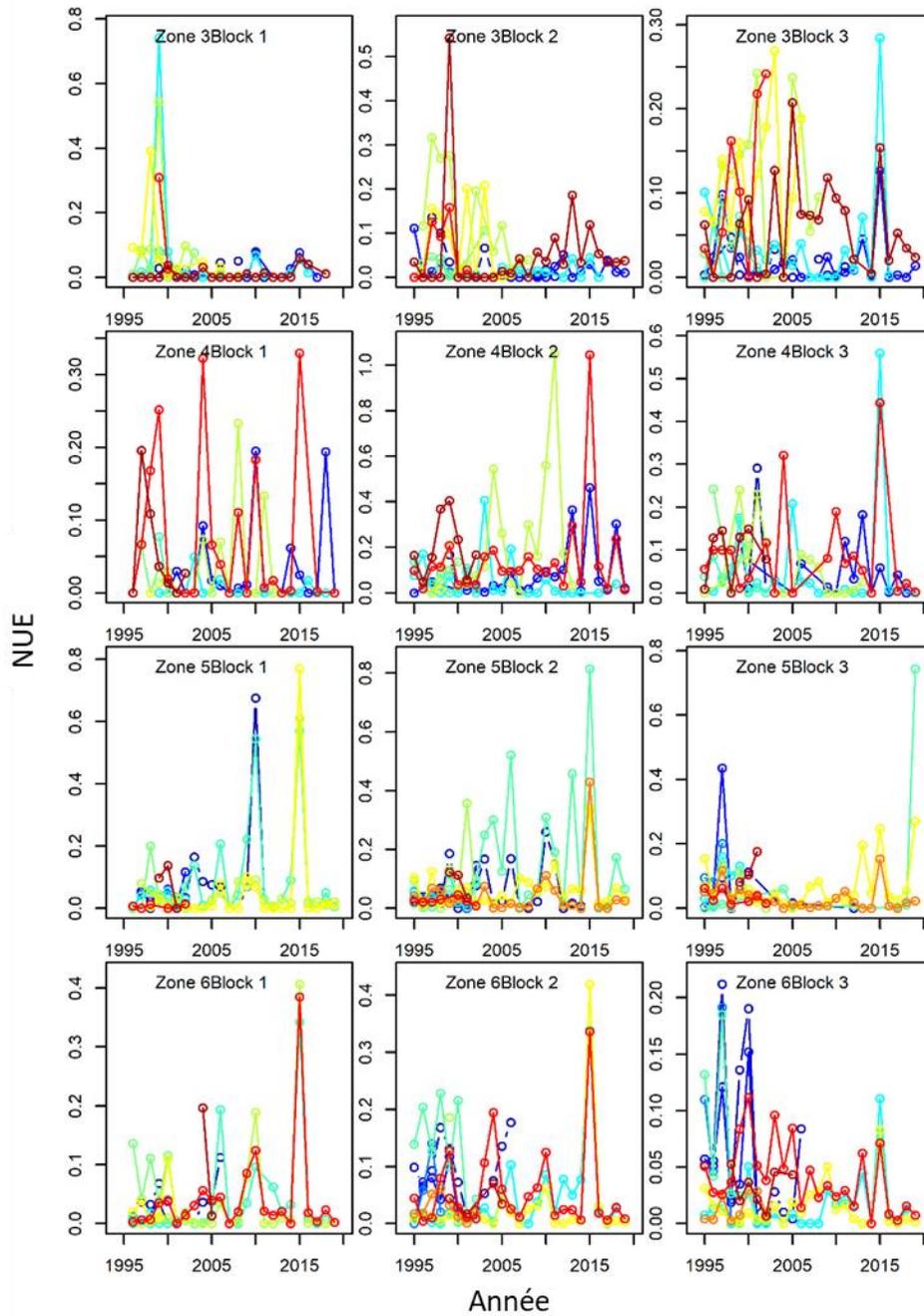


Figure A19. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site, par zone et par bloc saisonnier pour la morue d'âge 4 dans le programme de pêche sentinelle au filet maillant. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone et bloc.

