



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 2025/074

Région du Québec

Examen du cadre d'évaluation de la morue franche dans les divisions 3Pn4RS de l'OPANO : modélisation des populations et éléments pertinents pour le renouvellement de l'approche de précaution et du plan de rétablissement

Hugues P. Benoît¹, Noel Cadigan², Jordan Ouellette-Plante¹ et Claude Brassard¹

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

²Centre for Fisheries Ecosystem Research
Fisheries and Marine Institute - Memorial University of Newfoundland
St. John's, NL A1C 5R3

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/
DFO.CSAS-SCAS.MPO@dfo-mpo.gc.ca](http://www.dfo-mpo.gc.ca/csas-sccs/DFO.CSAS-SCAS.MPO@dfo-mpo.gc.ca)



© Sa Majesté le Roi du chef du Canada, représenté par le ministre du
ministère des Pêches et des Océans, 2025

Ce rapport est publié sous la [Licence du gouvernement ouvert – Canada](#)

ISSN 2292-4272

ISBN 978-0-660-79406-8 N° cat. Fs70-5/2025-074F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Benoît, H.P., Cadigan, N., Ouellette-Plante, J. et Brassard, C. 2025. Examen du cadre d'évaluation de la morue franche dans les divisions 3Pn4RS de l'OPANO : modélisation des populations et éléments pertinents pour le renouvellement de l'approche de précaution et du plan de rétablissement. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2025/074. xiii + 134 p.

Also available in English :

Benoît, H.P., Cadigan, N., Ouellette-Plante, J., and Brassard, C. 2025. Review of the Assessment Framework for Atlantic Cod in NAFO 3Pn4RS: Population Modelling and Elements Relevant to a Renewed Precautionary Approach and Rebuilding Plan. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2025/074. xii + 128 p.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	xiii
INTRODUCTION	1
RENSEIGNEMENTS DE BASE.....	2
MODÈLE STATISTIQUE DES PRISES SELON L'ÂGE	3
CONSIDÉRATIONS GÉNÉRALES	3
STRUCTURE DU MODÈLE.....	4
Processus démographiques.....	4
Équations d'observation.....	6
RÉSULTATS DU MODÈLE DE RÉFÉRENCE.....	11
FORMULATION D'UN MODÈLE DE RECHANGE – MODÈLE DE DÉCALAGE DE LA DISTRIBUTION	14
Description du modèle	15
SIMULATIONS.....	18
MÉTHODES DE SIMULATION	18
RÉSULTATS DES SIMULATIONS	19
SENSIBILITÉ À D'AUTRES FORMULATIONS ET PARAMÉTRISATIONS	19
GROUPE DE M	19
PÉRIODES DE RECRUTEMENT MOYEN	20
PROBABILITÉS A PRIORI DE F DANS L'ÉTUDE DE MARQUAGE	20
HYPOTHÈSES SUR LES ERREURS DANS LES DONNÉES D'ENTRÉE SUR LES PRISES	21
Première exécution – vraisemblance censurée et limites supérieures larges des prises ...	21
Deuxième exécution – vraisemblance log-normale avec une grande variance de 1973 à 2005	22
Résumé des exécutions d'erreurs dans les prises.....	22
HYPOTHÈSE SUR LA CAPTURABILITÉ LOGISTIQUE DU RELEVÉ.....	24
PROBABILITÉS A PRIORI SUR LA CAPTURABILITÉ DU RELEVÉ	24
PROJECTIONS	25
INFORMATIONS PERTINENTES POUR LES POINTS DE RÉFÉRENCE ET LE RÉTABLISSEMENT.....	27
MÉTHODES.....	28
Modèle d'évaluation étendu	28
Autres approches pour les points de référence	29
RÉSULTATS ET DISCUSSION	31
Modèle d'évaluation étendu	31
Indicateurs des points de référence	32
Discussion – Points de référence et rétablissement	33
REMERCIEMENTS	34

RÉFÉRENCES CITÉES	34
TABLEAUX	40
FIGURES	41
ANNEXE A – RÉSULTATS DE LA SIMULATION DU MODÈLE DE RÉFÉRENCE.....	117
ANNEXE B – PRÉCÉDENT PLAN DE RÉTABLISSEMENT POUR LA MORUE DU NGSL....	120

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1. Estimations clés de l'erreur type et des paramètres de corrélation pour les composantes du modèle (avec référence au numéro de l'équation correspondante) du modèle de référence et du modèle de sensibilité avec un a priori plus contraint sur le paramètre de la capturabilité du relevé.....	40
---	----

LISTE DES FIGURES

Figure 1. Principaux effets fixes de la mortalité par pêche. Chaque couleur représente une valeur de paramètre estimée différente.	41
Figure 2. Illustration des log-vraisemblances négatives censurées pour une fourchette des débarquements prévus par le modèle, avec trois choix de σ . Les lignes noires continues verticales indiquent les limites inférieure et supérieure (graphique retracé à partir de Cadigan 2023).	41
Figure 3. Estimations par le modèle de référence (modèle statistique des prises selon l'âge de type état-espace, SPSAEE) de la biomasse du stock reproducteur (BSR) et de la biomasse d'âge 2+, avec l'intervalle de confiance à 95 % (zone ombrée), comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population. Dans ces figures et les suivantes, les intervalles de confiance pour l'analyse séquentielle de population ne sont pas tracés, d'une part parce que la principale comparaison porte sur le niveau et la tendance prévus, et d'autre part pour garder les graphiques aussi simples que possible.	42
Figure 4. Estimations par le modèle de référence (modèle statistique des prises selon l'âge de type état-espace, SPSAEE) du recrutement (nombres à l'âge 2), avec l'intervalle de confiance à 95 % (zone ombrée), comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population.	43
Figure 5. Estimations par le modèle de référence de la capturabilité selon l'âge des cinq relevés principaux, avec les intervalles de confiance à 95 % (ligne noire et zone ombrée), comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population (ligne grise). L'indice de pêche sentinelle à la palangre 1 (LLS1) du modèle actuel est plus semblable à l'indice de pêche sentinelle à la palangre de l'analyse séquentielle de population et les deux sont donc tracés ensemble. Il convient de noter que, pour l'indice de pêche sentinelle au filet maillant (GNS) et l'indice de pêche sentinelle à la palangre 1 (LLS1), les valeurs du modèle d'analyse séquentielle de population ont été divisées par 100 pour le tracé. Soulignons également que l'analyse séquentielle de population utilise un groupe d'âge 13+.	44
Figure 6. Estimations par le modèle de référence de la capturabilité selon l'âge des relevés de Minet (1978), avec l'intervalle de confiance à 95 % (zone ombrée). L'intervalle de confiance pour 1976 était d'une largeur semblable à celui de 1975 et a été omis afin d'améliorer la clarté de la présentation.	45
Figure 7. Estimations par le modèle de référence des quantités selon l'âge définies en haut de chaque panneau. Les couleurs plus foncées indiquent des estimations plus élevées. Les prises sont celles prévues par le modèle, et non les prises selon l'âge dans la pêche entrées dans le modèle.	46
Figure 8. Estimations par le modèle de référence de la mortalité moyenne par pêche (F) aux âges 4 à 6 et 6 à 9 (panneaux), avec l'intervalle de confiance à 95 % (ligne foncée et zone ombrée), comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population (ligne rouge).	47

Figure 9. Illustration des estimations par le modèle de référence de la mortalité par pêche selon l'âge, où les couleurs plus foncées indiquent des valeurs plus élevées. Voir une autre représentation de ces estimations à la figure 12.	48
Figure 10. Estimations par le modèle de référence des écarts normalisés de log F (ΔF normalisé), selon l'âge (panneaux).....	49
Figure 11. Sélectivité relative de la pêche pour le modèle de référence, calculée pour chaque année sous la forme de F selon l'âge divisée par F moyenne pour les âges 6 à 9. Les couleurs plus foncées indiquent des valeurs plus élevées.	50
Figure 12. Estimations par le modèle de référence de la mortalité naturelle selon l'âge (M, lignes noires), de la mortalité par pêche (F, lignes bleues) et de la mortalité totale ($Z = M+F$; lignes rouges pointillées).	51
Figure 13. Estimations par le modèle de référence de la mortalité par pêche selon l'âge (F, lignes bleues) et de la mortalité naturelle (M, lignes noires), comparativement aux valeurs de la mortalité par pêche tirées de l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population (F, lignes vertes). Il convient de noter que la valeur de F pour l'analyse séquentielle de population aux âges 11+ a été calculée comme une moyenne de F pondérée par l'abondance pour les différents âges, étant donné que l'analyse séquentielle de population employait un groupe d'âge 13+.....	52
Figure 14. Estimations par le modèle de référence de la mortalité naturelle (M) pour certains âges, et total autorisé des captures en tonnes (TAC, ligne rouge, axe secondaire des ordonnées).....	53
Figure 15. Panneau supérieur : Prises prévues par le modèle de référence (ligne noire), comparativement aux prises d'entrée (points) et aux limites de prises (lignes bleues tiretées) de 1973 à 2020 (noter l'échelle logarithmique). Panneau inférieur : Prises entrées et prévues et limites de prises entre 2000 et 2020 (lignes et symboles comme précédemment), avec l'ajout des débarquements (astérisque gris), du total autorisé des captures (TAC; ligne rouge) et de la somme des prises prévues par le modèle et des prises excédentaires non comptabilisées déduites de M (ligne verte).	54
Figure 16. Ratio des estimations de la mortalité naturelle et de la mortalité par pêche selon l'âge (panneaux) depuis 2004.	55
Figure 17. Ajustements du modèle de référence aux indices logarithmiques selon l'âge (rangées) pour chacun des cinq principaux indices des relevés (colonnes). Les points représentent les observations et la ligne, l'ajustement du modèle. Les panneaux sont vides lorsqu'un âge n'a pas été inclus dans le modèle pour un relevé en particulier.	56
Figure 17. Suite.....	57
Figure 17. Suite.....	58
Figure 18. Résidus du modèle de référence pour les indices de l'abondance selon l'âge pour chaque relevé (panneaux). La superficie de chaque bulle est proportionnelle à la valeur absolue. Le rouge est négatif et le bleu est positif.	59
Figure 19. Résidus du modèle de référence pour les indices de l'abondance selon l'âge pour chaque relevé (colonnes) par rapport à l'année (rangée du haut), à l'âge (rangée du milieu) et à la cohorte (rangée du bas). Les lignes rouges relient les moyennes pour l'année/l'âge/la cohorte.	60
Figure 20. Résidus du modèle de référence pour les indices de l'abondance dans les relevés de Minet en fonction de l'âge (à gauche) et de l'année (à droite).	61

Figure 21. Proportion des prises observées (points) et prévues par le modèle de référence selon l'âge.....	61
Figure 22. Résidus du logit du rapport de continuité (crl) de la composition des prises selon l'âge dans le modèle de référence. La superficie de chaque bulle est proportionnelle à la valeur absolue. Le rouge est négatif et le bleu est positif.	62
Figure 23. Résidus du logit du rapport de continuité (crl) de la composition des prises selon l'âge dans le modèle de référence par rapport à l'année (panneau supérieur), à l'âge (panneau du milieu) et à la cohorte (panneau inférieur). Les lignes rouges relient les moyennes pour l'année/l'âge/la cohorte.	63
Figure 24. Estimations rétrospectives de la moyenne de F aux âges 4 à 6 (panneaux supérieurs) et 6 à 9 (panneaux inférieurs). Les zones ombrées indiquent les intervalles de confiance à 95 % fondés sur la série chronologique complète de données. La valeur du rho de Mohn est indiquée dans les panneaux. Les panneaux les plus à droite indiquent les tendances depuis 2005.	64
Figure 25. Estimations rétrospectives de la biomasse du stock reproducteur (panneau supérieur) et du recrutement (panneau inférieur) pour le modèle de référence. Les zones ombrées indiquent les intervalles de confiance à 95 % fondés sur la série chronologique complète de données. La valeur du rho de Mohn est indiquée dans les panneaux. Les encadrés indiquent les tendances depuis 2005.....	65
Figure 26. Estimations rétrospectives de la mortalité naturelle pour trois âges dans le modèle de référence. La valeur du rho de Mohn est indiquée dans les panneaux.	66
Figure 27. Matrice de corrélation pour les paramètres du modèle présentant des corrélations absolues >0,15.	67
Figure 28. Écarts de capturabilité selon l'âge (panneaux); proportion de morue disponible dans la zone extracôtière et non disponible dans la zone littorale pour les valeurs positives, inversement pour les valeurs négatives.....	68
Figure 29. Estimations par le modèle de décalage de la distribution de la biomasse du stock reproducteur (BSR) et de la biomasse d'âge 2+, avec l'intervalle de confiance à 95 % (zone ombrée), comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population.	69
Figure 30. Estimations par le modèle de décalage de la distribution du recrutement (nombres à l'âge 2), avec l'intervalle de confiance à 95 % (zone ombrée), comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population.....	70
Figure 31. Estimations par le modèle de décalage de la distribution de la mortalité moyenne par pêche (F) aux âges 4 à 6 et 6 à 9 (panneaux), avec l'intervalle de confiance à 95 % (ligne foncée et zone ombrée), comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population (ligne rouge).....	71
Figure 32. Estimations par le modèle de décalage de la distribution de la mortalité par pêche selon l'âge (F, lignes bleues), de la mortalité naturelle (M, lignes noires) et de la mortalité totale ($Z = M + F$; lignes rouges pointillées).....	72
Figure 33. Estimations par le modèle de décalage de la distribution de la capturabilité selon l'âge des cinq relevés principaux, avec les intervalles de confiance à 95 % (ligne noire et zone ombrée), comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population (ligne grise). L'indice de pêche sentinelle à la palangre 1 (LLS1) du modèle actuel est plus semblable à l'indice de pêche sentinelle à la palangre de l'analyse	

séquentielle de population et les deux sont donc tracés ensemble. Il convient de noter que, pour l'indice de pêche sentinelle au filet maillant (GNS) et l'indice de pêche sentinelle à la palangre 1 (LLS1), les valeurs du modèle d'analyse séquentielle de population ont été divisées par 100 pour le tracé. Soulignons également que l'analyse séquentielle de population utilise un groupe d'âge 13+.	73
Figure 34. Résidus du modèle de décalage de la distribution pour les indices de l'abondance selon l'âge pour chaque relevé (panneaux). La superficie de chaque bulle est proportionnelle à la valeur absolue. Le rouge est négatif et le bleu est positif.	74
Figure 35. Résidus de l'indice du modèle de décalage de la distribution pour chaque relevé (colonnes) par rapport à l'année (rangée du haut), à l'âge (rangée du milieu) et à la cohorte (rangée du bas). Les lignes rouges relient les moyennes pour l'année/l'âge/la cohorte.	75
Figure 36. Proportion des prises observées (points) et prévues par le modèle de décalage de la distribution (lignes) selon l'âge.	76
Figure 37. Estimations rétrospectives des écarts de capturabilité pour la répartition dans la zone littorale par rapport à la répartition dans la zone extracôtière, par exemple selon l'âge (panneaux). La valeur du rho de Mohn est indiquée dans les panneaux.	77
Figure 38. Estimations rétrospectives de la biomasse du stock reproducteur (panneau supérieur) et du recrutement (panneau inférieur) pour le modèle de décalage de la distribution. Les zones ombrées indiquent les intervalles de confiance à 95 % fondés sur la série chronologique complète de données. La valeur du rho de Mohn est indiquée dans les panneaux. Les encadrés indiquent les tendances depuis 2005.	78
Figure 39. Comparaison des tendances de M estimées pour le modèle de référence (lignes noires), le modèle avec deux (lignes bleues) ou trois (lignes rouges) catégories de M pour les âges 2 à 11+ (panneaux). Les trois lignes sont presque parfaitement superposées dans bon nombre des graphiques.	79
Figure 40. Comparaison des tendances de F estimées pour le modèle de référence (lignes noires), le modèle avec deux (lignes bleues) ou trois (lignes rouges) catégories de M pour les âges 2 à 11+ (panneaux). Les trois lignes sont presque parfaitement superposées dans les graphiques.	80
Figure 41. Estimations du recrutement (nombres à l'âge 2) avec l'intervalle de confiance à 95 % (rangée supérieure) et estimations des écarts du log-recrutement (rangée inférieure), pour le modèle de référence et les deux modèles de sensibilité par périodes de recrutement moyen (colonnes). Les estimations du recrutement tirées de l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population sont représentées à titre de référence par la ligne rouge.	81
Figure 42. Estimations par le modèle de la mortalité moyenne par pêche (F) aux âges 4 à 6 et 6 à 9, avec l'intervalle de confiance à 95 % (ligne foncée et zone ombrée), lorsque les a priori de F de Myers sont exclus, comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population (ligne rouge).	82
Figure 43. Estimations par le modèle de la capturabilité selon l'âge des cinq relevés principaux, avec les intervalles de confiance à 95 % (ligne noire et zone ombrée), lorsque les a priori de F de Myers sont exclus du modèle, comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population. L'indice de pêche sentinelle à la palangre 1 (LLS1) du modèle actuel est plus semblable à l'indice de pêche sentinelle à la palangre de l'analyse séquentielle de population et les deux sont donc tracés ensemble. Il convient de noter que, pour l'indice de pêche sentinelle au filet maillant (GNS) et l'indice de pêche sentinelle à la palangre 1 (LLS1), les valeurs du modèle d'analyse séquentielle de	

population ont été divisées par 100 pour le tracé. Soulignons également que l'analyse séquentielle de population utilise un groupe d'âge 13+.....	83
Figure 44. Comparaison des estimations de la BSR (en haut) et du recrutement (en bas) pour le modèle de référence (en gris) et pour ce modèle, mais en omettant les a priori de Myers sur F (en rouge). Les lignes sont les estimations et les zones ombrées sont les intervalles de confiance à 95 %.	84
Figure 45. Prévion des log-prises (ligne noire), comparée aux log-prises d'entrée (points) et aux limites de prises (lignes bleues tiretées) de 1973 à 2020 dans la première série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance censurée et les limites supérieures larges.	85
Figure 46. Prises d'entrée (cercles noirs), prises prévues (ligne noire), total autorisé des captures (ligne rouge) et limites des prises (lignes bleues tiretées) de 2000 à 2020, avec l'ajout des débarquements (astérisque gris) et la somme des prises prévues par le modèle et des prises excédentaires non comptabilisées déduites de M (ligne verte) dans la première série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance censurée et les limites supérieures larges.	86
Figure 47. Estimations de la mortalité moyenne par pêche (F) aux âges 4 à 6 et 6 à 9 (panneaux), avec l'intervalle de confiance à 95 % (ligne foncée et zone ombrée), comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population (ligne rouge), dans la première série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance censurée et les limites supérieures larges.....	87
Figure 48. Estimations de la mortalité par pêche selon l'âge (F, lignes bleues), de la mortalité naturelle (M, lignes noires) et de la mortalité totale ($Z = M + F$; lignes rouges pointillées) dans la première série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance censurée et les limites supérieures larges.	88
Figure 49. Estimations de la capturabilité selon l'âge des cinq relevés principaux, avec les intervalles de confiance à 95 % (ligne noire et zone ombrée) dans la première série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance censurée et les limites supérieures larges, comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population (ligne grise). L'indice de pêche sentinelle à la palangre 1 (LLS1) du modèle actuel est plus semblable à l'indice de pêche sentinelle à la palangre de l'analyse séquentielle de population et les deux sont donc tracés ensemble. Il convient de noter que, pour l'indice de pêche sentinelle au filet maillant (GNS) et l'indice de pêche sentinelle à la palangre 1 (LLS1), les valeurs du modèle d'analyse séquentielle de population ont été divisées par 100 pour le tracé. Soulignons également que l'analyse séquentielle de population utilise un groupe d'âge 13+.....	89
Figure 50. Estimations de la biomasse du stock reproducteur (BSR) et de la biomasse d'âge 2+, avec l'intervalle de confiance à 95 % (ligne noire et région ombragée), dans la première série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance censurée et les limites supérieures larges, comparativement aux valeurs de l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population (ligne rouge).	90
Figure 51. Estimations du recrutement (nombres à l'âge 2), avec l'intervalle de confiance à 95 % (ligne noire et zone ombrée) dans la première série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance censurée et les limites supérieures larges, comparativement aux valeurs de l'évaluation de 2019 au moyen de l'analyse séquentielle de population (ligne rouge).	91

Figure 52. Proportion des prises selon l'âge observées (points) et prédites par le modèle (lignes) la première série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance censurée et les limites supérieures larges. Chaque panneau correspond à un âge.	92
Figure 53. Matrice de corrélation pour les paramètres du modèle présentant des corrélations absolues $>0,15$ dans la première série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance censurée et les limites supérieures larges.	93
Figure 54. Préviation des log-prises (ligne noire), comparée aux log-prises d'entrée (points) et aux limites de prises (lignes bleues tiretées) de 1973 à 2020 dans la deuxième série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance log-normale et une variance large.	94
Figure 55. Estimations de la mortalité moyenne par pêche (F) aux âges 4 à 6 et 6 à 9 (panneaux), avec l'intervalle de confiance à 95 % (ligne foncée et zone ombrée), comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population (ligne rouge), dans la deuxième série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance log-normale et une variance large.	95
Figure 56. Estimations de la mortalité par pêche selon l'âge (F, lignes bleues), de la mortalité naturelle (M, lignes noires) et de la mortalité totale ($Z = M + F$; lignes rouges pointillées) dans la deuxième série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance log-normale et une variance large.	96
Figure 57. Estimations de la capturabilité selon l'âge des cinq relevés principaux, avec les intervalles de confiance à 95 % (ligne noire et zone ombrée) dans la deuxième série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance log-normale et une variance large, comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population (ligne grise). L'indice de pêche sentinelle à la palangre 1 (LLS1) du modèle actuel est plus semblable à l'indice de pêche sentinelle à la palangre de l'analyse séquentielle de population et les deux sont donc tracés ensemble. Il convient de noter que, pour l'indice de pêche sentinelle au filet maillant (GNS) et l'indice de pêche sentinelle à la palangre 1 (LLS1), les valeurs du modèle d'analyse séquentielle de population ont été divisées par 100 pour le tracé. Soulignons également que l'analyse séquentielle de population utilise un groupe d'âge 13+.	97
Figure 58. Estimation des proportions des prises dans la pêche par rapport à la mortalité naturelle (M) selon l'âge (panneaux). Les valeurs dans chaque panneau représentent la corrélation par âge entre ces deux séries de 2004 à 2020.	98
Figure 59. Estimation des capturabilités des relevés selon l'âge du relevé de recherche (colonne de gauche) et du relevé de pêche sentinelle aux engins mobiles (colonne de droite) pour le modèle de référence (rangée du haut) et pour trois variantes supposant une capturabilité constante pour les âges 5+, 7+ et 9+, respectivement (trois rangées du bas).	99
Figure 60. Estimations de la capturabilité selon l'âge pour les cinq relevés principaux, avec les intervalles de confiance à 95 % (ligne noire et zone ombrée) dans le modèle de sensibilité pour l'écart type de la distribution a priori sur la capturabilité au plein recrutement dans le relevé de recherche.	100
Figure 61. Estimations de la biomasse du stock reproducteur (BSR) et de la biomasse d'âge 2+, avec les intervalles de confiance à 95 % (zone ombrée) dans le modèle de sensibilité pour l'écart type de la distribution a priori sur la capturabilité au plein recrutement dans le relevé de recherche.	101