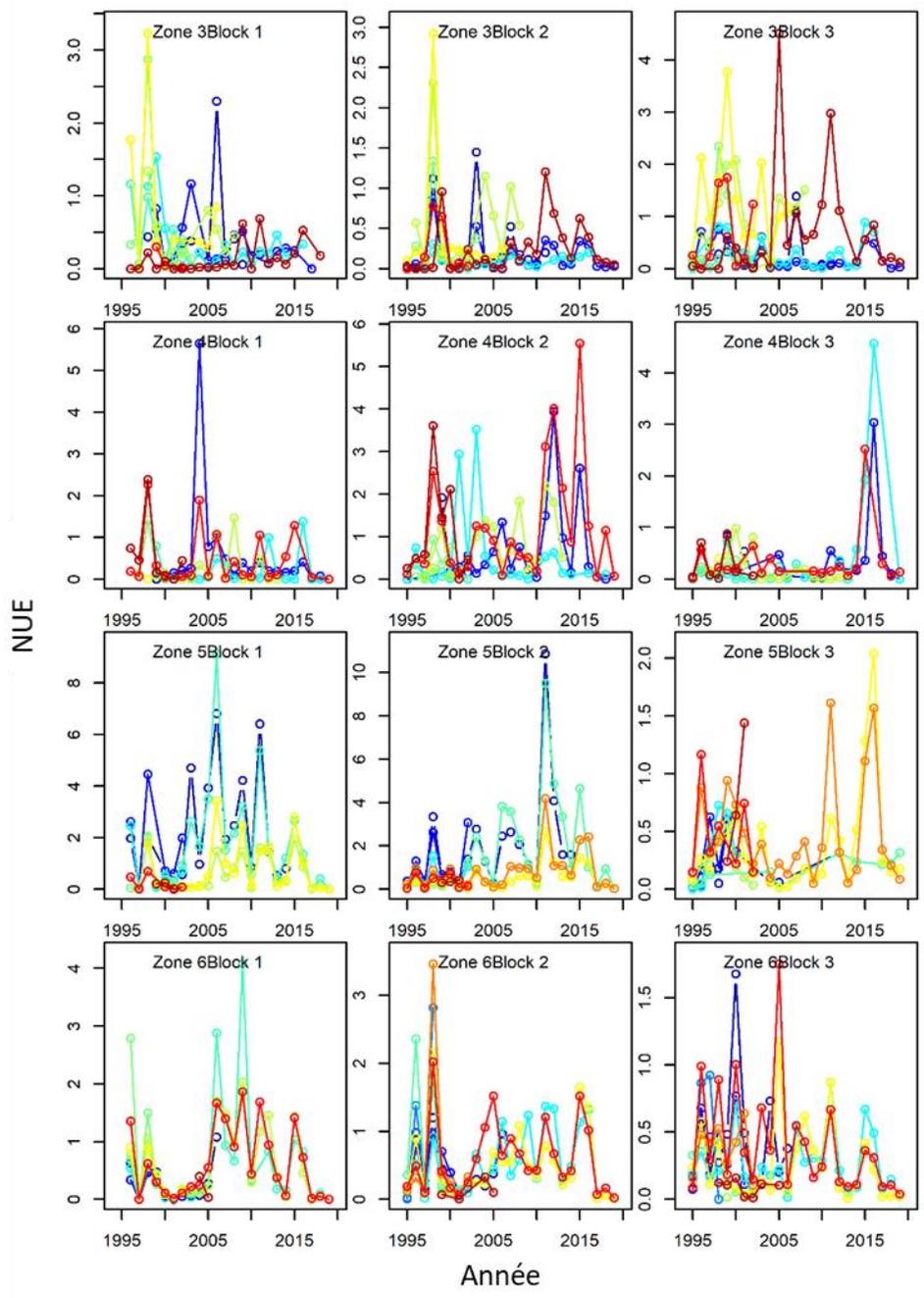


Figure A20. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site, par zone et par bloc saisonnier pour la morue d'âge 5 dans le programme de pêche sentinelle au filet maillant. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone et bloc.

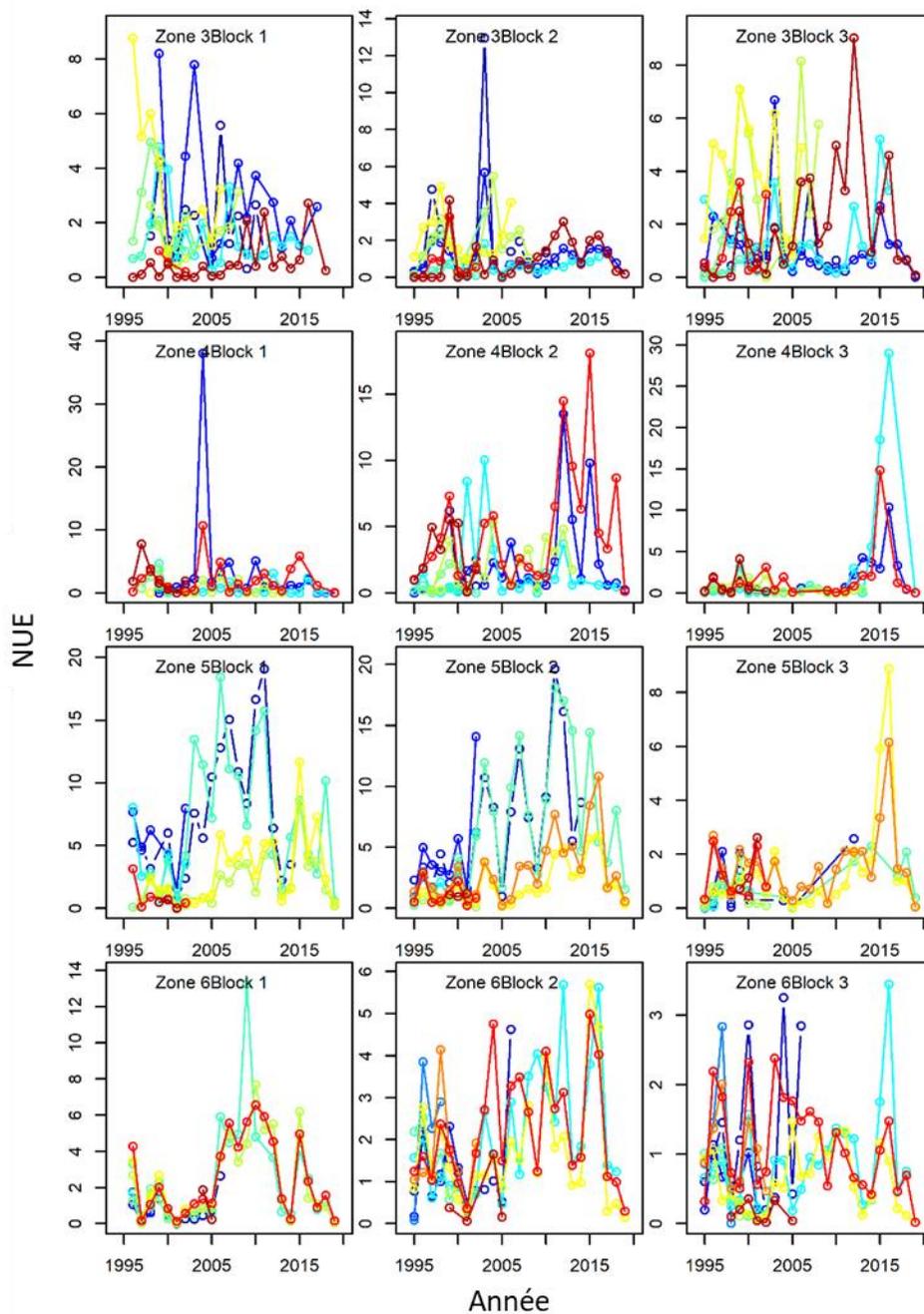


Figure A21. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site, par zone et par bloc saisonnier pour la morue d'âge 6 dans le programme de pêche sentinelle au filet maillant. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone et bloc.

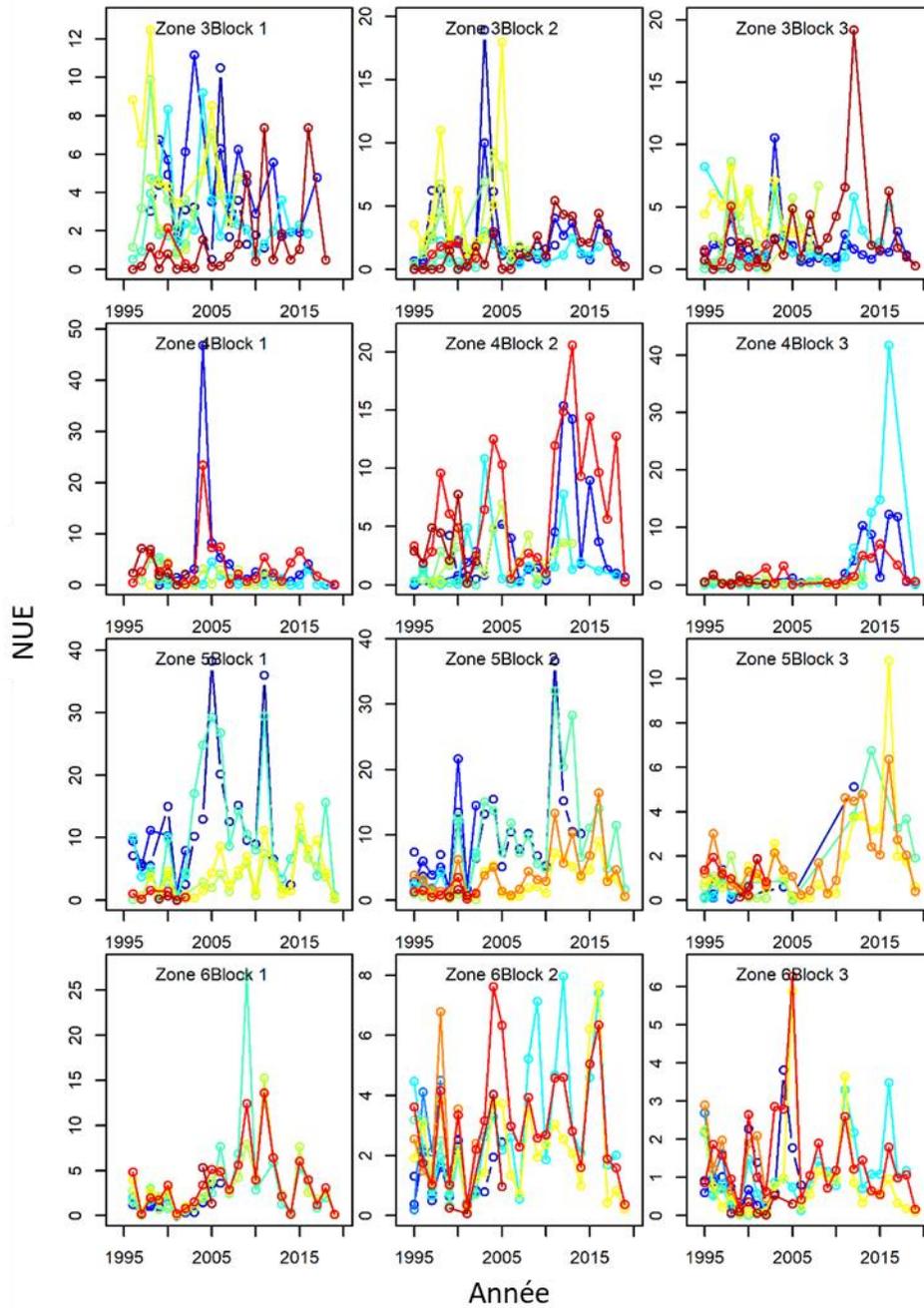


Figure A22. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site, par zone et par bloc saisonnier pour la morue d'âge 7 dans le programme de pêche sentinelle au filet maillant. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone et bloc.