Figure 62. Estimations du recrutement (nombres à l'âge 2), avec les intervalles de confiance à 95 % (zone ombrée) dans le modèle de sensibilité pour l'écart type de la distribution a priori sur la capturabilité au plein recrutement dans le relevé de recherche.....	101
Figure 63. Estimations de la mortalité par pêche selon l'âge (F, lignes bleues), de la mortalité naturelle (M, lignes noires) et de la mortalité totale ($Z = M + F$; lignes rouges) dans le modèle de sensibilité pour l'écart type de la distribution a priori sur la capturabilité au plein recrutement dans le relevé de recherche.....	102
Figure 64. Panneau supérieur : Relation stock-recrutement estimée dans le modèle de référence, les années plus anciennes étant tracées en bleu foncé et passant au blanc pour les dernières années. La première année, la dernière et certaines années transitoires sont indiquées, rappelant que le recrutement de 2020 à l'âge 2 est celui de la cohorte de 2018. Panneau inférieur : Graphique de la biomasse du nombre de recrues par géniteur pour les estimations du modèle de référence, avec le même codage de couleurs que dans le panneau supérieur.	103
Figure 65. Résultats des projections du modèle de référence en supposant un statu quo pour la prise totale annuelle de 2 000 t pour la BSR (en haut) et l'abondance de l'âge 5+ (en bas). Les zones ombrées sont l'enveloppe de probabilité centrale pour les 50 % intérieurs des itérations (les plus sombres) et jusqu'aux 95 % intérieurs (les plus claires). La valeur de la projection médiane est représentée par une ligne noire; le niveau de la BSR estimée pour 2020 et l'IC à 95 % sont tracés en rouge dans le panneau supérieur. L'année initiale de projection est 2021.	104
Figure 66. Résultats des projections du modèle de référence en supposant une prise annuelle de 100 t pour la BSR (en haut) et l'abondance de l'âge 5+ (en bas). Les zones ombrées sont l'enveloppe de probabilité centrale pour les 50 % intérieurs des itérations (les plus sombres) et jusqu'aux 95 % intérieurs (les plus claires). La valeur de la projection médiane est représentée par une ligne noire; le niveau de la BSR estimée pour 2020 et l'IC à 95 % sont tracés en rouge dans le panneau supérieur. L'année initiale de projection est 2021.	105
Figure 67. Prises selon l'âge dans le relevé de recherche du MPO à partir de 1990. Nous avons choisi de tracer la série abrégée (en excluant la période de 1984 à 1989) afin d'éviter d'avoir à apporter les corrections estimées par le modèle pour la capturabilité des morues d'âge 2 ou 3 en raison du changement de bateau et d'engin survenu en 1990. Le graphique de gauche montre les prises proportionnellement à la taille du cercle, tandis que le graphique de droite montre les proportions normalisées par âge par année, les cercles gris indiquant des prises supérieures à la moyenne et les cercles noirs, des prises inférieures à la moyenne. Les lignes bleues indiquent certaines cohortes qui ont été toujours évaluées comme supérieures à la moyenne dans le relevé. Voir plus de détails dans Benoît et al. (2022.)	106
Figure 68. Panneau supérieur : Relation stock-recrutement estimée dans le modèle de référence avec les symboles définissant les conditions durant l'année d'origine du stock; un ombrage bleu indique la température centrale moyenne dans la couche intermédiaire froide (CIF; tiré de Galbraith et al. 2021), la taille du symbole correspond à la BSR du maquereau (tiré de MPO 2021b) et les cases indiquent les années associées à un faible état physiologique des adultes (tiré de Lambert 2011). Panneau inférieur : Graphique de la biomasse du nombre de recrues par géniteur pour les estimations du modèle de référence, avec le même code de symboles que dans le panneau supérieur.	107
Figure 69. Fonctions selon l'âge utilisées comme données d'entrée dans les calculs de RPR et de GPR pour 2020 et pour la période de 1980 à 1985. Les valeurs ont été projetées jusqu'à l'âge 20 pour le calcul à partir des valeurs à l'âge 11+ dans le modèle. Les poids individuels	

présentés sont les poids de la population au début de l'année (poids du stock); les poids de la pêche (poids des prises) affichent des tendances similaires et ne sont pas indiqués. 108

Figure 70. Estimations de la biomasse du stock reproducteur par le modèle étendu avec les intervalles de confiance à 95 % (lignes continues et zone ombrée en gris, respectivement). Les barres bleues indiquent les estimations ponctuelles calculées pour 1953 et 1958, et recalculées pour 1966, en utilisant l'information sur le poids et la maturité du stock dans Wiles et May 1968. 109

Figure 71. Poids individuels, ogive de maturité et sélectivité relative de la pêche pour 1966 et 1973 utilisés dans le modèle étendu. Les poids individuels présentés sont les poids de la population au début de l'année (poids du stock). 109

Figure 72 Estimations du recrutement (nombres à l'âge 2) dans le modèle étendu avec les intervalles de confiance à 95 % (lignes continues et tiretées, respectivement). 110

Figure 73. Graphiques du stock et des recrues dans le modèle étendu. Panneau supérieur : Relation stock-recrutement, les années plus anciennes étant tracées en bleu foncé et passant au blanc pour les dernières années. Panneau inférieur : Graphique de la biomasse du nombre de recrues par géniteur, avec le même codage de couleurs que dans le panneau supérieur.. 111

Figure 74. Estimations de la mortalité moyenne par pêche F aux âges 4 à 6 et 6 à 9 (panneaux), avec les intervalles de confiance à 95 % (zone ombrée) dans le modèle étendu. 112

Figure 75. Illustration des estimations par le modèle étendu de la mortalité par pêche selon l'âge, où les couleurs plus foncées indiquent des valeurs plus élevées. 113

Figure 76. Série chronologique des débarquements de morue du nord du golfe du Saint-Laurent utilisée dans le modèle étendu. 114

Figure 77. Résultats des calculs des points de référence indicateurs utilisant des fonctions dépendantes de l'âge pour 2020, pertinents pour la fin des années 2010 (colonne de gauche) et la période de 1980 à 1985 (colonne de droite). Rangée du haut : Fonctions de rendement par recrue, avec les pentes fonctionnelles et $F_{0,1}$ indiquées dans les tracés. Rangée du milieu : Fonctions de géniteur par recrue, avec $F_{GPR20\%}$, $F_{GPR35\%}$ et $F_{GPR40\%}$ indiquées. Rangée du bas : Estimations de la BSR et intervalle de confiance à 95 % du modèle de référence, avec les points de référence fondés sur le GPR ($BRMD_F35\%$ se situe au-delà de la fourchette de l'axe des ordonnées et n'a donc pas été tracée pour les estimations du début au milieu des années 1980). 115

Figure 78. Projections sur 40 ans pour le stock de morue du nord du golfe du Saint-Laurent selon deux scénarios de pêche : 100 t par année et 13 000 t par année, et pour des exemples de valeurs pour un PRL et pour un PRS, présumé être une cible de rétablissement. La zone ombrée la plus foncée pour chaque projection définit l'écart interquartile des probabilités, tandis que la zone ombrée plus claire définit les probabilités allant de 10 à 90 %. L'année initiale de projection est 2021. 116

RÉSUMÉ

En 2021-2022, dans la région du Québec, Pêches et Océans Canada a réalisé un examen du cadre d'évaluation du stock de morue franche (*Gadus morhua*) des divisions 3Pn4RS de l'Organisation des pêches de l'Atlantique Nord (OPANO), dans le nord du golfe du Saint-Laurent. Un examen des données d'entrée de l'évaluation, notamment des renseignements sur les prises déclarées et non déclarées, des renseignements sur le marquage et des résultats de la surveillance indépendante de la pêche, a eu lieu au printemps 2021. Le présent document appuie la deuxième partie de l'examen du cadre, qui a été effectuée en mai 2022. Les participants à cette réunion ont examiné d'autres données d'entrée du modèle d'évaluation et les considérations relatives à la modélisation et se sont surtout intéressés à un nouveau modèle proposé pour l'évaluation du stock de morue des divisions 3Pn4RS. Le document de recherche actuel présente les détails de ce nouveau modèle et de ses résultats, ainsi que les résultats pour les formulations de modèles de rechange, certains tests de simulation limités et des évaluations de sensibilité pour les hypothèses clés du modèle. Nous présentons également une méthodologie pour les projections modélisées et discutons des principales incertitudes liées aux projections de l'état futur du stock, particulièrement aux projections à plus long terme requises dans le cadre de la planification du rétablissement. Enfin, nous examinons l'information disponible à l'époque afin de définir des points de référence révisés pour la gestion du stock et de faciliter l'élaboration d'un nouveau plan de rétablissement du stock.

INTRODUCTION

En 2021, la Direction générale des sciences de Pêches et Océans Canada (MPO) dans la région du Québec a entrepris un examen du cadre d'évaluation du stock de morue franche (*Gadus morhua*) dans le nord du golfe du Saint-Laurent (nGSL; divisions 3Pn4RS de l'Organisation des pêches de l'Atlantique Nord-Ouest). Cet examen a été divisé en deux parties, la première ayant été menée au printemps 2021 et la seconde, du 22 au 24 mai 2022. La première partie de l'examen a porté sur les principales données d'entrée d'un modèle d'évaluation révisé, en particulier l'estimation et la compilation des prises selon l'âge (Ouellette-Plante *et al.* 2022a), les estimations des prélèvements dans les pêches commerciales dirigées et non dirigées et dans la pêche récréative (Benoît *et al.* 2021; Ouellette-Plante *et al.* 2022B), ainsi que les indices de l'abondance estimés à partir des relevés indépendants de la pêche (Benoît *et al.* 2022). La deuxième partie de l'examen était consacrée à d'autres données d'entrée du modèle d'évaluation et aux considérations relatives à la modélisation (Benoît *et al.* 2024); elle a surtout porté sur un nouveau modèle proposé pour l'évaluation du stock de morue dans le nord du golfe du Saint-Laurent. Le document de recherche actuel présente l'information scientifique qui a été examinée pour ce nouveau modèle d'évaluation. Il décrit aussi l'information scientifique qui a été examinée pour aborder certains points supplémentaires dans le cadre de référence pour la deuxième partie de l'examen, en particulier :

- Fournir une orientation sur les méthodes de projection pour les futures options de capture.
- Fournir une orientation sur une approche d'estimation des points de référence pour ce stock.
- Discuter de la possibilité que la méthode d'évaluation puisse appuyer l'évaluation quantitative des règles de contrôle des prises.
- Cerner les incertitudes et les lacunes dans les connaissances.
- Établir des recommandations de recherche prioritaires à court et à moyen termes pour améliorer les sources de données, la formulation et l'estimation du modèle d'évaluation, et les méthodes de projection.

Nous commencerons par donner un bref aperçu des facteurs qui ont motivé l'examen actuel du cadre d'évaluation de la morue dans le nord du golfe du Saint-Laurent. Deuxièmement, nous décrirons la structure générale du modèle d'évaluation révisé proposé, un modèle statistique des prises selon l'âge de type état-espace (SPSAES), et présenterons les résultats pour une formulation de référence de ce modèle, que nous comparerons à ceux de l'évaluation précédente, qui utilisait un modèle d'analyse séquentielle de population (ASP; Brassard *et al.* 2020). Troisièmement, nous présenterons d'autres structures du modèle statistique des prises selon l'âge de type état-espace qui ont été examinées pour traiter les tendances quelque peu conflictuelles entre les cinq indices contemporains de l'abondance indépendants de la pêche utilisés dans le modèle. La structure qui semblait la plus appropriée pour l'évaluation à venir a été choisie en comparant les différentes structures lors de la réunion d'examen par les pairs. Quatrièmement, nous présenterons une évaluation de la sensibilité du modèle sélectionné par rapport à certains choix concernant sa paramétrisation, ainsi que les résultats de différents tests de simulation du modèle. Cinquièmement, nous décrirons la méthodologie pour les projections modélisées et discuterons des principales incertitudes liées aux projections de l'état futur du stock, en particulier aux projections à plus long terme requises dans le cadre de la planification du rétablissement (MPO 2021a). Sixièmement, nous examinerons l'information disponible afin de définir des points de référence révisés pour la gestion du stock et de faciliter l'élaboration d'un nouveau plan de rétablissement du stock. Le cadre de référence de l'examen de mai 2022 ne prévoyait pas la proposition de choix précis pour les points de référence, ce qui a plutôt été

fait plus tard, lors de l'évaluation de la morue dans le nord du golfe du Saint-Laurent en février 2023 (MPO 2023; Ouellette-Plante *et al.* 2025). Il est à noter également que le plan de rétablissement du stock a été achevé à la suite de l'examen du cadre de mai 2022 (Benoît et Ouellette-Plante 2023; MPO 2024) et que certains des éléments présentés ici ne sont peut-être plus exacts ou n'ont peut-être pas guidé l'élaboration du plan de rétablissement. Nous terminons en résumant les principales incertitudes associées au cadre d'évaluation révisé et recommandons des recherches supplémentaires qui pourraient y remédier.

RENSEIGNEMENTS DE BASE

Pendant plus de trois décennies, l'évaluation du stock du nord du golfe du Saint-Laurent a été effectuée à l'aide d'un modèle d'analyse séquentielle de population, qui utilisait auparavant le modèle ADAPT de Gavaris (1988) et, plus récemment, la mise en œuvre de ce modèle dans la boîte à outils pour les pêches de la National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA) (NOAA 2014; Brassard *et al.* 2016). L'analyse séquentielle de population est essentiellement une méthode comptable qui suppose que les prises selon l'âge dans la pêche sont exemptes d'erreur et, dans sa forme originale, consiste simplement à rétrocalculer l'abondance à partir des prises selon l'âge et des hypothèses sur le taux de mortalité naturelle (M). Dans l'analyse séquentielle de population, les indices de l'abondance servent à « régler » le modèle afin d'estimer l'abondance et la mortalité par pêche les années terminales. Il était autrefois courant de supposer une seule valeur de M pour tous les âges et toutes les années dans les modèles d'analyse séquentielle de population. En 1997, l'évaluation de la morue dans le nord du golfe du Saint-Laurent a commencé à supposer une variation de M qui se serait produite en 1985, passant d'une valeur de 0,2 à 0,4 (Fréchet et Schwab 1998). Cette hypothèse reposait en grande partie sur des preuves de taux élevés de mortalité totale pendant le moratoire en place de 1994 à 1996, lorsque la mortalité par pêche était très faible, comme on l'a observé pour le stock voisin de la sous-division 4TVn (Sinclair 2001). En 2003, l'évaluation a commencé à estimer M en blocs de cinq ans dans le cadre du modèle ADAPT (Fréchet *et al.* 2003; voir une description des méthodes employées dans Benoît et Chouinard 2004). Depuis l'adoption de la boîte à outils pour les pêches de la NOAA (Brassard *et al.* 2016), pour estimer M , on applique une procédure de réglage appropriée qui nécessite de modifier manuellement de manière itérative les valeurs de M présumées dans le but de réduire l'erreur résiduelle du modèle. Les principaux inconvénients de cette approche sont qu'elle ne tient pas compte des corrélations possibles entre M et les paramètres estimés de l'analyse séquentielle de population et que, comme la procédure d'estimation de M n'a été appliquée qu'à la période récente, les résultats sont conditionnels aux décisions prises dans le cadre des évaluations antérieures. L'hypothèse d'une valeur de M commune à tous les âges constitue également une faiblesse, car elle est incompatible avec les preuves considérables de la dépendance de M à l'égard de la taille (p. ex. Lorenzen 1996; Gislason *et al.* 2010). Cette hypothèse peut influencer sur la valeur d'importants paramètres estimés du modèle, comme la capturabilité du relevé.

Le modèle d'évaluation de l'analyse séquentielle de population a été associé à des diagnostics du modèle qui suggéraient des aspects potentiellement importants de l'erreur de spécification du modèle, notamment de fortes tendances résiduelles et rétrospectives, ainsi que des estimations élevées irréalistes de la capturabilité du relevé (p. ex. Brassard *et al.* 2020). On craignait également que l'approche utilisée ne permette pas d'estimer adéquatement les variations de M , qui pourraient être importantes à la lumière des fortes augmentations de M estimées pour le stock de morue voisin de la sous-division 4TVn de l'OPANO, qui a atteint des niveaux qui exposent ce stock à un risque élevé d'extinction locale (Neuenhoff *et al.* 2019, Swain *et al.* 2019). De plus, le modèle d'analyse séquentielle de population suppose que les prises selon l'âge sont connues sans erreur, une hypothèse tenue compte tenu des quantités

potentiellement importantes de prises non comptabilisées estimées dans Ouellette-Plante *et al.* (2022b). On considérait que l'amélioration du modèle d'évaluation pour la morue dans le nord du golfe du Saint-Laurent afin de régler ces problèmes était une priorité étant donné la nécessité d'élaborer un nouveau plan de rétablissement pour le stock, puisque le plan précédent, qui s'est terminé en 2018, n'a manifestement pas réussi. Un nouveau plan était également requis d'ici avril 2024 en vertu d'une nouvelle exigence législative (*Gazette du Canada*, Partie II 2022).

Dans ce document, nous présentons une nouvelle approche de modélisation pour la morue dans le nord du golfe du Saint-Laurent, pour tenter d'améliorer les limites de l'analyse séquentielle de population. Les détails sur les diverses données d'entrée de cette modélisation sont disponibles dans d'autres rapports et ne sont donc pas présentés de nouveau ici, sauf lorsque nous montrons les ajustements du modèle aux données. Les lecteurs sont donc invités à consulter ces autres documents, dont les sujets sont mentionnés au début de l'introduction : Ouellette-Plante *et al.* (2022a,b), Benoît *et al.* (2021, 2022, 2024).

MODÈLE STATISTIQUE DES PRISES SELON L'ÂGE

CONSIDÉRATIONS GÉNÉRALES

Le modèle de référence proposé utilise le paradigme de modélisation état-espace, en tenant compte des erreurs de mesure dans les données d'entrée séparément de l'erreur de processus ou de la variabilité de la dynamique des populations (p. ex. Nielsen et Berg 2014; Cadigan 2016a; Stock et Miller 2021). Contrairement au modèle état-espace courant [SAM](#), qui suppose que les erreurs de processus agissent sur l'ensemble de l'équation de la population (tous les taux ayant une incidence sur les variations de l'abondance selon l'âge; Nielsen et Berg 2014; Berg et Nielsen 2016), nous supposons que les erreurs de processus sont associées aux taux de mortalité naturelle. C'est l'approche adoptée dans Cadigan (2016a,b). Ce choix a été guidé par les préoccupations entourant les changements importants et probablement directionnels de la valeur de M du stock du nord du golfe du Saint-Laurent. Le modèle de Cadigan (2016a) est utilisé dans l'évaluation de la morue des divisions 2J3KL de l'OPANO, dans lequel les fluctuations de M sont également importantes pour la compréhension et la gestion du stock (p. ex. Regular *et al.* 2022).

L'évaluation des stocks se tourne de plus en plus vers l'utilisation de progiciels souples, documentés, mis à l'essai et tenus à jour, car cette pratique devrait donner des résultats d'évaluation plus fiables et reproductibles (Dichmont *et al.* 2021). Bien que cette approche soit très souhaitable et qu'elle puisse convenir à de nombreuses évaluations des stocks, la plupart des progiciels conviviaux n'offrent pas la souplesse nécessaire pour tenir compte des particularités propres à certaines évaluations. Ces situations justifient l'utilisation de modèles sur mesure, qui peuvent être fondés sur le code source disponible des progiciels disponibles. Nous avons choisi d'élaborer un modèle sur mesure pour le nord du golfe du Saint-Laurent, reposant sur le modèle de Cadigan (2016a,b) afin de pouvoir intégrer un certain nombre de caractéristiques liées à la morue dans le nord du golfe du Saint-Laurent, notamment les changements dans la couverture spatiale de deux importants relevés, la prise en compte inadéquate de l'évolution de la capturabilité des jeunes morues dans un relevé et des tendances quelque peu divergentes dans les indices des relevés (Benoît *et al.* 2024). Nous voulions également intégrer dans le modèle les résultats des études de marquage-recapture publiées, qui ont permis d'estimer les taux de mortalité par pêche pour certaines années (Myers *et al.* 1996).

STRUCTURE DU MODÈLE

Processus démographiques

Le modèle est fondé sur le modèle de cohorte couramment utilisé avec un groupe d'âge « plus » A , qui est représenté par un symbole + lorsqu'on fait référence à un âge précis :

$$\log(N_{ay}) = \begin{cases} \log(N_{a-1y-1}) - Z_{a-1y-1} & a < A \\ \log\{N_{a-1y-1} \exp(-Z_{a-1y-1}) + N_{ay-1} \exp(-Z_{ay-1})\} & a = A \end{cases} \quad y = 1 \dots Y, \quad (1)$$

où N_{ay} est l'abondance du stock à l'âge a l'année y , $Z_{ay} = F_{ay} + M_{ay}$ est le taux de mortalité totale, où F_{ay} est le taux de mortalité par pêche et M_{ay} est le taux de mortalité naturelle. Les âges dans le modèle sont de 2 à 11+, et les années vont de 1973 à 2020. Les âges 2 à 13 ont été utilisés dans la dernière analyse séquentielle de population; cependant, des analyses indépendantes et les résultats préliminaires du nouveau modèle ont indiqué une grande variabilité pour les groupes plus âgés dans les prises de la pêche et des relevés, notamment la présence de prises nulles dans environ 5 % des cas. L'utilisation d'un groupe 11+ améliore les diagnostics du modèle. L'analyse séquentielle de population a commencé en 1974, lorsque les données sur les prises selon l'âge sont devenues disponibles. Ici, nous remontons d'un an en utilisant les données sur les prises selon l'âge dans les relevés qui n'avaient pas été intégrées auparavant dans l'évaluation (détails plus loin). Le modèle a été ajusté en utilisant des données allant jusqu'à 2020, car les données sur les prises selon l'âge validées pour 2021 n'étaient pas disponibles pour toutes les données d'entrée à temps pour l'examen du cadre.