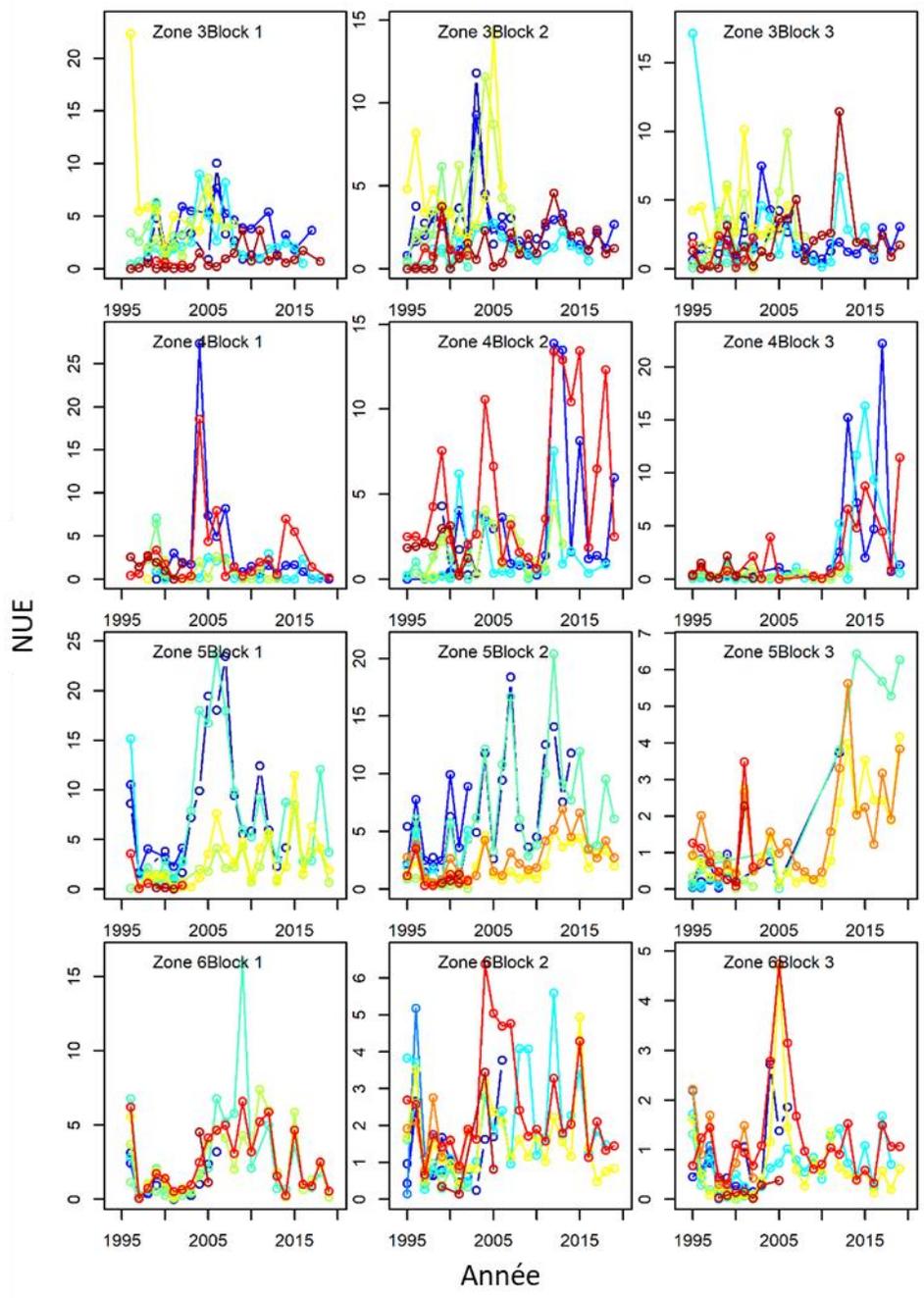


Figure A23. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site, par zone et par bloc saisonnier pour la morue d'âge 8 dans le programme de pêche sentinelle au filet maillant. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone et bloc.