Le recrutement dans le modèle a lieu à l'âge 2. Le vecteur de recrutement, $R = (N_{21} \dots N_{2Y})$, est présumé être une variable vectorielle aléatoire log-normale,

$$\log(R) \sim MVN(\mu_R, \Sigma_R), \quad (2)$$

où le vecteur de paramètre μ_R de longueur Y se compose de deux blocs de temps aux valeurs constantes, un pour $y \leq 1990$, et le second pour $y > 1990$. Ces blocs de temps ont été choisis pour tenir compte des variations importantes des niveaux de recrutement. Les sensibilités du modèle à ce choix sont présentées plus loin dans ce document. Σ_R est la matrice de covariance stationnaire d'un processus AR(1) défini par σ_R et φ_R . La corrélation entre $\log(R_i)$ et $\log(R_j)$ est $\varphi_R^{|i-j|}$.

Les nombres aux âges 2 à 11+ au cours de la première année (1973) sont traités comme des paramètres inconnus et libres à estimer.

On a supposé que les taux de mortalité naturelle, M_{ay} , variaient en fonction de l'âge et, à partir de 1984, également par année pour la plupart des âges. L'information sur la dynamique des cohortes contenue dans les données des relevés est nécessaire pour estimer la variation temporelle de la mortalité naturelle; c'est pourquoi nous l'avons limitée à la période pour laquelle les données des relevés à long terme étaient disponibles. Bien que les données des relevés menés entre 1973 et 1976 aient été incluses dans l'ajustement du modèle (voir plus loin; Minet 1978), leur durée limitée et la période de 1977 à 1983 sans activité de relevé ne permettaient pas d'estimer une variation temporelle crédible de M avant 1984 dans l'ajustement préliminaire du modèle. On a supposé que les valeurs de M pour les âges 2 et 3 étaient invariables dans le temps. L'hypothèse pour l'âge 2 était nécessaire parce que les processus de recrutement et de M pour cet âge sont confondus dans le modèle en l'absence d'information indépendante sur le recrutement. L'hypothèse était également nécessaire pour l'âge 3 étant donné que l'on souhaitait estimer une variation non comptabilisée de la capturabilité des relevés

qui s'est produite en 1990 (Benoît *et al.* 2024), sachant que les paramètres de capturabilité et de mortalité naturelle sont généralement fortement corrélés dans les modèles d'évaluation.

Les taux de mortalité naturelle ont été modélisés à l'aide des valeurs fixes présumées pour chaque âge m_a et, pour les âges et années pertinents, des erreurs de processus de mortalité propres à l'âge, $\delta_{a,y}$:

$$\log(M_{a,y}) = \log(m_a) + \delta_{a,y}, \quad (3)$$

Les valeurs suivantes ont été supposées pour m_a : $m_{a=2} = 1,0$, $m_{a=3} = 0,65$, $m_{a=4} = 0,45$ et $m_{a=5+} = 0,15$. La valeur pour les âges 5+ de la morue a été supposée à partir d'une estimation de la mortalité totale (pêche plus M) de 0,25 au début des années 1950 présentée dans Wiles et May (1968), qui correspond aux valeurs pour les autres stocks de morue dans l'Atlantique Nord-Ouest à cette époque (voir les détails dans Benoît *et al.* 2022). Les valeurs pour les âges plus jeunes sont fondées sur la longueur moyenne à ces âges et l'équation donnée dans Gislason *et al.* (2010), en supposant des paramètres de croissance de von Bertalanffy de $L_\infty=130$ et $k=0,10$, qui sont des valeurs raisonnables pour la morue dans l'Atlantique Nord-Ouest selon FishBase (Froese et Pauly 2022).

Les erreurs de processus relatives à la mortalité naturelle ont été modélisées en tant que processus stochastique AR(1) de l'âge et de l'année, et les éléments de Σ_M sont fondés sur

$$Cov\{\delta_{a,y} \delta_{a-j,y-k}\} = \frac{\sigma_M^2 \varphi_{M,age}^j \varphi_{M,yr}^k}{(1 - \varphi_{M,age}^2)(1 - \varphi_{M,yr}^2)}; Corr\{\delta_{a,y} \delta_{a-j,y-k}\} = \varphi_{M,age}^j \varphi_{M,yr}^k, \quad (4)$$

Afin d'améliorer la convergence du modèle et de garantir l'identifiabilité pour l'estimation simultanée des erreurs de processus liés à la mortalité naturelle et de la variation temporelle de la mortalité par pêche selon l'âge (plus loin), nous avons couplé les âges adjacents dans l'estimation des erreurs de processus de mortalité propres à l'âge, $\delta_{a,y}$. Plus précisément, nous avons estimé les valeurs courantes de $\delta_{a,y}$ pour les âges 4-5, 6-7, 8-9 et 10-11+. La sensibilité aux âges qui ont été regroupés et au nombre de groupes a été évaluée et est présentée ci-après.

Les prises aux âges 2 à 11+ ont été modélisées au moyen de l'équation des prises de Baranov,

$$C_{a,y} = N_{a,y} \frac{\{1 - \exp(-Z_{a,y})\} F_{a,y}}{Z_{a,y}}, \quad (5)$$

Les valeurs de F sont modélisées comme un processus stochastique sur un petit nombre de valeurs moyennes μ_F , qui sont estimées comme des effets fixes, comme le recrutement. Il y a 15 valeurs de μ_F selon les blocs d'âge et d'années (figure 1). Ces paramètres tiennent compte des importants changements de la valeur moyenne de F qui se sont produits au fil du temps, notamment en raison des moratoires en place de 1994 à 1996 et en 2003.

Si F est un vecteur $(A-1)Y \times 1$ de toutes les valeurs de $F_{a,y}$ pour les âges 2 à 11+, alors

$$\log(F) \sim MVN(\mu_F, \Sigma_F), \quad (6)$$

Comme les erreurs de processus de M , $\Delta_F = \log(F) - \mu_F$ est modélisé comme un processus stochastique AR(1) de l'âge et de l'année, et les éléments de Σ_F sont fondés sur

$$\begin{aligned} Cov\{\Delta_{F a y} \Delta_{F a-j y-k}\} &= \frac{\sigma_{F \hat{age}}^2 \varphi_{F \hat{age}}^j \varphi_{F \text{année}}^k}{(1 - \varphi_{F \hat{age}}^2)(1 - \varphi_{F \text{année}}^2)}; Corr\{\Delta_{F a y} \Delta_{F a-j y-k}\} \\ &= \varphi_{F \hat{age}}^j \varphi_{F \text{année}}^k, \end{aligned} \quad (7)$$

Contrairement aux erreurs de processus de M pour lesquelles un seul paramètre de variance invariable selon l'âge a été estimé, un paramètre distinct $\sigma_{F \hat{age}}^2$ a été estimé pour les âges 2 et 3 combinés, 4, 5 et 6+. Ce choix a été motivé par les signes, dans l'ajustement du modèle initial, que la variation de Δ_F diminue en fonction de l'âge pour les âges plus jeunes. Aucune preuve semblable n'a été observée pour les erreurs de processus de M , et nous ne nous attendions pas non plus a priori à une variation liée à l'âge.

Myers et ses collaborateurs présentent deux estimations de F dérivées d'expériences de marquage pour les âges 6+ environ et dont le point médian des estimations tombe respectivement en 1986 et 1987 : $\hat{F}_{marquage1986} = 0,87$ ($ET = 0,30$) et $\hat{F}_{marquage1987} = 1,13$ ($0,30$). Nous avons supposé que ces valeurs étaient représentatives de $F_{6-9,1986}$ et de $F_{6-9,1987}$ et les avons incluses dans le modèle comme des a priori à distribution normale pour nous conformer à la façon dont les estimations étaient présentées dans le document original. Des a priori log-normaux seraient plus appropriés pour F , mais nous remarquons que les valeurs moyennes et de l'écart type sont telles que la densité des valeurs <0 est faible.

Les taux de mortalité naturelle, $M_{a y}$, et les taux de mortalité par pêche, $F_{a y}$, sont des variables aléatoires latentes (c.-à-d. non observables) pour lesquelles nous tirons des inférences statistiques. Comme nous l'avons décrit précédemment, ces variables aléatoires ont des distributions de probabilité avec un petit nombre de paramètres de moyenne et de (co)variance qui doivent être estimés. Les données des relevés et sur les prises servent à estimer ces paramètres au moyen des équations d'observation décrites dans la section suivante.

Équations d'observation

Nous utilisons le maximum de vraisemblance marginal pour estimer les paramètres du modèle. Il s'agit d'abord de modéliser les probabilités des données conditionnées par les états de recrutement, de M et de F (c.-à-d. les équations d'observation), puis d'intégrer tous les états probables de recrutement, de M et de F pour obtenir la distribution marginale des données sur lesquelles repose la fonction de vraisemblance marginale. Nous avons utilisé le progiciel Template Model Builder (TMB; Kristensen *et al.* 2016) pour calculer la log-vraisemblance négative marginale (mnl) pour notre modèle et avons estimé les paramètres du modèle à l'aide de la fonction *nlminb()* dans R. La log-vraisemblance négative marginale est dérivée d'une log-vraisemblance négative commune, qui est la somme des log-vraisemblances négatives conditionnées par les données pour les valeurs considérées du recrutement, de M et de F , et de la log-vraisemblance négative de ces effets. TMB utilise l'approximation de Laplace pour intégrer la log-vraisemblance négative commune (nll) sur les effets aléatoires afin de calculer la log-vraisemblance négative marginale (mnl). Les log-vraisemblances négatives conditionnées par les données sont les équations d'observation décrites ci-après.

TMB fournit des prédictions des effets aléatoires, les quantités dérivées de ces effets aléatoires (p. ex. la biomasse du stock reproducteur, BSR) et les paramètres du modèle. TMB fournit également les « erreurs types » de la méthode delta généralisée pour ces quantités dérivées. Les erreurs types sont en fait des erreurs quadratiques moyennes marginales (en ce qui concerne la distribution des recrutements, de M et de F), qui conviennent mieux aux inférences

au sujet des valeurs pour ces paramètres et des quantités dérivées qu'à des erreurs types réelles (Zheng et Cadigan 2021).

Prises dans la pêche

Nous modélisons séparément les prises dans la pêche (débarquements de la pêche commerciale et récréative et rejets dans la pêche commerciale) et les estimations de la composition selon l'âge des prises (Benoît *et al.* 2024) parce que ces deux sources de données proviennent de programmes d'échantillonnage différents et indépendants. Bien que les deux ensembles de données ne soient pas complètement indépendants, par exemple parce que l'estimation des prises selon l'âge nécessite une pondération par les débarquements (Ouellette-Plante 2022a), nous omettons la dépendance entre les deux dans un souci de simplicité.

D'après un examen des données sur les prises recueillies lors de l'examen en 2021 et la qualité apparente de ces données (Benoît *et al.* 2021, 2024; Ouellette-Plante *et al.* 2022b), nous avons décidé d'ajuster les données sur les débarquements en utilisant une probabilité différente pour les années jusqu'à 2005 et après 2005 dans le modèle de base. La sensibilité à ce choix a été évaluée et est présentée plus loin.

Les prises prévues (en tonnes) ont été calculées dans le modèle, à l'aide de l'équation 5 pour obtenir $C_{a,y}$; cette valeur a ensuite été multipliée par le poids annuel des prises individuelles propre à l'âge, puis additionnée pour tous les âges. Pour les années ≤ 2005 , nous avons évalué la probabilité des prises d'entrée en utilisant une vraisemblance log-normale avec une moyenne égale à la prise prévue et un écart type présumé de 0,1, équivalant à peu près à un CV de 10 %.

Pour les années > 2005 , nous avons utilisé la méthode des prises censurées (p. ex. Cadigan 2016a,b; Van Beveren *et al.* 2017). Dans cette approche, la fiabilité des prises est quantifiée par les limites inférieures et supérieures qui sont entrées dans le modèle d'évaluation (Benoît *et al.* 2024), et les prises « observées » ne sont pas directement utilisées pour estimer les prises prévues. Si L_y indique les débarquements réels mais inconnus au cours de l'année y , et $L_{inf,y}$ et $L_{sup,y}$ sont les limites inférieure et supérieure (c.-à-d. les données), alors l'équation d'observation des débarquements conditionnée par la log-vraisemblance négative censurée (la « nll censurée » dans le reste du document) pour les paramètres du modèle d'évaluation du stock (exprimés dans un vecteur θ) est

$$nll(\theta | L_{inf,y}, L_{sup,y}) = - \sum_{y=1}^Y \log \left[\phi_N \left\{ \frac{\log(L_{sup,y}) - \log(L_y)}{\sigma_l} \right\} - \phi_N \left\{ \frac{\log(L_{inf,y}) - \log(L_y)}{\sigma_l} \right\} \right] \quad (8)$$

où ϕ_N est la distribution cumulée d'une variable aléatoire normale standard. Le paramètre σ_l contrôle la netteté des limites et est fixé à $\sigma_l = 0.02$, une valeur qui permet aux estimations du modèle de se situer en dehors des limites spécifiées (figure 2). L'influence des limites sur l'évaluation a été évaluée dans le cadre des analyses de sensibilité en modifiant leur largeur.

La série chronologique des proportions des prises (en nombre) aux âges 2, ..., 11+, que nous désignerons comme les « compositions selon l'âge des prises » dans le reste du document, a été modélisée à l'aide de la distribution logistique multivariée normale multiplicative fondée sur la transformation logit du rapport de continuité (crl) des proportions (Cadigan 2016a). Les proportions crl ont été calculées comme suit. Nous avons indexé les âges dans le modèle d'évaluation comme $a = 1, \dots, A$ où $A = 10$, ce qui correspond aux âges 2, ..., 11+ du stock.

Pour chaque âge et année, nous avons calculé

$$P_{a\ y} = \frac{C_{a\ y}}{\sum_{a=1}^A C_{a\ y}},$$

puis

$$\pi_{a\ y} = \text{Prob}(\hat{\text{age}} = a | \hat{\text{age}} \geq a) = \frac{P_{a\ y}}{P_{a\ y} + \dots + P_{A\ y}} \quad a = 1, \dots, A-1,$$

et le logit du rapport de continuité (crl),

$$X_{a\ y} = \log\left(\frac{\pi_{a\ y}}{1 - \pi_{a\ y}}\right) \quad a = 1, \dots, A-1,$$

Le logit du rapport de continuité est appliqué à la fois aux prises observées et à celles prédites par le modèle. Il convient de noter que seuls des logits du rapport de continuité $A-1$ ont été dérivés des proportions des prises A , car les proportions des prises ne donnent que des observations indépendantes $A-1$ étant donné que $\sum_{a=1}^A P_{a\ y} = 1$. Le logit du rapport de continuité défini uniquement pour les proportions des prises selon l'âge > 0 . Toutes les valeurs $P_{a\ y}$ étaient > 0 dans les données sur la morue dans le nord du golfe du Saint-Laurent.

La log-vraisemblance négative de l'équation d'observation pour le vecteur entre les âges indexés de 1 à $A-1$, X_{oy} , des logits du rapport de continuité observés au cours de l'année y repose sur

$$X_{oy} = X_y + \varepsilon_{X\ y} \quad \varepsilon_{X\ y} \sim \text{MVN}(0, \Sigma_X) \quad (9)$$

où X_y est le vecteur des logits du rapport de continuité prédits par le modèle et Σ_X est AR(1) dans sa forme, avec le paramètre de variance σ_X^2 et la corrélation φ_X . En d'autres termes, nous supposons que les erreurs du logit du rapport de continuité sont corrélées avec AR(1) de l'année, mais indépendantes d'une année à l'autre.

Indices d'abondance

Il existe six indices d'abondance pour le modèle de la morue du nord du golfe du Saint-Laurent :

- les relevés au chalut de fond (de 1973 à 1976; âges 3 à 11+) présentés dans Minet (1978);
- le relevé plurispécifique de recherche au chalut de fond effectué par le MPO (de 1985 à 2020; âges 2 à 11+; le « relevé de recherche du MPO » dans le reste du document);
- le relevé de pêche sentinelle au chalut de fond (de 1995 à 2020; âges 2 à 11+);
- trois indices de la pêche sentinelle aux engins fixes couvrant la période 1995 à 2020, pour la pêche au filet maillant (GNS, âges 4 à 11+), la pêche estivale à la palangre (LLS1; âges 3 à 11+) et la pêche automnale à la palangre (LLS2; âges 3 à 11+; au large du sud-ouest de Terre-Neuve). Les âges les plus jeunes ont été exclus de certains des indices parce que leur abondance dans les relevés était faible et considérée comme trop variable.

Si $I_{s\ a\ y}$ est l'indice d'abondance selon l'âge observé pour le relevé s et t est le point médian des dates du relevé, qui est exprimé en fraction de l'année, l'indice prédit par le modèle est

$$E(I_{s\ a\ y}) = q_{s\ a} N_{y\ a} \exp^{-t_{s\ y} Z_{y\ a}}, \quad (10)$$

Le terme $\exp^{-t_{s\ y} Z_{y\ a}}$ projette l'abondance au début de l'année jusqu'au moment du relevé, en tenant compte de la mortalité pendant la saison. Les paramètres $q_{s\ a}$ sont les paramètres de

capturabilité à estimer et sont spécifiés de différentes manières en fonction de s et de a , comme décrit ci-après. Pour

$$\mu_{sya} = \log\{E(I_{sya})\} = \log(q_{sa}) + \log(N_{ya}) - t_{sy}Z_{ya}, \quad (11)$$

l'équation d'observation pour les indices, pour tous les âges et toutes les années des relevés, y compris les indices du groupe plus, est

$$\log(I_{sya}) = \mu_{sya} + \varepsilon_{sya}, \quad (12)$$

Nous supposons que les erreurs d'observation ε sont indépendantes $\varepsilon_{sya} \sim N(0, \sigma_s^2)$. Nous avons posé l'hypothèse d'une seule variance d'erreur propre au relevé pour tous les âges et toutes les années pour chaque relevé, à deux exceptions près. Pour les deux relevés de pêche sentinelle à la palangre, un paramètre de variance distinct a été estimé pour l'âge 3 et pour les âges 4+ en raison de la plus grande variabilité des résidus pour l'âge 3 dans les exécutions préliminaires du modèle.

L'équation 12 exige que $I_{sya} > 0$. L'ensemble des données des indices des relevés pour le nord du golfe du Saint-Laurent contient deux instances de valeurs nulles. Une valeur nulle n'indique pas nécessairement l'absence, mais pourrait simplement être liée à une erreur d'échantillonnage à faible densité. Bien que des approches permettent d'en tenir compte dans l'ajustement du modèle (p. ex. Cadigan 2016a), nous avons jugé que cette complexité supplémentaire était inutile étant donné la fréquence relativement faible des valeurs nulles (< 0,02 % des données), et avons choisi de ne tout simplement pas ajuster les cas où $I_{sya} = 0$.

Capturabilité – indices de la pêche au chalut de fond

Nous avons supposé que les capturabilités pour les trois relevés au chalut de fond suivaient les fonctions logistiques de sélectivité propres aux relevés en ce qui concerne l'âge,

$$S_{sa} = \left(1 + \exp \left[\frac{-\log(19) (a - s_s^{50\%})}{s_s^{95\%} - s_s^{50\%}} \right] \right)^{-1} \quad (13)$$

où $s_s^{50\%}$ et $s_s^{95\%}$ sont les âges auxquels 50 % et 95 % des morues disponibles sont sélectionnées. Ces deux ensembles de paramètres déterminent respectivement l'emplacement et le taux de la fonction de sélectivité, qui a une valeur maximale de 1. Les capturabilités pour ces trois relevés ont ensuite été calculées selon l'équation

$$q_{sa} = S_{sa} q_{Ents} \quad (14)$$

où q_{Ents} est la capturabilité (asymptotique) entièrement sélectionnée, et est un paramètre estimé. Nous avons supposé que q_{Ents} suivait une distribution log-normale. Les évaluations antérieures dans le nord du golfe du Saint-Laurent ont de façon récurrente estimé des valeurs de q_{Fulls} largement supérieures à 1. Si les relevés couvraient toute la répartition spatiale de la morue dans le nord du golfe du Saint-Laurent, une valeur réelle de 1 serait associée à la capture de toutes les morues présentes dans la zone balayée par les ailes de chalut sur toute la longueur du trait. Les valeurs >1 impliqueraient un rassemblement entre les panneaux de chalut qui, pour les relevés du MPO, couvrent environ 3 fois la largeur des ailes (McCallum et Walsh 1997). La capturabilité asymptotique a donc une valeur maximale de 3 pour ce relevé. Cependant, on ne prévoit pas un tel niveau de rassemblement pour la morue, étant donné que l'on n'a observé qu'un rassemblement mineur dans le chalut pour des espèces apparentées

(Somerton 2004). De plus, beaucoup de zones où des morues sont présentes, à proximité du littoral, dans la sous-division 3Pn de l'OPANO et dans la fosse de Mécatina, ne sont pas couvertes par le relevé de recherche du MPO; une valeur de 3 n'est donc pas possible. Les estimations de grandes valeurs pour la capturabilité entièrement sélectionnée indiquent ainsi une certaine erreur de spécification du modèle, par exemple, si les niveaux de M sont mal définis. Pour confiner les valeurs de $q_{Ent\ s}$ autour de 1, nous avons établi un a priori log-normal sur ce paramètre pour les relevés de recherche et de pêche sentinelle au chalut de fond, en supposant une valeur moyenne pour $\log(q_{Ent\ s}) = 0$ et un écart type assez large (permissif) de 0,7. La sensibilité au choix de la valeur de l'écart type a été évaluée.

Contrairement aux relevés de recherche et de pêche sentinelle au chalut du MPO, pour lesquels les indices sont exprimés en unités d'abondance de la zone balayée, Minet (1978) n'a fourni que la composition relative par âge dans les relevés. Pour tenir compte des variations interannuelles de l'abondance totale dans le relevé, nous avons estimé librement les paramètres de capturabilité au plein recrutement pour chacune des quatre années de ces relevés. Ces effets ont été estimés comme des effets fixes et les valeurs reflètent l'abondance totale estimée dans le relevé, contrairement aux valeurs $q_{Ent\ s}$ des deux autres relevés au chalut, qui correspondent à la fraction de la population échantillonnée.

Il y a certains doutes en ce qui concerne l'exactitude des facteurs de conversion appliqués pour normaliser le relevé de recherche du MPO aux âges 2 et 3 pour le changement de navire et d'engin survenu en 1990 (Benoît *et al.* 2024). C'est pourquoi nous avons estimé certains ajustements de la capturabilité dans le modèle en modifiant l'équation 11 (et les équations connexes) de façon à ce que pour $s =$ relevé de recherche MPO, $a = 2,3$ et $y < 1990$

$$\mu_{s\ y\ a} = \log\{E(I_{s\ a\ y})\} = \log(q_{s\ a}) + \log(\delta q_{s\ a}) + \log(N_{y\ a}) - t_{s\ y} Z_{y\ a}, \quad (15)$$

où $\delta q_{s\ a}$ sont les écarts de capturabilité, estimés comme des effets fixes, un pour l'âge 2 et l'autre pour l'âge 3.

Capturabilité – indices de la pêche sentinelle aux engins fixes

Les filets maillants et les palangres ont souvent des fonctions de sélectivité non asymptotiques, de sorte que la sélectivité peut diminuer aux âges plus avancés (tailles plus grandes). En l'absence d'informations sur la forme des fonctions de sélectivité, nous avons librement estimé les valeurs $q_{s\ a}$ pour les trois indices de la pêche sentinelle aux engins fixes.

Ajustements pour tenir compte des changements dans la couverture des relevés – indices des relevés de recherche et de pêche sentinelle au chalut du MPO

Il est nécessaire d'ajuster le modèle pour tenir compte du changement dans la couverture des relevés qui a eu lieu en 1990 lors du relevé de recherche du MPO et en 2003 dans le relevé de pêche sentinelle au chalut de fond. Des ajustements ont été jugés nécessaires pour les âges 2 à 11+ dans le relevé de recherche au chalut et seulement pour les âges 2 et 3 dans le relevé de pêche sentinelle au chalut (Benoît *et al.* 2024). Ces ajustements, que nous appelons les valeurs de la couverture delta, $\delta c_{s\ a}$, ont été estimés à l'aide des données de l'indice de l'abondance provenant des relevés représentant les zones d'échantillonnage initiales et actuelles pour les années au cours desquelles la zone actuelle du relevé a été échantillonnée.

$$E\left(\log(I_{ACTUEL\ s\ a\ y})\right) = \log(I_{INITIAL\ s\ a\ y}) + \delta c_{s\ a} \quad (16)$$

Les paramètres $\delta c_{s\ a}$ ont été estimés librement à l'aide d'une vraisemblance normale et des écarts types propres aux relevés, $\sigma_{\delta c_s}$.

RÉSULTATS DU MODÈLE DE RÉFÉRENCE

Pour les figures mentionnées dans la présente section et dans tout le document, les valeurs déclarées pour l'âge 11 représentent les âges 11+. Le tableau 1 indique les estimations de l'écart type (variance) principal et des paramètres de corrélation clés pour les processus de recrutement et de mortalité, ainsi que pour les erreurs d'observation. Elles ne sont pas nécessairement mentionnées dans les résultats ci-après, qui portent plutôt sur les paramètres démographiques d'intérêt et les ajustements aux données.

Les valeurs de la BSR estimées par le modèle statistique des prises selon l'âge de type état-espace étaient inférieures à celles de l'ancienne analyse séquentielle de population pour les années antérieures à 1990, et supérieures à l'analyse séquentielle de population par la suite (figure 3). Les résultats des deux modèles pour la biomasse totale avant 1990 présentaient une correspondance plus étroite, mais les différences étaient plus importantes après 1990. On estime donc que le niveau d'épuisement du stock par rapport aux sommets atteints entre le début et le milieu des années 1980 et les dernières années est moins important dans le modèle statistique des prises selon l'âge de type état-espace, soit un épuisement d'environ 80 % comparativement à environ 90 % avec l'analyse séquentielle de population.

Le modèle statistique des prises selon l'âge de type état-espace a estimé un nombre considérablement plus élevé de recrues d'âge 2 que l'analyse séquentielle de population, malgré une tendance similaire (figure 4). Cela reflète la grande différence dans la valeur présumée de M à l'âge 2, avec $M = 1,0$ dans le modèle statistique des prises selon l'âge de type état-espace et $M = 0,2$ dans l'analyse séquentielle de population; cette différence se répercute sur la capturabilité du relevé qui, à son tour, a une incidence sur l'ampleur des quantités liées à l'abondance. La capturabilité du relevé selon l'âge était plus élevée pour tous les relevés et tous les âges dans l'analyse séquentielle de population, à l'exception de l'indice de la pêche sentinelle à la palangre, qui n'est pas tout à fait comparable entre les modèles (figure 5). Dans certains cas, comme celui des jeunes morues dans le relevé de recherche du MPO, la différence était importante. Il convient de noter que les capturabilités pour le relevé de pêche sentinelle au filet maillant étaient de deux ordres de grandeur supérieures dans l'analyse séquentielle de population, ce qui pourrait refléter en partie une différence dans les unités de ces indices dans les données d'entrée; nous n'avons pas vérifié ce point. Dans l'analyse séquentielle de population, la fonction de capturabilité du relevé de recherche du MPO atteint un sommet à l'âge 4 et diminue ensuite, plutôt que de suivre une asymptote comme on le suppose dans le modèle statistique des prises selon l'âge de type état-espace. Cela reflète probablement l'hypothèse d'une valeur de M invariable avec l'âge posée dans l'analyse séquentielle de population, qui fait que le modèle interprète la disparition des morues plus âgées dans les relevés comme une baisse de la capturabilité plutôt que comme une disparition de la population en raison de M . Les fonctions de capturabilité estimées pour les quatre années du relevé de Minet sont présentées à la figure 6.

La figure 7 permet de visualiser les estimations de la population et des prises selon l'âge quantifiées pour le modèle statistique des prises selon l'âge de type état-espace. En particulier, la courbe de la biomasse selon l'âge montre bien le passage de plusieurs cohortes relativement importantes sur la durée de la série.

Le modèle statistique des prises selon l'âge de type état-espace a estimé des mortalités moyennes par pêche supérieures à celles de l'analyse séquentielle de population dans les années 1970 et 1980 (figure 8); cependant, l'analyse séquentielle de population a estimé une hausse beaucoup plus prononcée de la mortalité par pêche chez les âges 6 à 9 au début des années 1990, qui a culminé en 1993. Alors que les niveaux et la tendance des taux de mortalité par pêche pour les âges 4 à 6 étaient semblables dans les deux modèles, le modèle statistique

des prises selon l'âge de type état-espace a estimé des augmentations plus importantes de F pendant la période entre les moratoires et à la fin des années 2000. Le modèle statistique des prises selon l'âge de type état-espace a estimé que la mortalité par pêche était plus élevée chez les âges 7 à 10 environ avant le premier moratoire, mais de plus en plus élevée chez les morues plus âgées après 1997 (figure 9). Les écarts de F normalisés par rapport à ce modèle sont présentés à la figure 10. Les tendances de la sélectivité de la pêche qui ressortent du modèle statistique des prises selon l'âge de type état-espace indiquent que les pêches capturant la morue étaient plus largement sélectives pour les poissons des âges 7+ avant le moratoire de 1993 (figure 11). Par la suite, la pêche était plus sélective pour les morues plus âgées, soit les âges 9+ environ; depuis 2008, elle est souvent la plus sélective à l'égard des morues les plus âgées. La tendance observée après 1993 reflète probablement en grande partie l'exclusion du secteur des engins mobiles, qui capturait sans doute une proportion relativement plus grande de poissons plus petits/plus jeunes que le secteur des engins fixes.

Les taux de mortalité par pêche, de mortalité naturelle et de mortalité totale selon l'âge sont présentés à la figure 12, qui montre clairement des taux de mortalité par pêche très négligeables aux âges 2 à 4. Les estimations de M pour les âges 4 à 9, qui commencent en 1984, révèlent une diminution initiale suivie d'augmentations, indiquant que les niveaux présumés pour la période précédant 1984 étaient probablement raisonnables dans le contexte du modèle. Les estimations de M depuis la fin des années 1980 étaient considérablement plus élevées que les suppositions/estimations pour les années précédentes. Pour les âges 5 à 9 environ, la mortalité totale a fluctué autour d'un niveau commun sur toute la série de 1974 à 2020, sauf pour le pic entre la fin des années 1980 et 1993. Pour les âges 10 et 11+, on estime que M a fluctué énormément après 1990, avec des pics à la fin des années 2010 et en 2017 qui ont entraîné des niveaux très élevés de mortalité totale. Aux âges 6 à 11+, F se rapprochait de M et excédait généralement M pour toutes les années antérieures à 1993, mais c'est l'inverse qu'on observe après 1993.

Contrairement au modèle statistique des prises selon l'âge de type état-espace, l'analyse séquentielle de population a estimé des valeurs de F selon l'âge qui fluctuaient avec une plus grande amplitude (figure 13). En particulier, l'analyse séquentielle de population a estimé un pic invraisemblable ou certainement peu probable de F en 1993 pour les âges les plus avancés. Par exemple, elle a estimé que 95 % et 99,3 % des morues des âges 10 et 11+ ont été tuées par la pêche, et environ 89 % des morues des âges 7 ou 8.

L'augmentation de M aux âges 4 à 11+ à partir de la fin des années 1980 et sa baisse dans la deuxième moitié des années 1990 (figure 12) correspondent à une période de piètre état du stock, qui a été associée à une valeur élevée de M (Dutil et Lambert 2000; Lambert 2011). Cette période peut également avoir été associée à un effet de la prédation par les phoques du Groenland, lié à l'état (Chassot *et al.* 2009; Bousquet *et al.* 2014). Cependant, depuis le début des années 2000, l'état de la morue dans le nord du golfe du Saint-Laurent n'est pas mauvais et les fluctuations de M à la figure 12 ne concordent ni avec les variations de l'abondance des phoques gris ou du Groenland (MPO 2020, 2022), ni avec les prévisions de M liées à la prédation compte tenu des tendances dans le stock de morue voisin de la sous-division 4TVn (Neuenhoff *et al.* 2019, Swain *et al.* 2019). Les fluctuations de M depuis le début des années 2000 correspondent plutôt aux changements du total autorisé des captures (TAC) dans la pêche, avec des baisses pendant le moratoire de 2003 et lors des réductions des quotas vers 2010 et à nouveau ces dernières années (figure 14). L'association entre M et le TAC concorde avec les prises non comptabilisées dans la pêche. Il pourrait s'agir d'une prise ou d'une combinaison de prises qui ne sont pas déclarées par les pêcheurs, ou d'une déprédation à partir des engins de pêche, un mécanisme plausible si l'on suppose que les changements du TAC ont une incidence sur l'effort de pêche, qui influence à son tour la possibilité pour les

prédateurs de retirer les morues des engins. Quel que soit le mécanisme, la relation entre le TAC, F et M pose certains défis pour l'évaluation, particulièrement pour les projections (détails plus loin). Néanmoins, cette relation est telle qu'aux niveaux du TAC juste avant l'examen de 2022, M tendait vers les faibles niveaux prévus pour le stock et qui auraient pu permettre un certain rétablissement si les conditions avaient persisté (détails plus loin).

Les prises estimées par le modèle de référence suivaient de près les prises d'entrée jusqu'en 2006, comme le CV présumé d'environ 10 % pour l'erreur dans la prise (figure 15). Pendant la période au cours de laquelle les limites de prises et une log-vraisemblance négative censurée ont été supposées, le modèle a estimé les prises à un niveau intermédiaire jusqu'aux limites jusqu'en 2009, proche de la limite supérieure de 2011 à 2016 et en 2019-2020, et proche de la limite inférieure en 2017-2018. La sensibilité au choix des limites est abordée plus loin.

Afin d'explorer l'ampleur possible des prises non comptabilisées qui sont subsumées dans les estimations modélisées de M , nous avons supposé que la moyenne des valeurs faibles de M estimées pour 2003 (moratoire) et 2020 pourrait représenter une estimation de la mortalité naturelle réelle, non liée à la pêche. Nous avons pris la différence par âge dans l'estimation annuelle de M et ces valeurs de la mortalité naturelle non liée à la pêche, ainsi que les estimations modélisées de l'abondance, pour produire ces estimations des prises non comptabilisées à l'aide de l'équation des prises de Baranov (ligne verte dans le panneau inférieur de la figure 15). Ces estimations indiquent que les prises pourraient avoir dépassé les débarquements, les prises d'entrée et les prises estimées par le modèle d'environ 10 % en 2000-2001, d'environ 20 à 30 % vers 2007-2009 et 2017-2018 et de plus de 80 à 90 % entre 2012 et 2016. Bien entendu, ces estimations reposent sur l'hypothèse selon laquelle la mortalité naturelle réelle non liée à la pêche se situait à un niveau relativement bas constant depuis 2003.

Le modèle a estimé les prises à la limite supérieure dans les années 2010, alors que l'on estimait que les prises non comptabilisées étaient particulièrement élevées, ce qui donne à penser que les limites présumées ont pu être contraignantes, un sujet que nous abordons plus loin dans ce document. Néanmoins, les prises estimées pour la plupart des autres années étaient inférieures à la limite supérieure, malgré une estimation plus élevée des prises non comptabilisées. Nous soupçonnons que cela peut être lié, du moins en partie, au fait que la composition selon l'âge des prises censurées est supposée être une estimation impartiale de la composition réelle. L'approche de la log-vraisemblance négative censurée présume que les prises sont fondées sur cette composition par âge. Les prises potentielles non comptabilisées qui ne sont pas conformes à la composition par âge du modèle devraient donc être subsumées dans M . Pour illustrer cette possibilité, nous avons examiné le rapport des valeurs de M et de F selon l'âge (figure 16). Le fait que ce ratio suive des tendances quelque peu différentes pour des âges différents indique qu'il peut y avoir eu certaines différences dans la composition selon l'âge des prises déclarées et non comptabilisées.

Le modèle de référence était raisonnablement bien ajusté aux indices de l'abondance dans les relevés, même s'il sous-estimait systématiquement les indices à l'âge 3 dans la pêche sentinelle à la palangre pendant la première moitié de ces séries (figure 17). Les tendances dans les résidus du modèle semblent généralement acceptables, bien qu'avec une variabilité un peu plus élevée que prévu aux âges 11+ et peut-être aux âges 2 et 3 (figures 18 et 19). On constate une structuration limitée dans les résidus, comme une tendance à surestimer l'abondance aux âges plus jeunes depuis le milieu des années 2010 dans le relevé de recherche du MPO. On trouve également des preuves d'un effet de l'année dans le relevé de pêche sentinelle au chalut de fond en 2011 (positif) et en 2012 (négatif), et dans une moindre mesure dans le relevé de recherche du MPO en 2002-2003. Compte tenu de la faible fréquence de ces effets de l'année et du fait qu'ils se sont produits dans des relevés qui couvrent la

répartition et les tendances du stock de façon semblable, nous n'avons pas modifié le modèle pour essayer de tenir compte de ces effets de l'année.

Il y avait peu de structuration dans les résidus des relevés, que ce soit en fonction de l'année ou de l'âge (figure 19). Cependant, certaines tendances se dégageaient en ce qui concerne les cohortes, c'est-à-dire que les valeurs résiduelles moyennes ont légèrement diminué pour les cohortes jusqu'en 2010 dans les relevés de recherche et de pêche sentinelle au chalut de fond et tout au long de la série pour l'indice de la pêche sentinelle d'automne à la palangre (LLS2). Entre-temps, dans les relevés de pêche sentinelle au filet maillant et les relevés d'été à la palangre, les valeurs résiduelles moyennes étaient négatives pour les cohortes nées dans les années 1980 et du début au milieu des années 1990, et largement positives pour les cohortes nées à la fin des années 1990 et dans les années 2000. Il n'y avait pas de structuration dans les résidus normalisés, que ce soit comme fonction de l'âge ou de l'année dans les relevés de Minet (figure 20).

La composition des prises selon l'âge (proportions selon l'âge) estimée par modèle était bien ajustée à la composition des prises d'entrée (figure 21). Le modèle avait tendance à sous-estimer la contribution à un âge lorsque la proportion d'entrée grimpait en flèche une année donnée, comme aux âges 11+ en 2017 et en 2019. Il n'y avait pas de structuration dans les résidus normalisés du logit du rapport de continuité, à l'exception peut-être d'une variabilité plus faible que prévu aux âges plus jeunes et plus élevée à l'âge 10 (figure 22). Dans l'ensemble, il n'y avait pas de tendances dans les résidus du logit du rapport de continuité par rapport à l'année, à l'âge ou à la cohorte (figure 23).

Il n'y avait essentiellement aucune tendance rétrospective fondée sur une couche de 7 ans pour la mortalité moyenne par pêche (figure 24), la BSR et le recrutement (figure 25), ni pour M (figure 26). Le rho de Mohn est une mesure des différences systématiques, ou biais, révélées par une analyse rétrospective (Mohn 1999). Les valeurs de rho pour chacune des quantités énumérées précédemment, et qui sont indiquées dans les panneaux des figures respectives, se situent bien à l'intérieur des valeurs considérées comme reflétant peu de biais pour une espèce longévive selon la règle empirique énoncée dans Hurtado-Ferro *et al.* (2015) : $-0,15 \leq \rho \leq 0,20$.

Dans l'ensemble, il y avait peu de corrélation entre la plupart des paramètres du modèle. La figure 27 montre les corrélations uniquement pour les paramètres comportant une ou plusieurs valeurs absolues supérieures à 0,15. Les corrélations entre ces paramètres précis sont en grande partie prévues. Les paramètres de capturabilité des relevés étaient fortement corrélés, ce qui se reflète ensuite dans les corrélations avec les paramètres liés à l'abondance, comme ceux du recrutement et certains des principaux effets de la mortalité par pêche.

FORMULATION D'UN MODÈLE DE RECHANGE – MODÈLE DE DÉCALAGE DE LA DISTRIBUTION

La formulation d'un modèle de rechange a été envisagée pour tenter de tenir compte des tendances quelque peu divergentes dans les relevés au chalut de fond, qui couvrent la zone hauturière et la zone semi-hauturière (simplement appelées la « zone extracôtière » dans le reste du document), par rapport aux relevés de pêche sentinelle aux engins fixes, qui sont limités à la zone littorale (voir Benoît *et al.* 2024).

Le modèle de décalage de la distribution supposait que la répartition des morues pouvait changer, selon l'âge, dans la zone littorale. Ainsi, la morue devient plus disponible pour un groupe de relevés et moins disponible pour l'autre. Cette question avait déjà été identifiée et étudiée par Cadigan (2004). En l'absence de renseignements indépendants sur la répartition des morues dans le nord du golfe du Saint-Laurent dans leur aire de répartition ou

d'informations sur les données corrélées (p. ex. environnementales) pour le décalage de la distribution, le modèle a supposé qu'une fraction de poissons variable selon l'âge et dans le temps n'est disponible que pour un seul ensemble de relevés, près du rivage ou au large des côtes. Cette fraction est présumée varier de façon progressive d'une année à l'autre et être corrélée d'un âge à l'autre.

Description du modèle

Le modèle de décalage de la distribution suppose qu'aucun changement n'a été apporté aux équations des populations utilisées dans le modèle de référence (équations 1 à 7); la population de morue est présumée homogène en ce qui concerne les taux démographiques, le recrutement et les mortalités. Cependant, la répartition de la morue dans l'espace n'est pas nécessairement homogène, de sorte que la disponibilité pour les relevés peut différer entre les zones littorale et extracôtière. Par conséquent, seules les équations d'observation pour les relevés sont modifiées. En outre, comme les données doivent contenir des renseignements pour estimer la disponibilité relative entre les deux zones, seules les équations d'observation appliquées aux données des relevés pour les années postérieures à 1995 sont concernées, c'est-à-dire les années pour lesquelles on dispose de données pour la zone littorale, correspondant aux années où les relevés de pêche sentinelle étaient actifs.

Le modèle suppose un temps latent (sans observation) et une fraction de poissons variable selon l'âge, $p_{a,y}$, qui devient indisponible pour un ensemble de relevés lorsqu'elle devient disponible pour l'autre ensemble. Cela suppose que les relevés couvrent des zones mutuellement exclusives, ce qui est pratiquement vrai pour les indices des relevés de recherche et de pêche sentinelle estivale aux engins fixes (GNS et LLS1). C'est un peu moins le cas pour le relevé de pêche sentinelle aux engins mobiles, qui s'étend un peu dans la zone littorale, mais nous évaluons les preuves du caractère distinctif entre ce relevé et les relevés dans la zone littorale à l'aide de comparaisons modélisées. Il se peut également que ce ne soit pas le cas pour l'indice de pêche sentinelle d'automne LLS2 (détails plus loin).

Si nous prenons

$$p_{a,y} = 2 \cdot \text{logit}(\Delta p_{a,y}) - 1 \quad (17)$$

où $\Delta p_{a,y}$ est un écart par âge et par année, l'équation 17 garantit que la fraction $p_{a,y}$ est contenue dans l'intervalle $[-1, 1]$, de sorte qu'une valeur de 0 indique que la proportion de la population dans chaque zone est égale aux moyennes respectives à long terme, qu'une valeur négative indique un déplacement de la population vers la zone littorale par rapport au long terme et qu'une valeur positive dénote un déplacement vers la zone extracôtière.

Les écarts $\Delta p_{y,a}$ sont ensuite modélisés comme un processus stochastique AR(1) de l'âge et de l'année,

$$\text{Cov}\{\Delta p_{a,y} \Delta p_{a-j,y-k}\} = \frac{\sigma_{P3}^2 \varphi_{P\text{age}}^j \varphi_{P\text{yr}}^k}{(1 - \varphi_{P\text{age}}^2)(1 - \varphi_{P\text{yr}}^2)}; \text{Corr}\{\Delta p_{a,y} \Delta p_{a-j,y-k}\} = \varphi_{P\text{age}}^j \varphi_{P\text{yr}}^k, \quad (18)$$

On peut ainsi s'assurer que la proportion $p_{a,y}$ varie uniformément dans le temps et que les âges sont corrélés, ce qui est prévisible compte tenu des tendances de répartition dépendantes de l'âge et de la longueur couramment observées chez les populations de poissons.

Les proportions ont ensuite été appliquées comme écarts de capturabilité dans l'équation d'observation (équation 11), de sorte que si le relevé est considéré comme un relevé dans la zone littorale :

$$\mu_{sya} = \log\{E(I_{sya})\} = \log(q_{sa}) + \log(1 - p_{ya}) + \log(N_{ya}) - t_{sy}Z_{ya}, \quad (19)$$

et s'il est considéré comme un relevé dans la zone extracôtière :

$$\mu_{sya} = \log\{E(I_{sya})\} = \log(q_{sa}) + \log(1 + p_{ya}) + \log(N_{ya}) - t_{sy}Z_{ya}, \quad (20)$$

Nous avons aussi envisagé la possibilité que certains relevés puissent échantillonner l'ensemble de la population. Par exemple, l'indice du relevé de pêche sentinelle d'automne à la palangre LLS2 couvre une période et une zone où les morues commencent à se rassembler avant d'hiverner dans les eaux plus profondes de la sous-division 3Pn de l'OPANO. De même, comme nous l'avons déjà mentionné, le relevé de pêche sentinelle au chalut de fond pourrait effectivement échantillonner approximativement toute la population. Pour ces situations, nous avons appliqué l'équation d'observation 11. Nous avons ajusté des modèles en posant des hypothèses différentes pour ces deux relevés et nous avons utilisé le critère d'information d'Akaike pour déterminer celui qui semblait le plus corroboré dans les données.