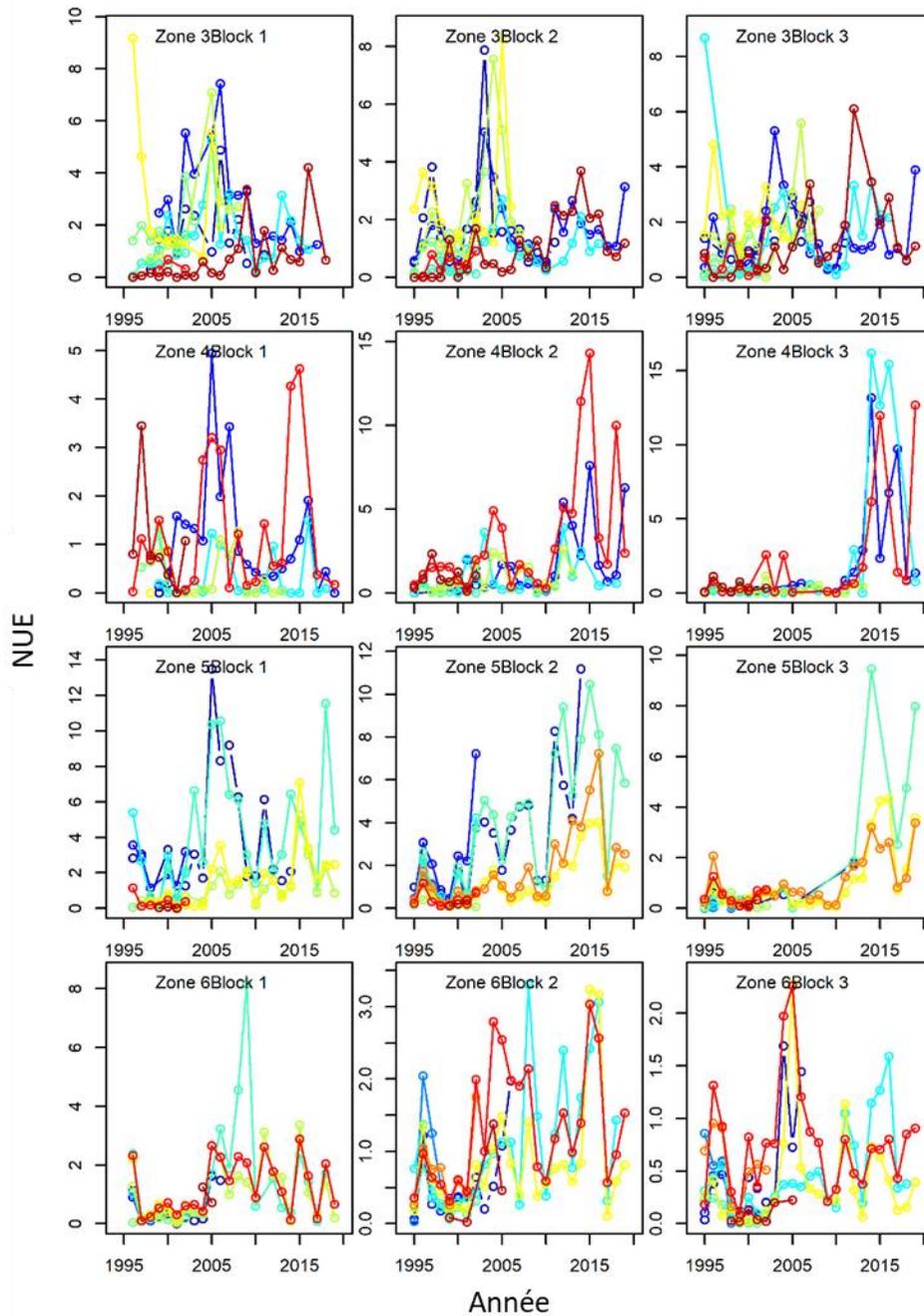


Figure A24. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site, par zone et par bloc saisonnier pour la morue d'âge 9 dans le programme de pêche sentinelle au filet maillant. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone et bloc.

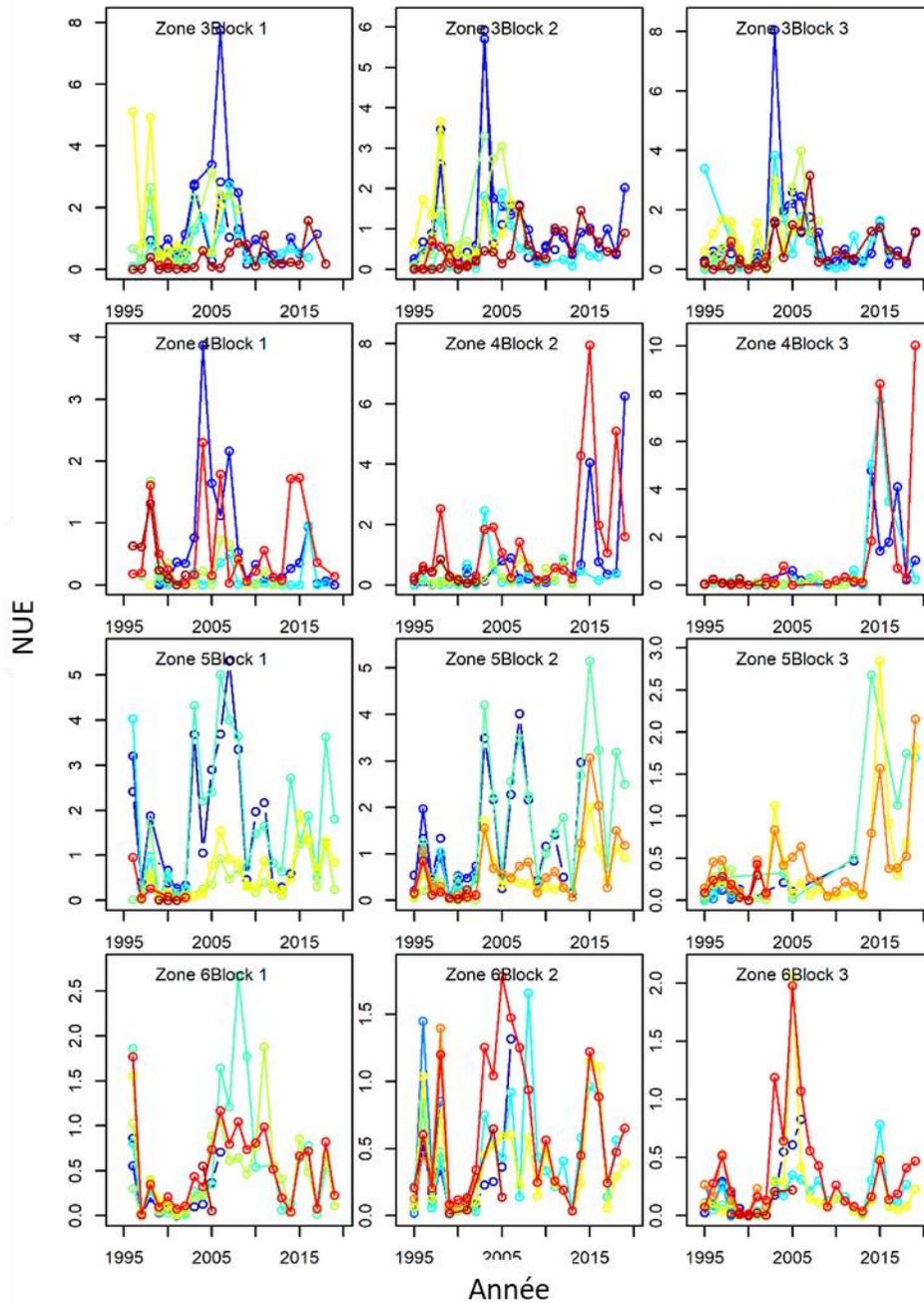


Figure A25. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site, par zone et par bloc saisonnier pour la morue d'âge 10 dans le programme de pêche sentinelle au filet maillant. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone et bloc.

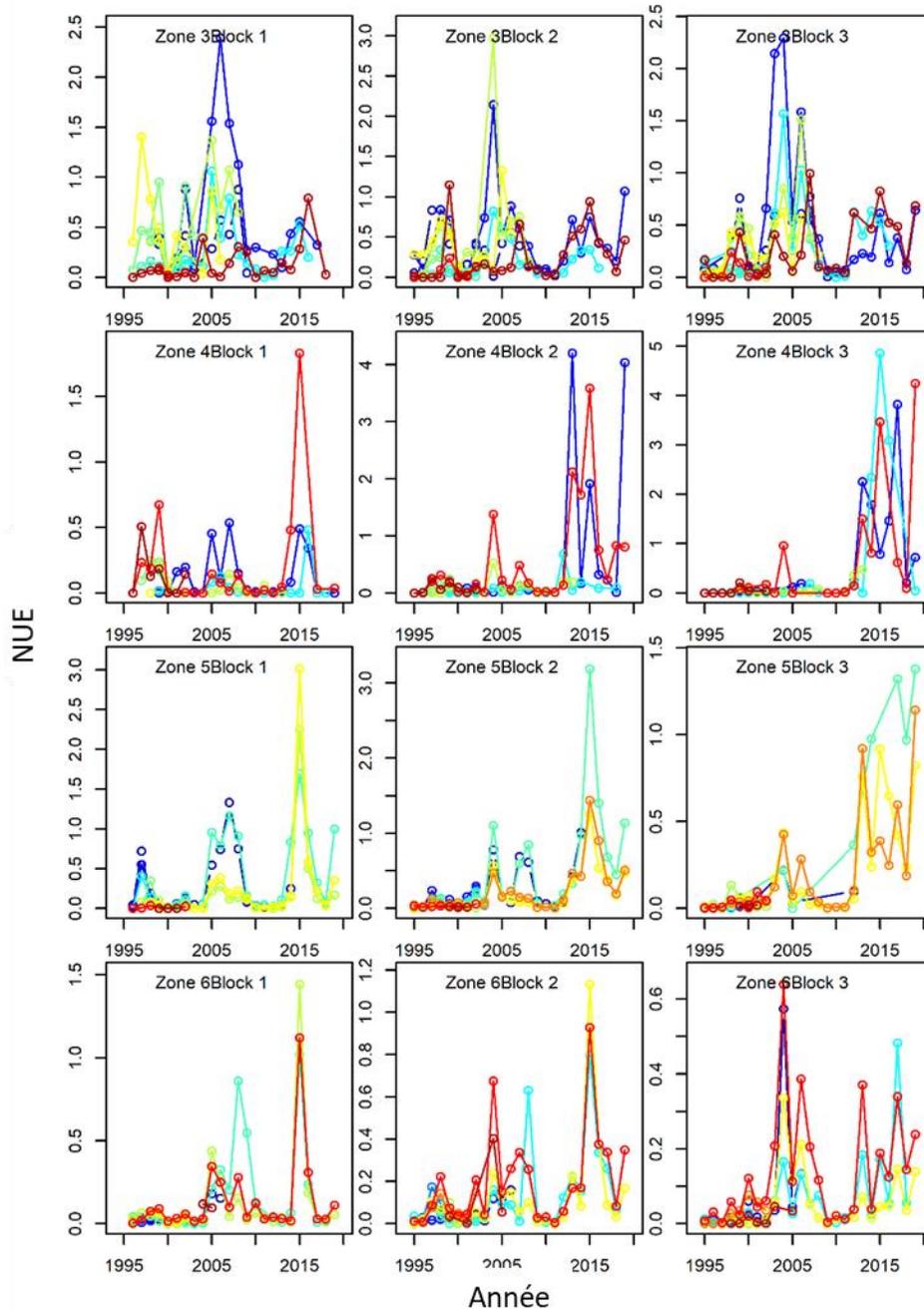


Figure A26. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site, par zone et par bloc saisonnier pour la morue d'âge 11 dans le programme de pêche sentinelle au filet maillant. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone et bloc.