Il n'y a pas d'information permettant d'estimer de façon indépendante $p_{a,y}$ pour l'âge 2, car cet âge n'est pas inclus dans les indices de la pêche sentinelle aux engins fixes, et l'information est plus limitée pour l'âge 3 parce que l'indice de la pêche sentinelle au filet maillant n'englobe pas cet âge. Nous avons donc examiné l'ajustement relatif des modèles qui supposaient une valeur commune pour les âges 2-3 plutôt qu'une valeur commune pour les âges 2 à 4, entre les différents modèles posant des hypothèses différentes sur la question de savoir si les relevés à la palangre LLS et de pêche sentinelle au chalut portaient sur toute la population ou non. Le regroupement des âges 2 à 4 était le plus soutenu, la plus petite valeur delta du critère d'information d'Akaike étant de 5,6 (comparaisons non présentées). Le regroupement des âges 2 à 4 a également amélioré la convergence du modèle; le modèle des âges 2-3 associé aux 5,6 unités supplémentaires du critère d'information d'Akaike avait une composante du gradient maximal (mgc) pour la log-vraisemblance négative de 0,00113, contre une mgc de 0,00018 pour le modèle regroupant les âges 2 à 4.

Résultats

Le meilleur modèle supposait que les relevés de recherche et de pêche sentinelle au chalut du MPO étaient menés dans la zone extracôtière et que le relevé de pêche sentinelle d'automne à la palangre LLS2 échantillonnait toute la population (CIA = 3 182,5). Il reflète un meilleur ajustement par rapport au modèle de référence, qui était associé à une valeur plus élevée du critère d'information d'Akaike, de 3 315,9. Les modèles de décalage de la distribution qui supposaient que le relevé de pêche sentinelle aux engins mobiles échantillonnait toute la population (CIA = 3 201,4) ou que le relevé de pêche sentinelle à la palangre était effectué dans la zone littorale (CIA = 3 205,3) étaient moins soutenus.

Les écarts estimés de la capturabilité avec décalage de la distribution variaient entre 0,4 et -0,4, des valeurs qui ne sont pas négligeables (figure 28). Les tendances dans les écarts dépendaient de l'âge. Il convient de noter que les poissons jeunes étaient plus disponibles au large des côtes de 2016 à 2020, comme les poissons plus âgés au début des années 2000 et vers 2010 pour les âges 10-11+. Ces tendances reflètent clairement les divergences qui ont été observées dans les données des relevés lorsqu'on a comparé les relevés aux engins fixes et au chalut (voir Benoît *et al.* 2024).

La prise en compte des écarts de capturabilité dans le modèle a donné des différences en grande partie imperceptibles par rapport au modèle de référence pour la plupart des quantités estimées, notamment la BSR et la biomasse totale (figures 3 et 29), le recrutement (figures 4 et 30), la mortalité moyenne par pêche (figures 8 et 31) et les mortalités selon l'âge (figures 12 et 32). Les estimations des fonctions de capturabilité du relevé pour les indices de la pêche sentinelle au filet maillant (GNS) et à la palangre (LLS1) différaient un peu entre les modèles, et leurs intervalles de confiance étaient légèrement plus larges pour le modèle de décalage de la distribution (figures 5, 33). L'incidence était moins importante sur les estimations pour les autres relevés.

Les plus grandes différences entre les modèles de référence et de décalage de la distribution concernaient les résidus pour les indices des relevés. Les tendances des résidus se sont quelque peu améliorées pour les âges plus jeunes jusqu'à l'âge 6 les 10 dernières années dans le relevé de recherche du MPO et les relevés de pêche sentinelle au filet maillant et à la palangre (figures 18, 34). Cela ressort peut-être plus clairement sur la figure 35, où on observe une tendance réduite dans les résidus en fonction de la cohorte pour ces relevés comparativement au modèle de référence (figure 19).

Les ajustements avec la proportion de prises d'entrée selon l'âge étaient presque identiques pour les deux modèles (figures 21 et 36).

Quelques tendances rétrospectives modérées se dégagent dans les estimations des écarts de capturabilité, mais le signe du biais était différent pour les âges plus jeunes par rapport aux plus avancés (figure 37). La septième couche de l'analyse rétrospective sur sept ans n'a pas convergé correctement (valeur de la composante du gradient maximal [mgc] de 0,014), ce qui semblait être lié aux problèmes associés à l'estimation des écarts de capturabilité (résultats non présentés). Nous n'avons pas examiné les modifications qui seraient nécessaires pour obtenir une convergence appropriée étant donné que nous ne recommandons pas d'utiliser ce modèle comme modèle d'évaluation, du moins à cette étape-ci de l'élaboration.

Les tendances rétrospectives pour les autres quantités étaient très semblables à celles du modèle de référence, comme on le voit par exemple pour la BSR (figures 25 et 38; les résultats pour la plupart des autres quantités ne sont pas indiqués). Cependant, une tendance rétrospective plus marquée pour le recrutement a été relevée dans le modèle de décalage de la distribution (panneau inférieur de la figure 38). Elle est très probablement attribuable aux écarts de capturabilité importants observés à l'âge 2 au cours de la période récente (figure 28), ce qui rend le recrutement estimé sensible aux variations des écarts estimés.

Recommandations

Le modèle de décalage de la distribution offre un meilleur ajustement global aux données en fonction du critère d'information d'Akaike et des tendances dans les résidus pour certains relevés. Toutefois, l'inclusion des écarts a peu d'effet sur l'estimation des quantités d'intérêt pour l'évaluation, notamment la BSR, la biomasse, l'abondance, le recrutement et les taux de mortalité. Il n'est donc pas certain que cette complexité supplémentaire soit utile pour le modèle d'évaluation de routine. Par exemple, les projections du modèle de décalage de la distribution pour la formulation des avis sur les prises nécessiteraient également de projeter des décalages dans la distribution, ce qui représenterait un autre taux variable dans le temps à projeter en plus du recrutement et de la mortalité naturelle. De plus, une étude supplémentaire est nécessaire pour comprendre ce qui a empêché le modèle de bien converger dans la couche de sept ans de l'analyse rétrospective.

Nous recommandons donc de ne pas choisir ce modèle pour l'évaluation courante du stock de morue du nord du golfe du Saint-Laurent. Néanmoins, nous croyons que ce modèle pourrait

être utile en tant que modèle secondaire ou de recherche, qui pourrait servir à évaluer certaines causes des écarts entre les indices des relevés et les résultats du modèle qui surviennent au fil du temps et qui pourrait être combiné à d'autres données pour explorer les preuves des changements dans la répartition de la morue, peut-être par rapport à des facteurs environnementaux et à la dépendance à la densité. Les écarts entre les indices des relevés mis en évidence dans Benoît *et al.* (2022) et reflétés ici dans les estimations des écarts de capturabilité soulignent la nécessité d'avoir des indices de l'abondance qui couvrent la zone de répartition du stock et qui ne sont pas sensibles aux variations de la disponibilité. Un modèle statistique spatial qui intègre les données des différents relevés pour produire un indice unique, s'il est correctement validé, serait très utile à cet égard.

SIMULATIONS

Le modèle de référence a fait l'objet d'une auto-évaluation à l'aide de la fonction *SIMULATION()* disponible dans TMB. Dans ce type de simulation, on simule des données semblables aux données d'entrée (prises, composition des prises, indices de relevé) à partir du modèle ajusté, et le modèle est ajusté à ces données simulées. On peut ainsi déterminer si les paramètres sont estimables et s'ils pourraient être mal estimés. La correspondance entre l'ajustement du modèle initial et les ajustements aux données simulées confirme également que le modèle a été codé correctement.

Des tests de simulation indépendants du modèle sont préconisés pour les modèles à marches aléatoires, comme nos erreurs de processus de M (Deroba *et al.* 2015). Ces travaux dépassaient la portée des travaux actuels. Toutefois, nous remarquons que la capacité d'estimer les tendances de M dans les modèles d'analyse séquentielle de population et statistique des prises selon l'âge de type état-espace structurés selon l'âge et la taille a déjà été démontrée dans des études de simulation (Chouinard *et al.* 2005; Swain et Benoît 2015; Cao et Chen 2022).

MÉTHODES DE SIMULATION

Nous avons simulé 100 exécutions de génération de données et d'ajustement du modèle, dont la mise en œuvre a pris environ 30 heures, limitant ainsi le nombre possible. La manière de simuler les limites de prises utilisées dans la log-vraisemblance négative censurée n'est pas claire. Nous avons plutôt supposé une probabilité logarithmique de prises pour toutes les années, mais nous avons ajouté un deuxième paramètre de variance des captures plus important pour les années 2006+ afin d'être conformes à l'esprit des limites de prises.

La première série de simulations a révélé de légers biais dans certains paramètres estimés et quantités dérivées (résultats présentés plus loin). Nous pensions au départ que ces biais pouvaient refléter un biais non linéaire associé à l'utilisation des effets aléatoires du modèle (Thorson et Kristensen 2016). On s'attend à des biais, surtout pour les quantités dérivées qui dépendent des effets aléatoires de façon non linéaire. Le progiciel TMB comprend une fonctionnalité permettant de corriger ce biais, mais sa mise en œuvre peut nécessiter un temps de calcul considérable. Nos résultats ont fait apparaître des biais minimes dans les paramètres du modèle (résultats non présentés). Constatant que les biais se produisaient dans les quantités touchées directement ou indirectement par les capturabilités du relevé et notant que l'utilisation d'un *a priori* sur la capturabilité au plein recrutement pour les relevés au chalut aurait pu influencer les résultats, nous avons effectué une deuxième série de simulations en supposant un petit écart type de 0,05 sur l'*a priori* pour le relevé de recherche du MPO.

RÉSULTATS DES SIMULATIONS

Les graphiques des résultats de l'étude de simulation pour un petit nombre de paramètres et de quantités dérivées sont présentés à l'annexe A.

Dans la première série de simulations, le modèle de référence a surestimé d'environ 10 % la capturabilité selon l'âge pour les cinq relevés par rapport aux simulations (figure A1.1). Cette surestimation était associée à une sous-estimation des quantités liées à l'abondance, comme la BSR et le recrutement (figure A1.2), et donc aussi à une surestimation de la mortalité par pêche (figure A1.3). Le fait de rendre les a priori très instructifs pour la capturabilité au plein recrutement (q) dans le relevé de recherche du MPO a considérablement amélioré la correspondance entre les résultats originaux estimés du modèle et les résultats des simulations (panneaux à droite des figures de l'annexe A). Nous ne savons pas si la différence entre les deux séries de simulations pourrait refléter une caractéristique de l'algorithme de simulation mis en œuvre dans TMB ou s'il existe vraiment des biais lorsque l'écart type de l'a priori est plus important. Même si les biais estimés sont exacts et constituent une caractéristique du modèle, nous estimons que leur ampleur est faible (10 %) et qu'ils ne sont donc pas préoccupants. De plus, nous remarquons que les biais semblent uniformes sur la série chronologique modélisée, ce qui suggère une cohérence interne entre les paramètres et les quantités du modèle, de sorte que les petits biais ne devraient pas influencer la prise de décisions à l'aide du modèle.

SENSIBILITÉ À D'AUTRES FORMULATIONS ET PARAMÉTRISATIONS

Nous avons examiné la sensibilité à certains des choix faits dans la formulation et la paramétrisation du modèle en ce qui concerne les groupes d'âge utilisés pour estimer les erreurs de processus de M , les années précises utilisées pour définir les deux blocs de temps pour les moyennes du log-recrutement (équation 2), l'utilisation des distributions à priori de F tirés de Myers *et al.* (1996), les hypothèses sur les erreurs dans les données d'entrées sur les prises, que nous appelons les exécutions d'erreurs dans les prises, et les hypothèses pour les fonctions de capturabilité du relevé (sélectivité selon l'âge et distribution a priori sur la capturabilité asymptotique du relevé de recherche). Il s'agit de certains des facteurs clés qui pourraient influencer sur la pertinence du modèle et les estimations modélisées des principales quantités relatives à l'abondance et des taux démographiques.

GROUPES DE M

Le modèle de référence estime les erreurs de processus de M pour quatre groupes d'âge. Nous avons examiné des modèles avec trois groupes d'âge (âges 3 à 5, 6 à 8 et 9 à 11+; et âges 4, 5 à 7 et 8+) et deux groupes d'âge (âges 3 à 6 et 7+). Le modèle de référence a donné le critère d'information d'Akaike le plus bas (3 315,9), comparativement aux modèles avec trois groupes de M (CIA de 3 320,1 et 3 323,2 respectivement) et au modèle avec deux groupes de M (CIA = 3 333,6). Les estimations de la mortalité naturelle (figure 39) et de la mortalité par pêche (figure 40) par âge étaient généralement très semblables entre les formulations des modèles. D'autres paramètres et quantités des modèles étaient également presque identiques, et ces résultats ne sont pas présentés. Étant donné la similitude des résultats, nous n'avons pas examiné différentes combinaisons d'âges pour les groupes.

À la suite des suggestions des participants à la réunion d'examen par les pairs, nous avons également essayé des modèles avec quatre groupes d'âge différents, plus précisément pour les âges 4, 5-6, 7 à 9 et 10+, et pour les âges 4, 5 à 7, 8-9 et 10+, mais les deux modèles n'ont pas réussi à converger.

Dans l'ensemble, nous concluons au soutien de l'utilisation des quatre groupes d'âge originaux.

PÉRIODES DE RECRUTEMENT MOYEN

L'évaluation précédente du stock a estimé une baisse importante du recrutement annuel moyen à partir de 1991 (Brassard *et al.* 2020), qui a motivé la décision d'estimer des valeurs moyennes du log-recrutement distinctes pour les années jusqu'en 1990 et après 1990. La sensibilité au choix des périodes autour de l'année charnière au cours de laquelle le recrutement moyen a chuté a été évaluée en ajustant le modèle de référence avec deux autres définitions des blocs de recrutement moyen, (i) $y \leq 1989$ et $y > 1989$, (ii) $y \leq 1991$ et $y > 1991$. Les estimations du recrutement étaient très semblables pour le modèle de référence et deux modèles de sensibilité (figure 41). L'écart type estimé pour les écarts du log-recrutement, σ_R , était de 0,305 pour le modèle de référence, de 0,321 pour le modèle de sensibilité (i) et de 0,385 pour le modèle de sensibilité (ii). L'écart type plus important pour le modèle de sensibilité (ii), qui résulte probablement de l'inclusion d'une année de recrutement faible dans la première période, est évident dans la plus grande dispersion des écarts du log-recrutement et les intervalles de confiance plus larges pour le recrutement estimé (figure 41). Dans l'ensemble, ces résultats confirment que les périodes choisies pour le modèle de référence sont appropriées et certainement préférables à celles du modèle de sensibilité (ii).

La variation du recrutement moyen coïncide avec le changement de navire et d'engin survenu en 1990, pour lequel le modèle a estimé les ajustements de la capturabilité pour les âges 2 et 3 (voir l'équation 15). On craignait donc que le choix des périodes de recrutement ait une incidence sur les estimations des ajustements de la capturabilité. En effet, il existe une certaine sensibilité inévitable pour ces estimations, avec une différence d'environ 6 à 7 % entre le modèle de référence et le modèle de sensibilité (i) et une différence de 11 à 13 % entre le modèle de référence et le modèle de sensibilité (ii) :

Périodes	Âge 2	Âge 3
Jusqu'en 1990 et après 1990 (référence)	0,458	0,517
Jusqu'en 1989 et après 1989 (i)	0,429	0,487
Jusqu'en 1991 et après 1991 (ii)	0,518	0,576

En mettant de côté le modèle de sensibilité (ii) qui était manifestement moins approprié compte tenu d'une estimation plus importante de σ_R , la différence entre le modèle de référence et le modèle de sensibilité (i) est relativement faible et il est peu probable qu'elle ait des effets sur les autres estimations des paramètres du modèle.

PROBABILITÉS A PRIORI DE F DANS L'ÉTUDE DE MARQUAGE

L'exclusion des a priori de F de Myers *et al.* (1996) a quelque peu réduit la valeur moyenne estimée de F pour les âges 6 à 9 en 1986 et 1987 comparativement aux estimations du modèle de référence (figures 8 et 42). Cette exclusion a eu globalement peu d'incidence sur les valeurs de F selon l'âge (résultats non présentés). L'exclusion des a priori a eu un effet inattendu sur la capturabilité au plein recrutement dans le relevé de recherche du MPO, réduisant la valeur d'environ 1,9 dans le modèle de référence à 1,6 (figures 5 et 43), qui s'est répercutée sur la capturabilité au plein recrutement dans les autres relevés. La variation de la capturabilité a été associée à une modification de l'échelle de la BSR (figure 44). Lorsque les a priori étaient exclus, la BSR était plus importante sur l'ensemble de la série. Le rapport entre la BSR la plus basse et la plus élevée était de 0,07 pour le modèle de référence et de 0,11 lorsque les a priori étaient exclus, ce qui indique que le degré d'épuisement estimé était quelque peu différent entre

les deux formulations. En revanche, le recrutement estimé à l'âge 2 était très semblable entre les formulations (figure 44). Les ajustements du modèle aux données des relevés, sur les prises et sur la composition des prises étaient presque identiques dans les deux formulations (non présentés). Dans l'ensemble, bien que le choix d'inclure les a priori ait une incidence sur l'échelle de la BSR estimée, l'influence est beaucoup moins grande sur les résultats de l'évaluation (état relatif du stock et tendances). Il n'y a aucune raison impérieuse d'exclure de l'évaluation les résultats de l'analyse de l'étude par marquage présentée dans Myers *et al.* (1996), puisque ces résultats sont pertinents pour le stock. En outre, l'hypothèse de $M=0,2$ utilisée dans Myers *et al.* (1996) est étayée par les estimations de M dans le modèle. Nous croyons donc que les a priori devraient être conservés pour la modélisation subséquente.

HYPOTHÈSES SUR LES ERREURS DANS LES DONNÉES D'ENTRÉE SUR LES PRISES

Deux exécutions distinctes ont été effectuées dans le cadre desquelles nous avons élargi l'incertitude sur les prises entrées dans le modèle. Dans la première, nous avons appliqué la log-vraisemblance négative censurée aux prises pour l'ensemble de la série de 1973 à 2020, en supposant des limites de prises jusqu'en 2005 allant de 90 % des prises d'entrée comme limite inférieure à 400 % des prises d'entrée pour la limite supérieure. Pour les années restantes, nous avons multiplié par 4 la limite supérieure initiale des prises. Le choix de la multiplication par 4 était arbitraire, mais il représentait une augmentation importante de l'incertitude relative aux prises. Cette exécution suppose que la sous-déclaration des prises aurait pu être importante toutes les années et en particulier depuis 2006. Dans la deuxième exécution, nous avons conservé l'hypothèse révisée des limites de prises depuis 2006, mais nous sommes revenus à la vraisemblance log-normale pour les prises jusqu'en 2005, ce qui a toutefois fait passer l'écart type des log-prises de 0,1 à 0,5. Dans cette exécution, les log-prises dans la première partie de la série pouvaient tout aussi bien être sous-estimées ou surestimées, sachant qu'on aurait pu le faire également en abaissant la valeur de la limite inférieure des prises.

Première exécution – vraisemblance censurée et limites supérieures larges des prises

Dans cette exécution, les prises ont été estimées légèrement supérieures aux prises d'entrée entre 1973 et 1994, généralement bien au-dessus des prises d'entrée de 1993 à 1998 et de 2003 à 2020 et au niveau des prises d'entrée entre 1999 et 2002 (figure 45). Le niveau des prises estimées depuis le moratoire de 2003 était nettement plus élevé que dans les exécutions de référence et, sans surprise, les prises non comptabilisées subsumées dans M représentaient une plus petite fraction du total estimé des prises (figure 46). Le total des prises non comptabilisées estimé par le modèle pour la période récente est important, près de cinq fois plus que les débarquements déclarés certaines années, ce qui semble invraisemblable compte tenu du niveau de surveillance dans les pêches commerciales. Même avec une augmentation considérable de l'ampleur pour la limite supérieure des prises, les prises estimées par le modèle se trouvaient près de la limite certaines années.

L'échelle des mortalités moyennes par pêche n'était que légèrement différente dans cette exécution par rapport au modèle de référence, bien que la variation de fréquence élevée ait été considérablement lissée (figures 8 et 47). Le pic de F en 1992-1993 était réparti sur les deux années et la moyenne de F était un peu plus élevée après 2000. Même si l'estimation de la mortalité totale selon l'âge était semblable au modèle de référence, le niveau de mortalité naturelle était légèrement réduit, surtout certaines années (figures 12 et 48).

Il y avait une réduction inattendue de la capturabilité au plein recrutement pour le relevé de recherche du MPO, à une valeur de 1,28, avec une baisse de la capturabilité pour les autres relevés (figures 5 et 49). Il en est résulté une augmentation du niveau de la BSR et de la biomasse d'âge 2+, ainsi qu'un élargissement des intervalles de confiance pour les estimations des années 1980 (figures 3 et 50). Cependant, l'échelle pour le recrutement différait peu entre cette exécution et le modèle de référence, et la tendance du recrutement était très similaire (figures 4, 51).

Les ajustements du modèle aux données sur la composition des prises (figure 52) et aux données du relevé (non présentées) étaient très semblables entre cette exécution et le modèle de référence (figure 21). La modification des limites de prises et l'utilisation de la vraisemblance censurée pour toute la série semblent donc avoir principalement agi sur l'échelle du modèle, comme en témoignent les variations de la capturabilité du relevé et de l'estimation des captures. On le retrouve également dans les corrélations entre les paramètres du modèle, qui ont augmenté considérablement par rapport au modèle de référence (figures 27 et 53). En plus de celles illustrées à la figure 53, il y avait d'importantes corrélations entre les nombres estimés en 1973 et les paramètres définissant les fonctions de capturabilité pour les relevés de Minet.

Deuxième exécution – vraisemblance log-normale avec une grande variance de 1973 à 2005

Dans la deuxième série des exécutions d'erreurs dans les prises, les prises étaient estimées inférieures aux prises d'entrée la plupart des années antérieures à 2003. Les prises estimées pour les années suivantes étaient souvent beaucoup plus faibles que dans la première série (figures 45 et 54). Les deux séries ont produit des estimations très semblables de la mortalité moyenne par pêche chez les âges 4 à 6 et 6 à 9 (figures 47 et 55); cependant, les estimations selon l'âge de F étaient sensiblement différentes pour la plupart des âges (figures 48 et 56). Les valeurs de la mortalité par pêche selon l'âge, et même de la mortalité totale, étaient plus élevées pour de nombreuses années. Sans tenir compte des pics et des creux dans les estimations de F et de Z , la mortalité moyenne par pêche depuis 2000 a fluctué autour de niveaux comparables à ceux d'avant 2000 pour les âges plus avancés. Parallèlement, l'estimation de M était beaucoup plus faible à tous les âges, fluctuant généralement juste au-dessus des valeurs présumées de m_a .

La deuxième série d'exécutions d'erreurs dans les prises a donné des capturabilités du relevé semblables à celles de la première, donc inférieures à celles du modèle de référence (figure 57). Les estimations de l'abondance et de la biomasse étaient presque identiques à celles de la première série (résultats non présentés).

Résumé des exécutions d'erreurs dans les prises

Les résultats des exécutions d'erreurs dans les prises semblent indiquer qu'un écart dans les prises entrées pour la première série par rapport à la deuxième pourrait sous-tendre la valeur estimée relativement élevée de la capturabilité du relevé de recherche du MPO dans le modèle de référence et dans l'analyse séquentielle de population existante. Afin de ramener la capturabilité au plein recrutement vers l'a priori présumé, le modèle semble chercher à augmenter considérablement les prises estimées pour la période la plus récente par rapport aux prises estimées dans la première série. Dans la première série d'exécutions d'erreurs dans les prises, on a ainsi eu des prises estimées qui, certaines années, étaient très proches de la limite supérieure présumée dans les années 2010, tandis que dans la seconde, cela s'est manifesté par des prises estimées qui étaient inférieures aux valeurs d'entrée pour une grande partie de la période entre 1970 et 2002, mais au-dessus pour la plupart des années 2010. Les résultats pour les exécutions excluant les a priori de Myers semblent également étayer l'affirmation selon

laquelle les écarts des prises avaient une incidence sur les capturabilités du relevé, car ils ont entraîné une réduction de F pour une partie des années 1980 et une diminution de la capturabilité du relevé.

On ne sait pas bien comment résoudre l'écart relevé ci-dessus avec les seules données sur les prises existantes, car les renseignements disponibles ont récemment été examinés de façon très détaillée et les données d'entrée utilisées ici constituent la meilleure information possible actuelle (Ouellette-Plante 2022a,b). L'intégration des résultats des expériences par marquage entreprises au cours des deux dernières décennies dans le modèle pourrait aider à atténuer l'écart (Ouellette-Plante 2022b). L'exploration de cet aspect pourrait être une priorité de recherche. Cependant, il convient de tempérer les attentes en ce qui concerne les avantages de l'intégration des renseignements de marquage pour l'évaluation dans le nord du golfe du Saint-Laurent. Comme indiqué dans Ouellette-Plante *et al.* (2022b), il semble y avoir quelques problèmes avec les données de marquage, notamment une proportion non négligeable d'étiquettes dont l'année de récupération est probablement erronée. De plus, il n'est pas certain que les étiquettes soient retournées lorsque des morues marquées sont capturées dans la pêche récréative, et elles ne sont certainement pas indiquées comme telles dans les données. De plus, nous nous demandons si les étiquettes sont déclarées pour les morues capturées dans des prises qui ne sont pas déclarées autrement. Compte tenu des quantités de prises non comptabilisées sous-entendues par les estimations du modèle de référence, sans parler des exécutions d'erreurs dans les prises, le fait de ne pas déclarer les étiquettes pour les captures qui ne sont autrement pas autrement comptabilisées pourrait créer des biais importants dans les taux de mortalité par pêche estimés dans le modèle, et donc aussi dans M .

Pendant la réunion d'examen par les pairs du cadre du modèle, les participants ont demandé pourquoi le modèle utilisé dans les modèles de référence et de sensibilité des prises avait tendance à attribuer la mortalité « excessive » à M plutôt qu'aux prises, même s'ils étaient en mesure de l'attribuer aux prises. Cette question mérite une étude plus approfondie, mais il semble qu'elle pourrait découler de l'hypothèse erronée selon laquelle les prises manquantes ou incorrectement spécifiées ont la même composition par âge que celle qui est supposée pour les prises déclarées. Une comparaison de la composition relative estimée de la mortalité selon l'âge pour F en fonction de M montre une corrélation non uniforme à différents âges, de 2004 à 2020 (figure 58). Dans la mesure où M subsume les prises non comptabilisées, ce résultat indique que la mortalité est répartie différemment selon l'âge comparativement à la mortalité par pêche. Les fortes contraintes sur la composition selon l'âge des prises non comptabilisées dans le modèle, associées à une flexibilité permettant d'accommoder les tendances variables dans le temps de M selon l'âge, sont telles que la mortalité excessive devrait plus probablement être attribuée à M . Fondamentalement, pour que les prises non dénombrées aient la même composition par âge que les prises comptabilisées, il faut que les taux de fausses déclarations soient uniformes ou aléatoires entre les flottilles et les secteurs de pêche ou, par exemple, que ces flottilles et ces secteurs pêchent avec une sélectivité semblable, ce qui est peu probable. En revanche, si les taux de fausses déclarations diffèrent d'une flottille à l'autre, la composition selon l'âge des prises comptabilisées et non comptabilisées peut différer. Il convient de noter en particulier que la composition selon l'âge des prises dans la pêche récréative est probablement différente de celle des autres flottilles, compte tenu des différences notables entre les engins utilisés. Cela pose un défi de modélisation qui est peu susceptible d'être résolu en l'absence de données ou de renseignements supplémentaires sur la composition selon l'âge des prises non comptabilisées, ou d'autres hypothèses dans le modèle. Le fait de permettre que la composition par âge annuelle des prises non dénombrées soit estimée par le modèle entraînerait une forte confusion avec M selon l'âge variable dans le temps. Voici des solutions possibles :

-
- Supposer que la composition par âge de M estimée pendant les années de moratoire s'applique aux autres années et estimer la composition selon l'âge des prises non comptabilisées; cependant, cela supposerait que les tendances temporelles dans la valeur réelle de M ne sont pas propres à l'âge;
 - Accroître la surveillance des pêches et de la conformité afin de réduire l'incidence des déclarations erronées des prises; cependant, cette solution, même si elle pourrait être efficace sur le plan prospectif, ne règle pas le problème pour les données antérieures;
 - Essayer d'améliorer les estimations de M selon l'âge en utilisant des données provenant d'autres sources, comme les données de marquage, en reconnaissant les défis actuels du programme de marquage (Ouellette-Plante 2022b).

En l'absence de meilleurs renseignements ou d'une meilleure orientation découlant de l'examen par les pairs, nous sommes allés de l'avant avec la formulation du modèle de référence pour les hypothèses sur les prises.

HYPOTHÈSE SUR LA CAPTURABILITÉ LOGISTIQUE DU RELEVÉ

Un participant à la réunion d'examen craignait que l'hypothèse d'une fonction logistique pour les capturabilités des relevés de recherche et de pêche sentinelle aux engins mobiles puisse être trop contraignante et avoir une incidence sur le rendement du modèle. Nous avons donc exécuté des modèles de sensibilité dans lesquels la capturabilité selon l'âge était librement estimée pour tous les âges jusqu'à un âge donné, au-delà duquel elle était présumée constante. Cette approche garantissait que la capturabilité atteignait une asymptote, prévue pour les relevés au chalut. Trois variantes ont été mises en œuvre, en supposant une capturabilité constante pour les âges 5+, 7+ et 9+, respectivement, pour les deux relevés. L'estimation de la capturabilité selon l'âge différait peu entre le modèle de référence et les trois variantes de sensibilité pour le relevé de pêche sentinelle aux engins mobiles (figure 59). Les tendances étaient également similaires entre les exécutions du modèle pour le relevé de recherche, bien que le modèle ait estimé une crête de plus en plus large dans la capturabilité aux âges intermédiaires à mesure que la flexibilité du modèle augmentait. Étant donné que les différences entre les variantes n'étaient pas importantes et en l'absence d'explications plausibles pour un pic de la capturabilité aux âges intermédiaires dans le relevé de recherche, la réunion a conclu que l'hypothèse de la fonction logistique était appropriée.

PROBABILITÉS A PRIORI SUR LA CAPTURABILITÉ DU RELEVÉ

Pour évaluer la sensibilité au choix de l'écart type (ET) pour l'a priori sur la capturabilité du relevé de recherche (asymptotique) au plein recrutement (équation 14), nous avons exécuté un modèle en supposant une valeur de 0,1, beaucoup plus restrictive que la valeur de 0,7 présumée pour le modèle de référence.

Sans surprise, le modèle a estimé une capturabilité asymptotique pour le relevé de recherche, beaucoup plus proche d'une valeur de 1 dans le modèle de sensibilité comparativement au modèle de référence (figures 5 et 60). Les valeurs de la capturabilité asymptotique ou maximale pour les autres relevés étaient également plus faibles, bien que les tendances par âge soient très semblables entre les modèles de référence et de sensibilité. Les variations de la capturabilité des relevés ont entraîné une augmentation correspondante des estimations de la BSR et de la biomasse d'âge 2+ (figures 3, 61). Les valeurs du recrutement étaient également plus élevées et il y avait certaines différences dans les tendances interannuelles, mais pas à long terme (figures 4, 62). La corrélation pour les écarts du log-recrutement était d'environ 11 % plus faible dans le modèle de sensibilité (tableau 1), ce qui pourrait expliquer les légères différences dans les tendances du recrutement.

La distribution a priori la plus étroite sur la capturabilité asymptotique du relevé de recherche a produit une diminution de la mortalité par pêche selon l'âge et une augmentation généralement correspondante de M selon l'âge, ce qui ne s'est traduit en général que par de légères variations de la mortalité totale Z (figures 12, 63). Ce résultat n'est pas surprenant, étant donné que la réduction des valeurs de la capturabilité des relevés devrait donner une augmentation des estimations de l'abondance et de la biomasse, qui entraîne alors une diminution de la mortalité par pêche pour une quantité donnée de prises. De plus, étant donné que les prises selon l'âge dans les relevés contiennent beaucoup de renseignements sur Z (voir Benoît *et al.* 2022) et que les capturabilités propres à l'âge des relevés diffèrent peu entre les exécutions du modèle (figure 60), on ne s'attendait pas à ce que les estimations de Z par le modèle changent beaucoup. L'écart type pour les écarts de $\log-M$ était environ 12 % plus élevé dans le modèle de sensibilité que dans le modèle de référence (tableau 1), ce qui reflète la plus grande variabilité de M requise par le modèle pour expliquer les tendances dans Z . Ce résultat corrobore ceux des autres modèles de sensibilité en suggérant que les valeurs élevées de la capturabilité du relevé favorisées par le modèle de référence et le précédent modèle d'évaluation de l'analyse séquentielle de population peuvent refléter des problèmes dans l'attribution d'une forte mortalité apparente qui n'est pas bien représentée par les prises dans la pêche.

Les estimations clés de l'écart type et d'autres paramètres de la corrélation (tableau 1), ainsi que d'autres quantités estimées et résidus du modèle (résultat non indiqué) diffèrent peu entre les modèles de référence et de sensibilité.

Étant donné que le modèle de sensibilité a largement entraîné des variations de l'échelle des estimations de l'abondance, de la biomasse et de M , plutôt que des changements dans les tendances, et en l'absence de meilleurs renseignements pour préciser l'a priori sur la capturabilité asymptotique du relevé de recherche, nous avons conservé le modèle de référence.

Les problèmes liés aux prises non déclarées ou non comptabilisées semblent être l'explication la plus probable de la persistance d'une valeur de q asymptotique estimée >1 dans le nouveau modèle et l'analyse séquentielle de population précédente, selon les diverses analyses de sensibilité qui précèdent. Une autre explication est que l'abondance et la biomasse dans le relevé de recherche du MPO (et dans le relevé de pêche sentinelle aux engins mobiles) sont surestimées par le plan de relevé actuel, de sorte que le modèle tente de « corriger » ce biais avec des valeurs élevées de q . Comme nous l'avons déjà mentionné, un rassemblement des morues est une explication peu probable. Il est également très peu probable que le plan de relevé surestime l'abondance chalutable. Toutes choses étant égales par ailleurs, les relevés aléatoires stratifiés sont sans biais par rapport au plan. Il est très peu probable que le relevé échantillonne des morues d'autres stocks, en les attribuant à tort à celui du nord du golfe du Saint-Laurent (Benoît *et al.* 2021). En fait, le relevé de recherche n'échantillonne ni les strates littorales, ni les strates de la sous-division 3Pn de l'OPANO, qui sont importantes pour la morue du nord du golfe du Saint-Laurent, et les deux relevés aux engins mobiles n'échantillonnent pas d'autres zones à densité potentiellement plus élevée comme la fosse de Mécatina; ils risquent donc davantage de sous-estimer plutôt que de surestimer l'abondance.

PROJECTIONS

Les projections sont utilisées dans les évaluations des stocks pour évaluer les probabilités d'obtenir différents résultats de gestion en fonction des mesures de gestion, habituellement des choix de TAC, ainsi que des caractéristiques du stock et de la pêche telles qu'estimées par le modèle d'évaluation. Le modèle statistique des prises selon l'âge de type état-espace convient

bien aux projections à court terme, car il peut projeter l'incertitude et l'autocorrélation temporelle dans les caractéristiques clés, notamment le recrutement, M et la sélectivité relative de la pêche, sous-entendue par les estimations de F selon l'âge. Dans les projections à court terme, les valeurs relatives de ces caractéristiques refléteront la corrélation avec les dernières valeurs estimées dans l'évaluation. Dans les projections à long terme, les valeurs projetées tendront vers des valeurs moyennes équivalentes à celles de l'évaluation, c'est-à-dire le recrutement moyen depuis 1991, les valeurs présumées de m_a pour la mortalité et les principaux effets de F pour la période la plus récente (figure 1). Ces valeurs pourraient ne pas convenir à l'avenir. Par exemple, s'il y a un lien entre le recrutement et la BSR, le recrutement moyen devrait varier en cas de variations importantes de la BSR moyenne. De même, un changement dans la nature de la pêche pourrait modifier la sélectivité de celle-ci. Ces questions ne sont pas pertinentes pour le modèle statistique des prises selon l'âge de type état-espace et concernent tous les modèles d'évaluation. Les projections à plus long terme exigent donc davantage d'hypothèses, voire l'exploration de différents scénarios. Ce type d'exercice dépassait la portée de l'examen du cadre d'évaluation. Nous n'avons donc considéré que des projections à court terme sur 10 ans. De plus, nous ne présentons les résultats que pour illustrer les projections du modèle et, par conséquent, nous n'avons examiné que deux scénarios : un scénario de statu quo, avec 2 000 t de prises totales (y compris les prises non comptabilisées), et un scénario d'à peu près « les niveaux de prises les plus bas possible », avec 100 t par année.

Pour projeter le recrutement, nous avons utilisé l'écart de recrutement estimé avec la covariance AR(1) et les paramètres de recrutement moyens du modèle à partir de 1991. Une relation stock-recrutement n'est pas bien définie pour le stock du nord du golfe du Saint-Laurent, et il y a peu de bases pour prévoir le recrutement aux niveaux intermédiaires de la BSR (figure 64). Une projection du recrutement comme nous l'avons fait est probablement prudente par rapport à une BSR qui augmente. Un examen attentif s'impose avant de choisir un autre moyen de projeter le recrutement (Van Beveren *et al.* 2021).

La mortalité naturelle a été projetée à l'aide des paramètres de covariance de l'âge et de l'année AR(1) pour les erreurs de processus de M . Étant donné que les estimations les plus récentes de M étaient faibles, les valeurs dans les projections stochastiques auront également tendance à être faibles. Cela sera raisonnable pour les projections portant sur des quantités de prises dans la pêche semblables à celles de l'année la plus récente, mais pas pour les TAC projetés de plus grande ampleur en raison de la plus grande quantité de prises non comptabilisées subsumées dans M décrites précédemment. L'intégration de ce phénomène dans les projections n'est pas simple et nécessiterait des hypothèses sur la proportionnalité des prises non comptabilisées par rapport aux options de prises.

Plutôt que de projeter des valeurs de F dépendantes de l'âge à partir du modèle, nous avons estimé le recrutement partiel moyen selon l'âge pour la dernière année dans le modèle et projeté le recrutement partiel à partir des valeurs estimées.

Les projections ont été effectuées en dehors de l'estimation du modèle dans TMB pour éviter d'influencer potentiellement l'estimation des paramètres. Elles ont plutôt été effectuées dans R à l'aide du vecteur d'estimation des paramètres et de la matrice de covariance des paramètres.

Les projections pour les deux scénarios de prises laissent entrevoir une forte probabilité d'augmentation du stock, c'est-à-dire une probabilité de plus de 50 % que la BSR dépasse 100 000 t dans 10 ans et de plus de 90 % qu'elle dépasse le niveau actuel sur 10 ans (figures 65 et 66). De même, l'abondance des morues d'âge 5+ devrait augmenter à un rythme modéré dans les deux prochaines années, puis légèrement plus rapidement les années 3 et 4. Les résultats des projections ne différaient pas beaucoup pour les deux scénarios, car les niveaux de prises présumés dans les projections sont faibles par rapport à la BSR,

particulièrement une fois que la cohorte de 2018 recrute dans la population mature. L'abondance relative de cette cohorte est particulièrement importante dans le relevé de recherche du MPO depuis 2019 (figure 67).

Les perspectives positives pour le stock du nord du golfe du Saint-Laurent dans les projections sont clairement fonction de la vigueur de la classe d'âge de 2018 (figure 4), tant pour sa contribution à la croissance subséquente du stock que parce que le recrutement projeté est corrélé avec cette valeur élevée de l'âge 2 en 2020. Les perspectives positives découlent également des taux de mortalité totale relativement faibles estimés pour 2020 qui, à l'âge 6+, étaient estimés au niveau le plus bas depuis le moratoire de 2003 (figure 12). Une récente mise à jour de l'évaluation a montré que les taux de mortalité ont augmenté considérablement par la suite; de ce fait, la forte cohorte de 2018 n'a pas contribué à la croissance du stock et, en fait, la BSR a diminué (Ouellette-Plante *et al.* 2025).

INFORMATIONS PERTINENTES POUR LES POINTS DE RÉFÉRENCE ET LE RÉTABLISSEMENT

Le modèle révisé a entraîné un changement d'échelle des caractéristiques du stock pertinentes pour établir les points de référence et a permis de mieux comprendre les variations interannuelles de M , un déterminant clé de la productivité du stock. Il faut donc actualiser les valeurs des points de référence utilisés pour la gestion de la morue dans le nord du golfe du Saint-Laurent, peut-être en appliquant une approche différente du passé. De plus, le stock de morue du nord du golfe du Saint-Laurent faisait également l'objet d'un plan de rétablissement qui était en place de mai 2013 à mai 2018. Ce plan n'a pas été publié auparavant et est donc présenté à titre de référence à l'annexe B. L'élaboration d'un plan de rétablissement renouvelé a été, entre autres, retardée en prévision de l'examen actuel du cadre d'évaluation pour la morue du nord du golfe du Saint-Laurent. Surtout, un règlement exigeait qu'un plan de rétablissement révisé soit terminé d'ici avril 2024 (*Gazette du Canada*, Partie II 2022).

L'examen de l'avis scientifique associé au présent document visait à examiner le cadre d'évaluation pour le nord du golfe du Saint-Laurent et son opérationnalisation subséquente. Il n'avait pas pour objectif de proposer des points de référence possibles en particulier ou un cadre de gestion et de rétablissement connexe. Ces points ont été abordés par la suite (Benoît et Ouellette-Plante 2023; MPO 2023; Ouellette-Plante *et al.* 2025). Toutefois, le cadre de référence de l'examen de mai 2022 comprenait les éléments suivants, que nous traitons dans cette section :

- Fournir une orientation relativement à une approche d'estimation des points de référence pour ce stock.
- Discuter de la possibilité que la méthode d'évaluation puisse appuyer l'évaluation quantitative des règles de contrôle des prises.

Nous avons interprété ce cadre de référence de façon plus générale pour y inclure le contexte d'un éventuel plan de rétablissement.

L'élaboration d'une approche de précaution pour un stock exploité devrait reposer sur une compréhension aussi vaste que possible de l'état (p. ex. BSR) et de la productivité (c.-à-d. recrutement, croissance, M) et qui, idéalement, tient compte des périodes passées de productivité faible et élevée ou du moins les reconnaît. Un examen de la dynamique à long terme est nécessaire pour réduire les risques associés à ce qu'on appelle le syndrome du glissement des références (Pauly 1995). À cette fin, nous avons utilisé les données et les renseignements très utiles sur la dynamique historique de la productivité et de l'exploitation du stock du nord du golfe du Saint-Laurent qui sont disponibles dans les documents de Wiles et

May (1968; détails ci-après) et de Myers *et al.* (1996) pour faire remonter le modèle d'évaluation jusqu'en 1966 et dériver des estimations de la BSR représentatives de 1953 et 1958. Ces estimations antérieures sont fondées sur un plus grand nombre d'hypothèses et de données qui sont plus incertaines, comparativement à celles qui sont utilisées dans le modèle d'évaluation proposé décrit dans les sections précédentes (c.-à-d. avec des données commençant en 1973). C'est pourquoi nous recommandons de ne pas inclure ces données et estimations antérieures dans le modèle opérationnel d'évaluation du stock à l'avenir. Toutefois, ces estimations antérieures fournissent une perspective utile sur la dynamique et la productivité du stock pendant la période d'industrialisation de la pêche, notamment l'introduction des chaluts de fond entre le milieu et la fin des années 1950 (Wiles et May 1968). Elles donnent également des estimations de la mortalité par pêche qui semble avoir soutenu le stock de la fin des années 1960 au milieu des années 1980, lorsque les taux de mortalité naturelle étaient probablement similaires aux valeurs estimées pour les dernières années, à des niveaux de BSR et de recrutement plus élevés que ceux d'aujourd'hui. La modélisation de l'évaluation étendue qui englobe ces estimations antérieures devrait ainsi être utile pour définir des points de référence et un plan de rétablissement pertinents.

En plus de tenir compte des preuves à long terme de la productivité du stock, nous avons également envisagé des approches pour définir les points de référence clés à l'aide de l'évaluation contemporaine, fondée sur le stock et le recrutement, ainsi que sur des indicateurs acceptés. Certains résultats ont été présentés et discutés afin de stimuler la réflexion sur les points de référence possibles, qui ont par la suite été proposés plus formellement et examinés lors de l'évaluation de l'hiver 2023 pour la morue dans le nord du golfe du Saint-Laurent (MPO 2023; Ouellette-Plante *et al.* 2025). Une discussion et un examen des valeurs de certains points de référence ne faisaient pas partie du cadre de référence pour l'examen du cadre d'évaluation de mai 2022, même s'ils auraient pu stimuler la discussion sur la pertinence des différentes approches.

MÉTHODES

Modèle d'évaluation étendu

Wiles et May (1968) présentent les résultats pour la composition selon l'âge dans les relevés qui couvraient des blocs d'années : 1947 à 1951, 1957 à 1961 et 1962 à 1966 (les résultats sont également présentés dans Benoît *et al.* 2022). Compte tenu de la disponibilité des données sur les prises selon l'âge dans leur document et des quantités relatives d'échantillonnage dans les relevés chaque année, nous avons pris ces résultats pour représenter respectivement les années 1953, 1958 et 1966. Il s'agit clairement d'une grande simplification qui brouille nécessairement la dynamique possible des cohortes (p. ex. classes d'âge fortes), mais qui était nécessaire sur le plan pratique et devrait néanmoins refléter les conditions moyennes pour la période entourant ces années.