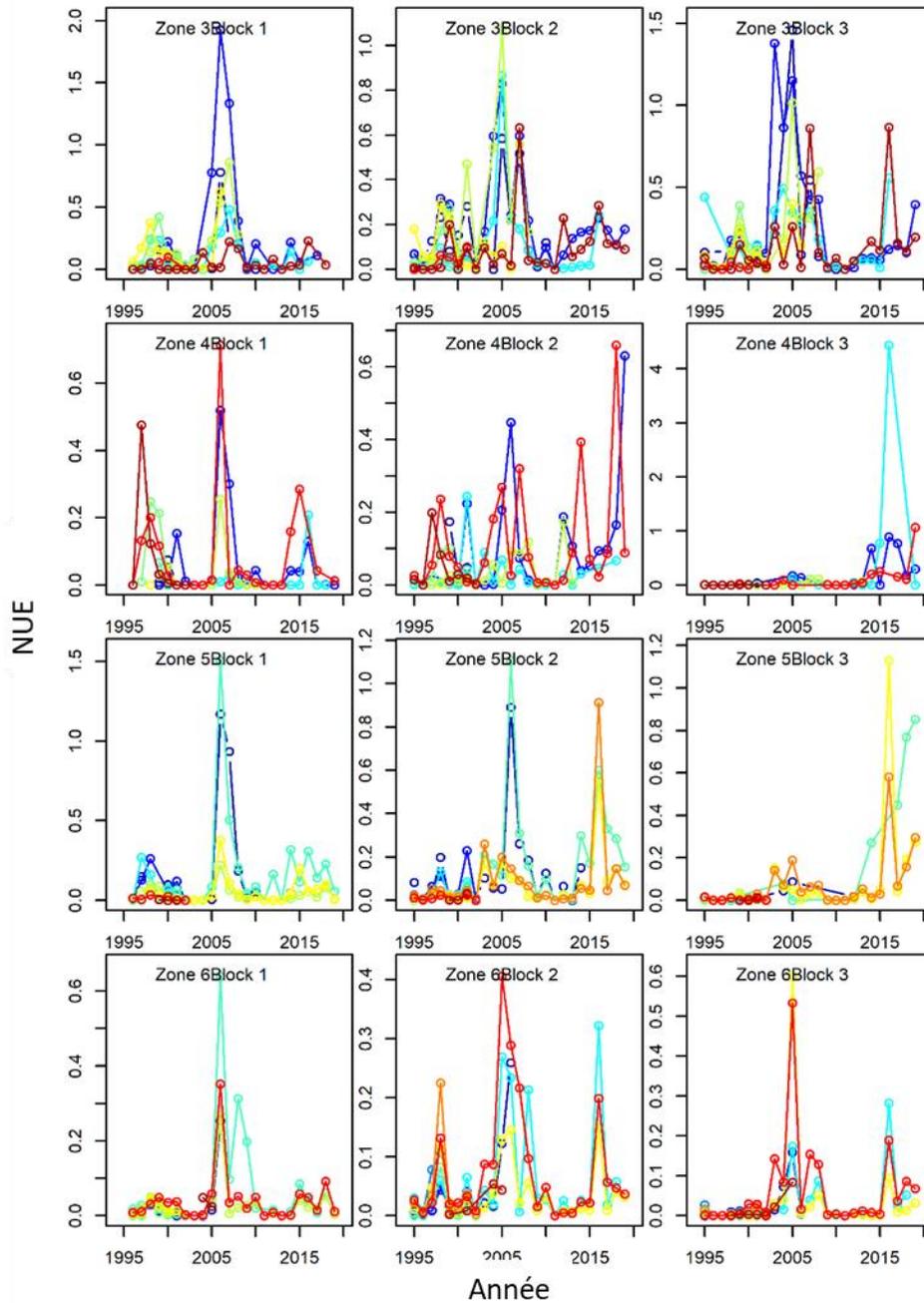


Figure A27. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site, par zone et par bloc saisonnier pour la morue d'âge 12 dans le programme de pêche sentinelle au filet maillant. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone et bloc.