Dans leur document, Wiles et May (1968) présentent les résultats pour les prises selon l'âge, ou les prises selon la longueur, que nous avons converties en prises selon l'âge à l'aide de la fonction de croissance qu'ils fournissent, pour différentes flottes : chaluts de fond, palangres et pièges. Nous avons pondéré les valeurs des prises selon l'âge qu'ils ont déclarées pour certaines années ou certains groupes d'années, par les prises relatives de chaque flotte, telles qu'indiquées dans Brassard *et al.* (2020) de 1964 à 1966, et telles qu'elles figurent dans le tableau 1 de Wiles et May 1968 pour les années précédentes, avec les ajustements décrits ci-après pour les débarquements dans la sous-division 3Pn de l'OPANO. Nous avons regroupé les résultats pour les années, de sorte qu'une prise selon l'âge a été construite pour approximer les prises réelles selon l'âge en 1953, 1958 et 1966.

Les estimations moyennes de la mortalité par pêche estimées dans Myers *et al.* (1996) d'après l'expérience de marquage pour 1957-1958 et 1964-1967 a été ajustée en fonction d'une valeur présumée de M de 0,15, comme l'ont suggéré les auteurs, et étaient censées représenter 1958 ($F = 0,20 \pm 0,15$) et 1966 ($F = 0,37 \pm 0,15$). Pour 1953, nous avons supposé arbitrairement que $F = 0,10$ compte tenu de l'estimation de la mortalité totale de 1947 à 1951 dans les relevés ($Z = 0,25$, voir Benoît *et al.* 2022). Nous avons supposé que ces valeurs de F représentaient la moyenne de F aux âges 6 à 9, comme nous l'avons fait dans le modèle de référence.

Dans un souci de simplicité, nous avons supposé que les pondérations des prises et du stock de 1973 ainsi que l'ogive de maturité, s'appliquaient également aux années précédentes. Nous avons néanmoins comparé les résultats avec ceux obtenus à l'aide des pondérations du stock et des ogives indiquées dans Wiles et May (1968). Ces données n'ont pas été utilisées dans les estimations initiales parce que nous ne savons pas quand les valeurs ont changé dans la population entre le milieu des années 1960 et le milieu des années 1970.

Nous savons supposé que les mortalités par pêche selon l'âge suivaient les corrélations de l'âge et de l'année AR(1) estimées pour le reste de la période modélisée, 1973 à 2020. Une fonction de sélectivité et une capturabilité asymptotique ont été estimées pour les relevés selon l'approche utilisée dans le modèle de référence.

Les débarquements annuels de 1964 à 1972 sont tirés de Brassard *et al.* (2020). Les débarquements des années précédentes ont été dérivés des valeurs déclarées dans Wiles et May (1968) pour les divisions 4RS de l'OPANO, lesquelles ont été calculées au prorata pour tenir compte des débarquements effectués dans la sous-division 3Pn en appliquant le ratio des débarquements entre les divisions 4RS et la sous-division 3Pn calculé à partir des valeurs de 1964 à 1968.

Un modèle intégrant les données et l'information supposées pour 1966 a convergé, mais pas les modèles remontant plus loin. Nous avons donc recouru à une approche différente pour estimer les valeurs de la BSR pour 1953 et 1958. Pour 1958, nous avons supposé que la fonction de recrutement partiel dans la pêche sous-entendue par les valeurs de F selon l'âge en 1966 s'appliquait également à 1958. En posant cette hypothèse, nous avons toute l'information nécessaire pour calculer l'abondance selon l'âge au moyen de l'équation des prises de Baranov, puis pour calculer la BSR. Nous ne pouvions pas supposer la fonction de recrutement partiel dans la pêche pour l'estimation de 1953 parce que les chaluts de fond n'étaient pas actifs dans la pêche à ce moment-là. Nous avons plutôt supposé que seuls les âges 6 à 9 étaient entièrement recrutés. L'abondance à d'autres âges a été calculée en utilisant la fonction de sélectivité des relevés estimée pour 1966 dans le modèle étendu.

Autres approches pour les points de référence

Cependant, un examen exhaustif de Myers *et al.* (1994) sur les points de référence limites (PRL) pour la surpêche des recrues, et un avis subséquents du MPO (Rivard et Rice 2003; Shelton et Rice 2002) ont favorisé les approches fondées sur la taille du stock qui se traduisent par 50 % du recrutement moyen maximal prévu parce qu'elles sont robustes et faciles à comprendre et à communiquer. C'est sur cette base qu'a été établi le PRL actuel pour la morue dans le nord du golfe du Saint-Laurent (Duplisea et Fréchet 2011). Les autres approches étaient l'utilisation de $B_{\text{rétablissement}}$, à savoir le plus bas niveau historique de la biomasse à partir duquel le stock s'est rétabli dans des conditions environnementales favorables. Par exemple, c'est $B_{\text{rétablissement}}$ qui a été choisi pour établir le PRL du stock voisin de la sous-division 4TVn de l'OPANO (Chouinard *et al.* 2003).

Le processus de sélection du PRL actuel pour le stock du nord du golfe du Saint-Laurent a nécessité d'ajuster un grand nombre de fonctions paramétriques et non paramétriques à la

sortie de BSR-recrutement du modèle d'évaluation comme moyen objectif d'estimer les tailles du stock qui donnent 50 % du recrutement moyen maximal prévu (Duplisea et Fréchet 2011). Cette approche ne semble pas pertinente à l'heure actuelle, car les sorties du stock et du recrutement du modèle de référence fournissent très peu d'information sur le recrutement pour des tailles intermédiaires du stock (figure 64). Même s'il existe des preuves de la baisse du recrutement moyen à mesure que la BSR augmentait à partir d'environ 135 000 t, ce qui concorde avec la dynamique anticompensatoire d'une fonction de Ricker, la BSR qui maximise le recrutement moyen est difficile à définir à partir des sorties du modèle. De plus, la forme de la fonction de BSR-recrutement entre les niveaux de la BSR d'environ 50 000 à 130 000 t, qui définirait la BSR produisant un recrutement maximal de 50 %, est essentiellement inconnue. Il est peu probable que les estimations modélisées de la BSR et du recrutement du stock durant la courte période où le stock s'est effondré à la fin des années 1980 et 1990 (années indiquées sur la figure 64) constituent une bonne base pour définir la fonction de BSR-recrutement. Ces années étaient caractérisées par un mauvais état physiologique des adultes qui n'est pas entièrement pris en compte dans la BSR, par la forte abondance d'au moins un important poisson pélagique prédateur des œufs et des larves de la morue, le maquereau (*Scomber scombrus*), et par des températures au fond inférieures à la moyenne qui peuvent avoir contribué à une mortalité plus élevée chez les juvéniles en cours d'établissement et établis (figure 68; Dutil et Lambert 2000; Lambert 2011; MPO 2021b; Galbraith *et al.* 2021). Tous ces facteurs ont déjà été désignés comme contribuant probablement négativement à la reproduction ou au recrutement de la morue (Swain et Sinclair 2000; Duplisea et Robert 2008; Lambert 2011; Bryhn *et al.* 2022), et leurs valeurs sont actuellement plus favorables (figure 68). Il semble donc probable que le recrutement aux niveaux intermédiaires de la BSR puisse être plus élevé dans les conditions actuelles que celui qui est indiqué par les sorties existantes du modèle. Il est également difficile d'évaluer à partir de la figure 64 si la dynamique stock-recrutement depuis 1991 pourrait refléter un effet d'Allee. Cependant, l'abondance estimée à l'âge 2 des morues de la cohorte de 2018 est comparable à celle de certaines cohortes nées avant 1991 d'une BSR beaucoup plus importante (Benoît et Ouellette-Plante 2023), ce qui laisse supposer qu'un effet d'Allee n'est peut-être pas probable. Dans l'ensemble, comme il est difficile d'évaluer la mesure dans laquelle le recrutement pourrait être amélioré, nous n'avons pas cherché à appliquer des approches pour définir un PRL à partir de la fonction stock-recrutement. De même, comme la morue du nord du golfe du Saint-Laurent n'a pas connu de dynamique d'épuisement-rétablissement depuis le début de la surveillance du stock, il est impossible de définir un PRL fondé sur B_{rétablissement}.

Nous avons plutôt considéré des indicateurs qui sont souvent utilisés pour définir les points de référence pour la mortalité par pêche et l'état des stocks. Ces valeurs sont dérivées des calculs du rendement par recrue (*RPR*, kg) et des géniteurs par recrue (*GPR*, kg),

$$RPR = \sum_{a=0}^A cw_a f_a F Z_a^{-1} (1 - e^{-Z_a}) e^{-Z_a a}$$

$$GPR = \sum_{a=0}^A sw_a mat_a e^{-Z_a a}$$

où $Z_a = f_a F + M_a$

et cw_a et sw_a sont le poids (kg) d'un individu à l'âge a dans la pêche (poids des prises) et la population (poids du stock), respectivement, f_a est la sélectivité de la pêche selon l'âge, F est la mortalité par pêche au plein recrutement et Z_a , M_a et mat_a sont respectivement la mortalité totale, la mortalité naturelle et la proportion de poissons matures à l'âge a .

RPR est évalué pour une plage de valeurs de *F* afin d'obtenir une fonction de *RPR*. La valeur de *F* associée à une pente instantanée de cette fonction qui est de 10 % de la pente à l'origine ($F=0$) définit le point de référence de la mortalité par pêche $F_{0,1}$, qui a été utilisé pour gérer les stocks de morue dans le Canada atlantique par le passé¹. $F_{0,1}$ ne tient compte que de la mortalité et du poids des prises selon l'âge; ce n'est donc pas un point de référence adéquat pour la surpêche des recrues (Gabriel et Mace 1999). Cependant, $F_{0,1}$ est souvent établi pour prévenir la surpêche du potentiel de croissance et, s'il convient à cette fin, il devrait également être suffisant pour empêcher la surpêche des recrues, comme l'ont souligné Shelton et Rice (2002). Ce raisonnement est également pertinent pour les points de référence fondés sur *GPR*.

Les valeurs de *F* qui donnent une fraction de *GPR* maximal à l'équilibre sont utilisées comme indicateurs pour les points de référence de la mortalité par pêche. $F_{GPR35\%}$, la mortalité par pêche donnant 35 % de *GPR* maximal, est une valeur couramment utilisée qui est supposée être un estimateur robuste de F_{RMD} , la mortalité par pêche qui produira le rendement maximal durable, bien que certains aient affirmé que $F_{GPR40\%}$ pourrait être préférable (voir Gabriel et Mace 1999). En multipliant la valeur de *GPR* (35 %) par le recrutement moyen, on obtient une approximation de la B_{RMD} , la biomasse à l'équilibre qui est atteinte si un stock est exploité à F_{RMD} . À son tour, le Cadre décisionnel pour les pêches intégrant l'approche de précaution (MPO 2009) indique que les valeurs représentant 80 % et 40 % de la B_{RMD} peuvent être des indicateurs appropriés pour un point de référence supérieur du stock et un PRL, respectivement.

Nous avons calculé les points de référence dérivés de *RPR* et de *GPR* en supposant les conditions actuelles (2020) et celles qui prévalaient du début au milieu des années 1980 (de 1980 à 1985), lorsque le stock était fortement exploité et semblait être dans un état relativement sain. Les fonctions liées à l'âge qui définissent *RPR* et *GPR*, y compris la fonction de sélectivité de la pêche, diffèrent considérablement entre ces deux périodes (figure 69). Il n'est pas clair pour nous que les changements dans les caractéristiques biologiques reflètent nécessairement une variation de la productivité qui peut être difficile à inverser, étant donné que le stock a continué de subir d'importantes pertes liées à la pêche même après le premier moratoire, et que l'estimation de *M* tend à la baisse depuis quelque temps. Il semble donc pertinent de considérer aussi la productivité et les conditions de pêche des années 1980.

RÉSULTATS ET DISCUSSION

Modèle d'évaluation étendu

On a estimé que la BSR fluctuait autour d'une valeur de 150 000 t entre 1966 et le milieu des années 1970 dans le modèle étendu, et les dynamiques subséquentes ont été estimées dans le modèle de référence (figure 70). L'estimation de la BSR pour 1966 a été peu influencée par le choix des pondérations et l'ogive de maturité utilisées dans le calcul (figure 71). Les poids selon l'âge d'avant 1967 étaient plus élevés, mais la maturité était plus tardive et, de toute évidence, les deux différences s'annulaient essentiellement pour les nombres selon l'âge en 1966. La valeur de la BSR pour 1958 était d'environ 330 000 t, contre environ 225 000 t pour 1953 (figure 70).

Les estimations du recrutement dans le modèle étendu indiquent une baisse qui s'est produite entre 1969 et 1972 environ, et qui a atteint des valeurs comparables au plus grand recrutement

¹ Sénat du Canada. 2003. [Stocks de poissons chevauchants de l'Atlantique nord-ouest : un rapport du comité sénatorial permanent des Pêches et océans / L'honorable Gerald J. Comeau, président; L'honorable Joan Cook, vice-présidente.](#)

estimé pour les années 2010 (figure 72). Les nouvelles valeurs du recrutement dans le modèle étendu se traduisent par une légère augmentation de la dispersion du recrutement en fonction de la BSR du stock, pour des valeurs de la BSR comprises entre 125 000 et 160 000 t (figure 73).

On a estimé que la mortalité moyenne par pêche pour les âges 4 à 6 et 6 à 9 avait fluctué sans grande tendance entre 1966 et le milieu ou la fin des années 1980, avant d'augmenter fortement à partir de la fin des années 1980 (figure 74). Les tendances de F selon l'âge n'ont pas beaucoup varié au cours de ces 20 premières années (figure 75).

La baisse de la BSR de la valeur de 1958 à celle de 1966, et sa variation subséquente (figure 70), constituent une tendance qui ressemble beaucoup à celle estimée pour la morue du Nord (divisions 2J3KL de l'OPANO) d'après la modélisation de type production excédentaire (Rose 2004; Schijns *et al.* 2021). Schijns et ses collaborateurs (2021) ont estimé que vers 1960, la BSR de la morue du Nord (divisions 2J3KL de l'OPANO) était à 1,5 fois la B_{RMD} et, vers le milieu ou la fin des années 1960, autour de la B_{RMD} . Il existe des preuves que ces valeurs relatives pourraient être pertinentes pour la morue dans le nord du golfe du Saint-Laurent. En supposant que la moyenne des estimations de 1953 et 1958 représente 1,5 fois la B_{RMD} , on obtient une estimation approximative de la $B_{RMD} = 185\,000$ t. Cette valeur est d'une échelle semblable à la valeur moyenne estimée de la BSR de 168 340 t entre 1966 et 1985 (figure 70). Ce niveau de la BSR a été atteint pendant une période où la mortalité moyenne par pêche fluctuait sans tendance (figure 74) et a donné des débarquements qui ont fluctué autour d'une moyenne de 86 350 t; les valeurs maintenues (en moyenne) sur 20 ans sont parmi les plus élevées de l'enregistrement sur 65 ans (figure 76). Il se peut donc que le stock du nord du golfe du Saint-Laurent ait été exploité pendant une période de 20 ans à un niveau proche de F_{RMD} (0,49 pour les âges 6 à 9) et que cela ait entraîné une BSR proche de la B_{RMD} . En utilisant les indicateurs du Cadre du MPO (2009), ce raisonnement donnerait des valeurs du PRL de 74 000 t, en se fondant sur 1,5 fois la moyenne de 1953 à 1958, ou de 67 340 t en se fondant sur la BSR moyenne de 1966 à 1985.

Indicateurs des points de référence

Comparativement aux années 1980, la pêche actuelle sélectionne des poissons plus âgés et des valeurs actuelles de M qui sont plus élevées (figure 69). On obtient ainsi une fonction de RPR qui n'atteint pas une valeur maximale et tend uniquement vers une asymptote lorsque F augmente, contre une fonction RPR représentative des conditions du début au milieu des années 1980 qui atteint une valeur de pointe pour $F \sim 0,3$ (figure 77). Les fonctions de RPR donnent une valeur estimée de $F_{0,1}$ de 0,361 pour la période actuelle et de 0,182 pour les années 1980. Bien que cela donne à penser que le stock peut être exploité plus intensivement aujourd'hui qu'il y a 25 ans, il est associé à un rendement considérablement réduit, < 50 %. L'analyse de SPR a produit des estimations d'un indicateur de F_{RMD} ($F_{GPR35\%}$) dont l'ampleur est comparable : 0,41 pour les conditions actuelles et 0,196 pour les années 1980.

En supposant que le recrutement soit égal au recrutement moyen avant 1991 estimé dans le modèle de référence, nous estimons les valeurs suivantes pour la B_{RMD} et le PRL associés à la pêche à $F_{GPR35\%}$ (figure 77) :

	B_{RMD}	PRL
Conditions actuelles	164 770 t	65 907 t

	B_{RMD}	PRL
Conditions du début au milieu des années 1980	426 130 t	170 450 t

Les points de référence associés à la fonction de SPR du début au milieu des années 1980 sont clairement très prudents, la valeur de B_{RMD} se situant bien au-dessus des valeurs historiques de la BSR que nous avons calculées précédemment (figure 70), et ces valeurs se rapportant à la dynamique du stock et de l'épuisement selon l'estimation présentée dans Schijns *et al.* (2021) pour la morue du Nord, un stock dont l'historique d'exploitation est fort probablement semblable.

Discussion – Points de référence et rétablissement

Bien qu'ils soient fondés sur des raisonnements très différents, les points de référence possibles de la mortalité par pêche et de l'état du stock du modèle étendu correspondent en ampleur à ceux des indicateurs de RPR et de GPR . Il s'agit en grande partie d'une coïncidence, mais cela a l'avantage de réduire la gamme des choix. Même si les valeurs dérivées du modèle étendu sont, dans une certaine mesure, fondées sur un raisonnement ponctuel, il est bon qu'elles s'ancrent dans une certaine compréhension de l'historique d'exploitation du stock. Dans le contexte de la morue du nord du golfe du Saint-Laurent, cela peut être favorable à bien des égards comparativement aux approches d'établissement des points de référence reposant sur des simulations à l'équilibre ou sur des hypothèses ténues au sujet de la dynamique du stock-recrutement.

Le cadre de référence de cet examen était d'évaluer si le nouveau cadre pourrait appuyer l'évaluation quantitative des règles de contrôle des prises. Bien que la nouvelle modélisation ait révélé des incertitudes associées aux prélèvements dans la population, particulièrement dans les dernières décennies, nous croyons que le modèle et les projections fondées sur le modèle conviennent pour orienter l'élaboration d'une approche de précaution complète pour le stock, y compris les règles de contrôle des prises. De plus, même si certaines incertitudes clés subsistent, comme les préoccupations entourant la dynamique du recrutement pour les tailles intermédiaires du stock, le cadre semblait également approprié pour faciliter l'élaboration d'un nouveau plan de rétablissement. Nous illustrons ce point par un très bref exemple pour conclure cette section.

À la base, un plan de rétablissement nécessite une cible de rétablissement et un calendrier de rétablissement. La définition de ces éléments relève du Secteur de la gestion des pêches du MPO, bien que la Direction des sciences du MPO joue un rôle de soutien (MPO 2021a). Une cible de rétablissement devrait être fixée à un niveau suffisamment au-dessus du PRL pour avoir une probabilité élevée que le stock lui soit supérieur (MPO 2021a). D'autres pays, comme les États-Unis et la Nouvelle-Zélande (MF 2008; NOAA 2025), ainsi que des accords internationaux comme l'Accord des Nations Unies sur les stocks de poissons (Nations Unies 1995), utilisent la B_{RMD} comme cible de rétablissement. Nous avons utilisé cette hypothèse pour notre exemple et avons supposé que l'objectif était atteint lorsqu'il y avait au moins 50 % de chances que la BSR soit supérieure à cette cible. Nous avons utilisé $B_{RMD} = 168\,340$ t, dérivée des résultats du modèle étendu, comme cible de rétablissement.

La pratique exemplaire internationale consiste à estimer le temps minimal requis pour atteindre la cible de rétablissement avec une mortalité par pêche nulle (T_{min}) et à établir un temps de rétablissement maximal égal à 2 à 3 fois T_{min} (MPO 2021a). Nous avons utilisé les projections du modèle de référence pour estimer T_{min} qui, dans les conditions actuelles de productivité, est

d'environ 15 ans. Nous avons ensuite établi des projections pour le stock du nord du golfe du Saint-Laurent en supposant des prélèvements totaux de 100 t/an, afin de simuler un scénario de « prise la plus faible possible », et nous avons entrepris une série de simulations pour déterminer les prélèvements annuels qui entraîneraient une probabilité de 50 % d'atteindre la cible de rétablissement d'ici 30 ans ou 2 fois T_{min} .

Le scénario de « prise la plus faible possible » a permis d'atteindre la cible de rétablissement en 15 à 16 ans, tandis que des prélèvements totaux annuels de 13 000 t ont donné des projections conformes à l'intention du deuxième scénario (figure 78). Les scénarios de 100 t/an et de 13 000 t/an ont entraîné une probabilité de 50 % que la BSR soit supérieure au PRL ($0,4 \times B_{RMD}$) en environ 3 et 8 ans respectivement, bien que ce niveau de probabilité ne constitue pas une grande chance d'être réellement au-dessus du PRL ou que le stock puisse retomber en dessous si un plan de rétablissement prenait fin. Comme nous l'avons déjà vu dans la section sur les projections, ces scénarios peuvent être prudents en ce sens qu'ils ne tiennent pas compte de la dynamique du recrutement compensatoire.

Ces projections n'ont été fournies qu'à titre d'exemple, mais elles indiquent qu'il existait des perspectives raisonnables de rétablissement du stock de morue du nord du golfe du Saint-Laurent au moment de l'examen en 2022. On a reconnu que plus d'une décennie pourrait être nécessaire, en particulier selon le niveau de mortalité par pêche auquel le stock est soumis. Les travaux subséquents d'élaboration du plan de rétablissement ont présenté des perspectives quelque peu différentes (Benoît et Ouellette-Plante 2023).

REMERCIEMENTS

Nous remercions Kunasekaran « Kanna » Nirmalkanna qui nous a aidés à coder la fonction d'autocorrélation de l'âge et de l'année pour la mortalité naturelle dans les projections, et Elisabeth Van Beveren qui nous a aidés à coder les projections. Nous remercions Caroline Senay et Daniel Duplisea pour leur examen constructif de l'avant-dernière version du présent document.