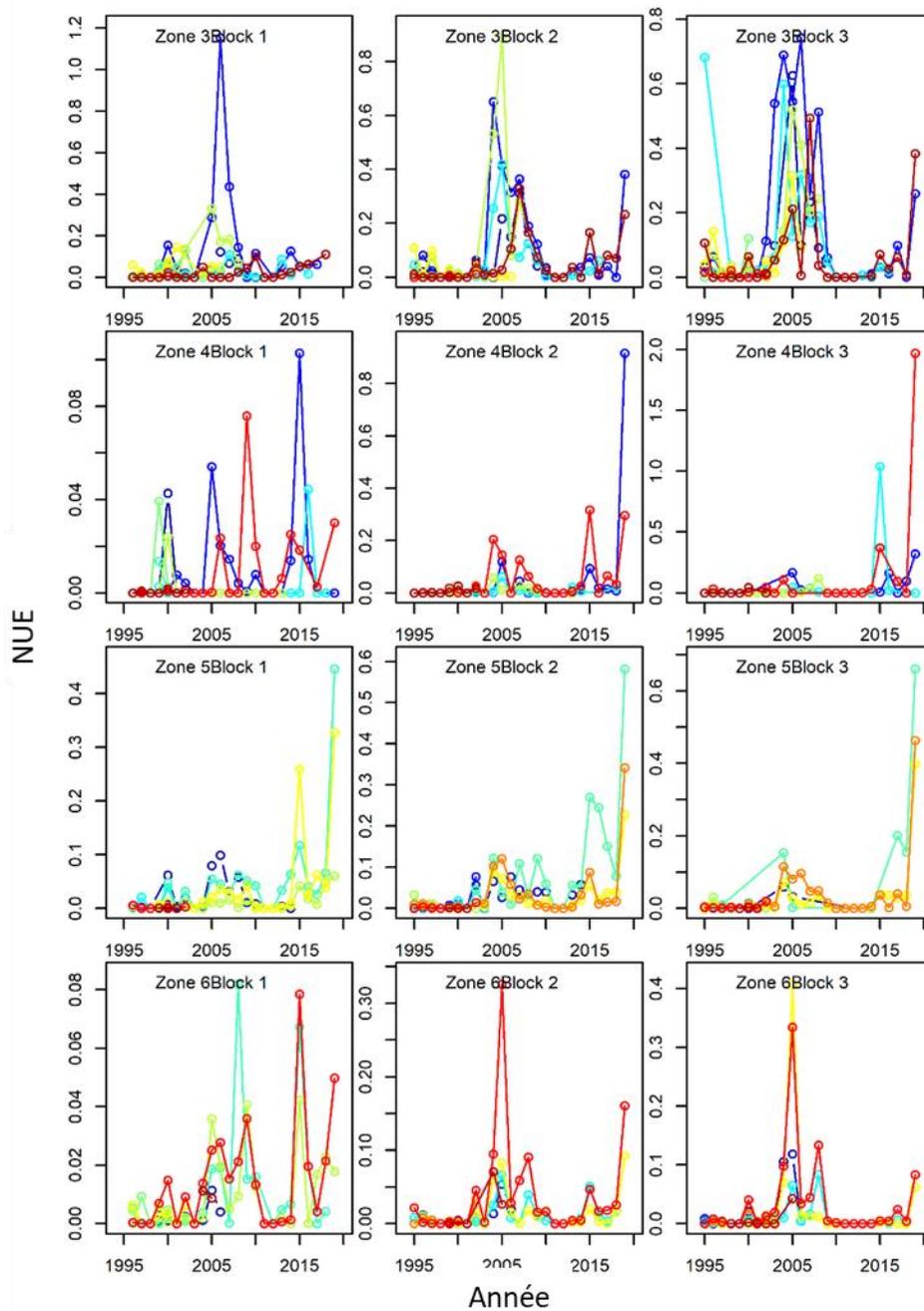


Figure A28. Nombre par unité d'effort (NUE) moyen annuel propre au site, par zone et par bloc saisonnier pour la morue d'âge 13+ dans le programme de pêche sentinelle au filet maillant. Les valeurs des sites individuels sont différenciées par une couleur dans chaque zone et bloc.

14. ANNEXE II

14.1. CAPTURES SELON L'ÂGE DANS LE CADRE DE LA PÊCHE SENTINELLE À ENGINS FIXES

Les données du programme de pêche sentinelle à engins fixes pour la période 1995-2019 ont été utilisées pour cette analyse. Pour chaque activité de pêche, les proportions selon l'âge pour chaque longueur trouvée dans les données de fréquence de longueur ont été calculées. Tout d'abord, des clés âge-longueur (catégories de 1 cm) ont été créées pour toutes les combinaisons année, mois et type d'engin (filet maillant ou palangre) trouvées dans les données de fréquence de longueur (combinaisons uniques > 22 000). Ensuite, pour chacune de ces combinaisons, les échantillons de morue âgés à utiliser dans la clé âge-longueur associée ont été identifiés à l'aide d'une version modifiée de la fonction *get.samples()* du progiciel R *catchR* (Ouellette-Plante *et al.* 2022). Cette version modifiée utilisait un arbre de décision avec cinq niveaux d'agrégation possibles :

année, mois, type d'engin;

année, mois, tous types d'engins confondus;

mois adjacents (± 1), tous types d'engins confondus;

mois adjacents (± 2), tous types d'engins confondus;

toutes les années, tous types d'engins confondus.

Contrairement à la version originale de cette fonction qui utilisait un nombre minimum d'échantillons comme seuil, celui utilisé dans la présente analyse a été fixé arbitrairement à un minimum de 100 morues dont l'âge avait été déterminé. Par exemple, les chiffres de captures selon l'âge du relevé de pêche à la palangre de juillet 2003 ne pouvaient pas utiliser le niveau d'agrégation 1, car seules 32 morues dont l'âge avait été déterminé étaient disponibles à ce niveau. En passant au deuxième niveau, 134 autres morues dont l'âge avait été déterminé étaient disponibles lors de la pêche au filet maillant de juillet 2003, ce qui a interrompu la fonction dans sa recherche. Dans le cas où la clé âge-longueur créée ne couvrait pas entièrement les longueurs trouvées dans les fréquences de longueur associées, la fonction *multinom* du progiciel R *nnet* (Venables et Ripley 2002) a été utilisée pour construire des régressions logistiques multinomiales afin d'inférer les âges aux longueurs manquantes (Ouellette-Plante *et al.* 2022).

Plus de la moitié des activités de pêche avaient suffisamment de morues dont l'âge avait été déterminé pour n'utiliser que celles extraites du niveau d'agrégation 1. Moins de 20 % requis en utilisant des échantillons basés sur les niveaux d'agrégation 3 à 5. Dans 41 % des activités de pêche, on a utilisé une clé âge-longueur comprenant moins de 150 morues. Les imputations d'âge à l'aide de régressions logistiques multinomiales ont été utilisées dans moins de 5 % de toutes les combinaisons activité de pêche-classe de longueur.

Les nombres selon l'âge ont ensuite été calculés par activité de pêche en déterminant d'abord les nombres selon l'âge pour une longueur déterminée j ($j = 1, 2, \dots, J$) comme suit :

$$n_{aj} = FL_j p_{aj} \text{frac} \quad 1$$

où FL_j représente le nombre de morues de longueur j mesuré dans l'échantillon de fréquence de longueur de cette activité de pêche donnée, p_{aj} représente la proportion à l'âge a des morues de longueur j et frac représente la fraction de l'échantillon pour l'ensemble de la capture (poids de

l'échantillon/poids de la capture). Ensuite, les nombres selon les âges de toutes les longueurs ont été combinés comme suit :

$$n_a = \sum_j n_{aj} \quad 2$$

Références citées :

Ouellette-Plante, J., Van Beveren, E., Benoît, H.P. et Brassard, C. 2022. [Détails de catchR, un paquet R pour estimer la composition en âge et en longueur des captures de la pêche, avec une application à la morue franche de 3Pn4RS](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2022/015. iv + 71 p.

Venables, W.N., et Ripley, B.D. 2002. Modern Applied Statistics with S. Dans Fourth. Springer, New York.