RÉFÉRENCES CITÉES

- Benoît, H.P., et Chouinard, G.A. 2004. [Mortality of northern Gulf of St. Lawrence cod during the period from 1990 to 2003](#). DFO Can. Sci. Adv. Sec. Res. Doc. 2004/042.
- Benoît, H.P., et Ouellette-Plante, J. 2023. [Éléments scientifiques du plan de rétablissement de la morue franche du nord du golfe du Saint-Laurent \(OPANO 3Pn4RS\)](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/085. iv + 29 p.
- Benoît, H.P., Brassard, C., Carruthers, E., et Nadeau, P. 2021. [Questionnaire à l'intention des pêcheurs commerciaux – Résultats concernant les prises non comptabilisées actuelles et passées de morue franche de la sous division 3Pn et des divisions 4R et 4S de l'OPANO](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/067. vi + 40 p.
- 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.
- Benoît, H.P., Cadigan, N., Ouellette-Plante, J., et Brassard, C. 2024. [Revue du cadre d'évaluation de la morue franche de la division 3Pn4RS de l'OPANO : Traitement des captures et des poids individuels, et autres considérations relatives au modèle d'évaluation](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2024/045. vii + 49 p.

-
- Berg, C., et Nielsen, A., 2016. Accounting for correlated observations in an age-based state-space stock assessment model. *ICES J. Mar. Sci.* 73, 1788–179.
- Bousquet, N., Chassot, E., Duplisea, D.E., et Hammil, M.O. 2014. Forecasting the Major Influences of Predation and Environment on Cod Recovery in the Northern Gulf of St. Lawrence. *PLoS One*, 9(2): e82836. doi:10.1371/journal.pone.0082836.
- Brassard, C., Gauthier, J., Schwab, P., Le Bris, A., Way, M. et Collier, F. 2016. [L'état du stock de morue \(*Gadus morhua*\) du nord du golfe du Saint-Laurent \(3Pn, 4RS\) en 2014](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2016/010. xi + 123 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.
- Bryhn, A.C., Berge, S., Bergström, U., Casini, M., Dahlgren, E., Ek, C., Hjelm, J., Königson, S., Ljungberg, P., Lundström, K., Lunneryd, S.G., Ovegård, M., Sköld, M., Valentinsson, D., Vitale, F., et Wennhage, H.k. 2022. Which factors can affect the productivity and dynamics of cod stocks in the Baltic Sea, Kattegat and Skagerrak? *Ocean Coast. Manage.* 223: 106154.
- Cadigan, N.G. 2004. [Analyses of survey catchability and fishery selectivity in the SPA for the northern Gulf of St. Lawrence \(3Pn,4RS\) cod stock](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2004/041. ii + 21p.
- Cadigan, N.G. 2016a. A state-space stock assessment model for northern cod, including underreported catches and variable natural mortality rates. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 73: 296-308.
- Cadigan, N. 2016b. [Updates to a Northern Cod \(*Gadus morhua*\) State-Space Integrated Assessment Model](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2016/022. v + 58 p.
- Cadigan, N. 2023. [Un modèle espace-état pour l'évaluation des stocks de morue de la sous-division 3Ps](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2023/017. iv + 71 p.
- Cao, J., et Chen, Y. 2022. Modeling time-varying natural mortality in size-structured assessment models. *Fish. Res.* 250: 106290.
- Chassot, E., Duplisea, D.E., Hammill, M., Caskenette, A., Bousquet, N., Lambert, Y., et Stenson, G. 2009. Role of predation by harp seals *Pagophilus groenlandicus* in the collapse and non-recovery of northern Gulf of St. Lawrence cod *Gadus morhua*. *Mar. Ecol. Prog. Ser.*, 379: 279-297.
- Chouinard, G., Swain, D., Currie, L., Poirier, G., Rondeau, A., Benoît, H., Hurlbut, T., et Daigle, D. 2003. [Assessment of Cod in the Southern Gulf of St. Lawrence, February 2003](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2003/015: i + 116 p.
- Chouinard, G.A., Swain, D.P., Hammill, M.O., et Poirier, G.A. 2005. Covariation between grey seal (*Halichoerus grypus*) abundance and natural mortality of cod (*Gadus morhua*) in the southern Gulf of St. Lawrence. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 62: 1991-2000.

-
- Deroba, J.J., Butterworth, D.S., Methot, R.D., Jr, De Oliveira, J.A.A., Fernandez, C., Nielsen, A., Cadrin, S.X., Dickey-Collas, M., Legault, C.M., Ianelli, J., Valero, J.L., Needle, C.L., O'Malley, J.M., Chang, Y.-J., Thompson, G.G., Canales, C., Swain, D.P., Miller, D.C.M., Hintzen, N.T., Bertignac, M., Ibaibarriaga, L., Silva, A., Murta, A., Kell, L.T., de Moor, C.L., Parma, A.M., Dichmont, C.M., Restrepo, V.R., Ye, Y., Jardim, E., Spencer, P.D., Hanselman, D.H., Blaylock, J., Mood, M., et Hulson, P.-J.F. 2015. Simulation testing the robustness of stock assessment models to error: some results from the ICES strategic initiative on stock assessment methods. *ICES J. Mar. Sci.* 72: 19-30.
- Dichmont, C.M., Deng, R.A., Dowling, N., et Punt, A.E. 2021. Collating stock assessment packages to improve stock assessments. *Fish. Res.* 236: 105844.
- Duplisea, D. et Fréchet, A. 2011. [Updated reference point estimates for northern Gulf of St. Lawrence \(3Pn4RS\) cod \(*Gadus morhua*\) based on revised beginning of year weights at age](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2011/003 iv + 8 p.
- Duplisea, D.E., et Robert, D. 2008. Prerecruit survival and recruitment of northern Gulf of St Lawrence Atlantic cod. *ICES J. Mar. Sci.* 65: 946-952
- Dutil, J.-D., et Lambert, Y. 2000. Natural mortality from poor condition in Atlantic cod (*Gadus morhua*). *Can J. Fish Aquat. Sci.* 57: 826-836.
- Fréchet, A., et Schwab, P. 1998. [Évaluation de la morue du nord du Golfe du Saint-Laurent \(3Pn, 4RS\) en 1997](#). Secr. can. éval. stock du MPO. Doc. de rech. 98/127.
- Fréchet A., Gauthier, J., Schwab, P., Bourdages, H., Chabot, D., Collier, F., Grégoire, F., Lambert, Y., Moreault, G., Pageau, L., et Spingle, J. 2003. [L'état du stock de morue du Nord du golfe du Saint-Laurent \(3Pn, 4RS\) en 2002](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2003/065. 87p.
- Froese, R. et D. Pauly. Editors. 2022. [FishBase](#). World Wide Web electronic publication. version (02/2022).
- Gabriel, W.L. et Mace, P.M. 1999. A review of biological reference points in the context of the precautionary approach. In Proceedings of the fifth national NMFS stock assessment workshop: providing scientific advice to implement the precautionary approach under the Magnuson-Stevens fishery conservation and management act. NOAA Tech Memo NMFSF/SPO-40. pp. 34-45.
- Galbraith, P.S., Chassé, J., Shaw, J.-L., Dumas, J., Caverhill, C., Lefavre, D. et Lafleur, C. 2021. [Conditions océanographiques physiques dans le golfe du Saint-Laurent en 2020](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/045. iv + 84 p.
- Gavaris, S. 1988. [An adaptive framework for the estimation of population size](#). CAFSAC Res. Doc. 1988/029.
- Gazette du Canada, Partie II. 2022. [Règlement modifiant le Règlement de pêche \(dispositions générales\) : DORS/2022-73](#). Volume 156, numéro 8.
- Gislason, H., Daan, N., Rice, J.C., et Pope, J.G. 2010. Size, growth, temperature and the natural mortality of marine fish. *Fish Fish.* 11: 149-158.
- Hurtado-Ferro, F., Szuwalski, C.S., Valero, J.L., Anderson, S.C., Cunningham, C.J., Johnson, K.F., Licandeo, R., McGilliard, C.R., Monnahan, C.C., Muradian, M.L., Ono, K., Vert-Pre, K.A., Whitten, A.R., et Punt, A.E. 2015. Looking in the rear-view mirror: bias and retrospective patterns in integrated, age-structured stock assessment models. *ICES J. Mar. Sci.* 72: 99-110.
-

-
- 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.
- Lambert, Y. 2011. Environmental and fishing limitations to the rebuilding of the northern Gulf of St.-Lawrence cod stock (*Gadus morhua*). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 68: 618-631.
- Lorenzen, K., 1996. The relationship between body weight and natural mortality in juvenile and adult fish: a comparison of natural ecosystems and aquaculture. *J. Fish Biol.* 49: 627-642.
- McCallum, B.R. et Walsh, S.J., 1997. Groundfish survey trawls used at the Northwest Atlantic Fisheries Centre, 1971-present. *NAFO Sci. Coun. Studies* 29: 93–104.
- MF [New Zealand Government, Ministry of Fisheries]. 2008. Harvest Strategy Standard for New Zealand Fisheries, October 2008. 25 pp.
- Minet, J.P. 1978. Dynamics and yield assessment of the northeastern gulf of St. Lawrence cod stock. *ICNAF Sel. Pap.* 3:7–16.
- Mohn, R. 1999. The retrospective problem in sequential population analysis: An investigation using cod fishery and simulated data. *ICES J. Mar. Sci* 56: 473-488.
- MPO. 2009. [Cadre décisionnel pour les pêches en conformité avec l'approche de précaution](#). (Consulté le 01/05/2022).
- MPO. 2020. [Situation des phoques du Groenland, *Pagophilus groenlandicus*, de l'Atlantique Nord-Ouest en 2019](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2020/020.
- MPO. 2021a. [Lignes directrices scientifiques à l'appui de l'élaboration des plans de rétablissement des stocks de poissons canadiens](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Avis sci. 2021/006.
- MPO. 2021b. [Évaluation du contingent du nord du maquereau bleu \(*Scomber Scombrus*\) en 2020](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Avis sci. 2021/029.
- MPO. 2022. [Évaluation des stocks de phoque gris de l'Atlantique Nord-Ouest \(*Halichoerus grypus*\) au Canada en 2021](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Avis sci. 2022/018.
- MPO. 2023. [Évaluation du stock de morue franche du nord du golfe du Saint-Laurent \(3Pn, 4RS\) en 2022](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Avis sci. 2023/035.
- MPO. 2024. [Plan de rétablissement : Morue franche, *Gadus morhua* – Sous-division 3Pn et divisions 4RS de l'OPANO](#). Pêches et Océans Canada. (consulté le 29/04/2024).
- Myers, R.A., Rosenberg, A.A., Mace, P.M., Barrowman, N., et Restrepo, V.R. 1994. In search of thresholds for recruitment overfishing. *ICES J. Mar. Sci.* 51: 191-205.
- Myers, R.A., Barrowman, N.J., Hoenig, J.M., et Qu, Z. 1996. The collapse of cod in Eastern Canada: the evidence from tagging data. *ICES J. Mar. Sci.* 53: 629–640.
- Neuenhoff, R.D., Swain, D.P., Cox, S.P., McAllister, M.K., Trites, A.W., Walters, C.J., et Hammill, M.O. 2019. Continued decline of a collapsed population of Atlantic cod (*Gadus morhua*) due to predation-driven Allee effects. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 76: 168–184.
- Nielsen, A., et C.W. Berg. 2014. Estimation of time-varying selectivity in stock assessments using state-space models. *Fish. Res.* 158: 96-101.
- NOAA Fisheries Toolbox. 2014. Virtual Population Analysis Model (VPA/ADAPT), Version 3.4.5.
- NOAA [National Oceanic and Atmospheric Administration] Fisheries. 2025. [National Standard Guidelines](#). Dernière mise à jour 7 février 2025.
-

-
- Ouellette-Plante, J., Van Beveren, E., Benoît, H.P. et Brassard, C. 2022a. [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.
- Ouellette-Plante, J. Benoît, H.P. et Brassard, C. 2022b. [Revue du cadre d'évaluation de la morue franche de l'OPANO 3Pn4RS : captures dans les pêches commerciales et récréatives, et données du programme de marquage](#). Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2022/033. iv + 60 p.
- Ouellette-Plante, J., Benoît, H. P., et Lussier, J.-F. 2025. L'état du stock de morue franche (*Gadus morhua*) du nord du golfe du Saint-Laurent (3Pn, 4RS) en 2022. Secr. can. des avis sci. du MPO. Doc. de rech. 2025/039. xxi + 248 p.
- Pauly, D. 1995. Anecdotes and the shifting baseline syndrome of fisheries. Trends Ecol. Evol 10:430.
- Regular, P.M., Buren, A.D., Dwyer, K.S., Cadigan, N.G., Gregory, R.S., Koen-Alonso, M., Rideout, R.M., Robertson, G.J., Robertson, M.D., Stenson, G.B., Wheeland, L.J., et Zhang, F. 2022. Indexing starvation mortality to assess its role in the population regulation of Northern cod. Fish. Res. 247: 106180.
- Rivard, D., et Rice, J. 2003. Atelier national sur les points de référence concernant les gadidés. Secr. can. des avis sci. du MPO. Compte rendu 2002/033.
- Rose, G.A. 2004. Reconciling overfishing and climate change with stock dynamics of Atlantic cod (*Gadus morhua*) over 500 years. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 61: 1553–1557
- Schijns, R., Froese, R., Hutchings, J.A., et Pauly, D. 2021. Five centuries of cod catches in Eastern Canada. ICES J. Mar. Sci. 78: 2675-2683. 10.1093/icesjms/fsab153.
- Shelton, P.A., et Rice, J. 2002. [Limits to overfishing: reference points in the context of the Canadian perspective on the precautionary approach](#). Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2002/084. 29 p.
- Sinclair, A.F. 2001. Natural mortality of cod (*Gadus morhua*) in the southern Gulf of St. Lawrence. ICES J. Mar. Sci. 58:1-10.
- Somerton, D.A. 2004. Do Pacific cod (*Gadus macrocephalus*) and walleye pollock (*Theragra chalcogramma*) lack a herding response to the doors, bridles, and mudclouds of survey trawls? ICES J. Mar. Sci. 61: 1186-1189.
- Stock, B.C., et Miller, T.J. 2021. The Woods Hole Assessment Model (WHAM): A general state-space assessment framework that incorporates time-and age-varying processes via random effects and links to environmental covariates. Fish. Res. 240 .105967
- Swain, D.P., et Benoît, H.P. 2015. Extreme increases in natural mortality prevent recovery of collapsed fish stocks in the southern Gulf of St. Lawrence. Mar. Ecol. Prog. Ser. 519: 165-182.
- Swain, D.P., et Sinclair, A. 2000. Pelagic fishes and the cod recruitment dilemma in the Northwest Atlantic. Can. J. Fish. Aquat. Sci, 57: 1321-1325.
- 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 Kristensen, K. 2016. Implementing a generic method for bias correction in statistical models using random effects, with spatial and population dynamics examples. *Fish. Res.* 175: 66-74.
- United Nations. 1995. United Nations Agreement for the Implementation of the Provisions of the United Nations Convention on the Law of the Sea of 10 December 1982 relating to the Conservation and Management of Straddling Fish Stocks and Highly Migratory Fish Stocks. August 4, 1995. 34 ILM 1542 (1995); 2167 UNTS 88.
- Van Beveren, E., Duplisea, D., Castonguay, M., Doniol-Valcroze, T., Plourde, S., et Cadigan, N. 2017. How catch underreporting can bias stock assessment of and advice for northwest Atlantic mackerel and a possible resolution using censored catch. *Fish. Res.* 194: 146-154.
- Van Beveren, E., Benoît, H.P., et Duplisea, D. 2021. Forecasting fish recruitment in age-structured population models. *Fish Fish.* DOI: 10.1111/faf.12562
- Wiles, B., et May, A.W. 1968. Biology and fishery of the West Newfoundland cod stock. *ICNAF Res. Bull.* 5: 5-43.
- Zheng, N. et Cadigan, N. 2021. Frequentist delta-variance approximations with mixed-effects models and TMB. *Comput. Stat. Data Anal.* 160, p.107227.

TABLEAUX

Tableau 1. Estimations clés de l'erreur type et des paramètres de corrélation pour les composantes du modèle (avec référence au numéro de l'équation correspondante) du modèle de référence et du modèle de sensibilité avec un a priori plus contraint sur le paramètre de la capturabilité du relevé.

Paramètre	Composante	Équ.	Modèle de référence		Modèle avec a priori sur q contraint dans le relevé de recherche		Différence en pourcentage
			Estimation	ET	Estimation	ET	
σ_R	Recrutement	2	0,305	0,055	0,284	0,047	6,89
φ_R	Recrutement	2	0,442	0,187	0,393	0,178	11,09
σ_M	Mort. naturelle	4	0,896	0,199	1,002	0,222	11,83
$\varphi_{M\ age}$	Mort. naturelle	4	0,885	0,048	0,898	0,042	1,47
$\varphi_{M\ yr}$	Mort. naturelle	4	0,922	0,035	0,940	0,028	1,95
$\sigma_{F\ ages\ 2-3}$	Mort. naturelle	6, 7	2,352	0,372	2,286	0,360	2,81
$\sigma_{F\ age\ 4}$	Mort. naturelle	6, 7	1,465	0,188	1,440	0,180	1,71
$\sigma_{F\ age\ 5}$	Mort. naturelle	6, 7	0,808	0,117	0,800	0,110	0,99
$\sigma_{F\ ages\ 6+}$	Mort. naturelle	6, 7	0,466	0,052	0,465	0,051	0,21
$\varphi_{F\ age}$	Mort. naturelle	6, 7	0,791	0,038	0,788	0,038	0,38
$\varphi_{F\ yr}$	Mort. naturelle	6, 7	0,843	0,038	0,835	0,040	0,95
σ_X	Résidus crl	9	0,280	0,022	0,280	0,022	0
φ_X	Résidus crl	9	0,269	0,121	0,268	0,121	0,37
σ_{RV}	Résidus crl	12	0,512	0,021	0,515	0,021	0,59
$\sigma_{Sen\ GNS}$	Résidus relevé	12	0,547	0,029	0,547	0,029	0
$\sigma_{Sen\ LLS1\ age\epsilon}$	Résidus relevé	12	1,121	0,162	1,119	0,162	0,18
$\sigma_{Sen\ LLS1\ age\epsilon}$	Résidus relevé	12	0,462	0,025	0,463	0,025	0,22
$\sigma_{Sen\ LLS2\ age\epsilon}$	Résidus relevé	12	1,126	0,164	1,117	0,162	0,80
$\sigma_{Sen\ LLS2\ age\epsilon}$	Résidus relevé	12	0,427	0,023	0,428	0,023	0,23
$\sigma_{Sentinel\ moi}$	Résidus relevé	12	0,514	0,025	0,515	0,025	0,19

FIGURES

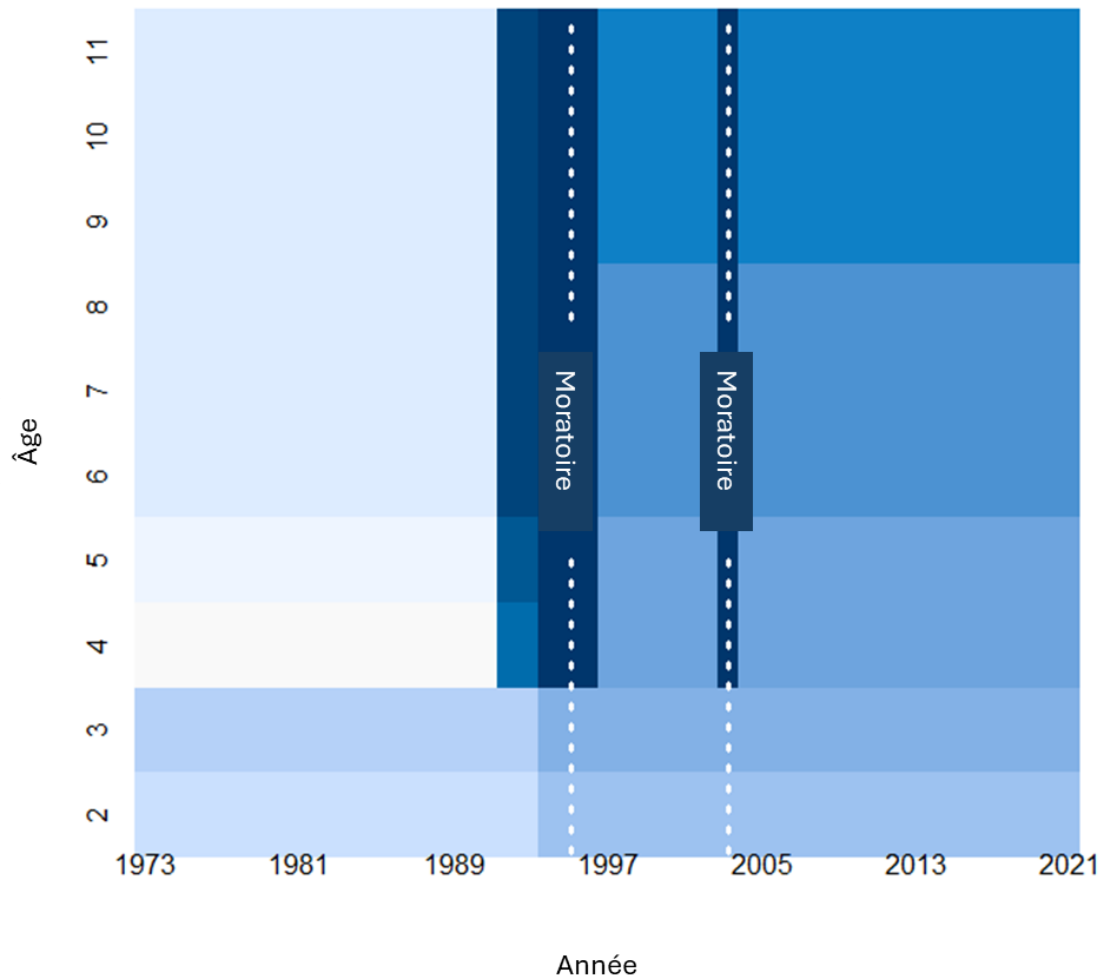


Figure 1. Principaux effets fixes de la mortalité par pêche. Chaque couleur représente une valeur de paramètre estimée différente.

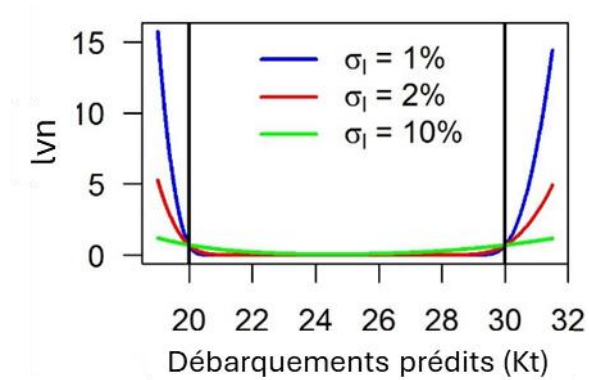


Figure 2. Illustration des log-vraisemblances négatives censurées pour une fourchette des débarquements prévus par le modèle, avec trois choix de σ_l . Les lignes noires continues verticales indiquent les limites inférieure et supérieure (graphique retracé à partir de Cadigan 2023).

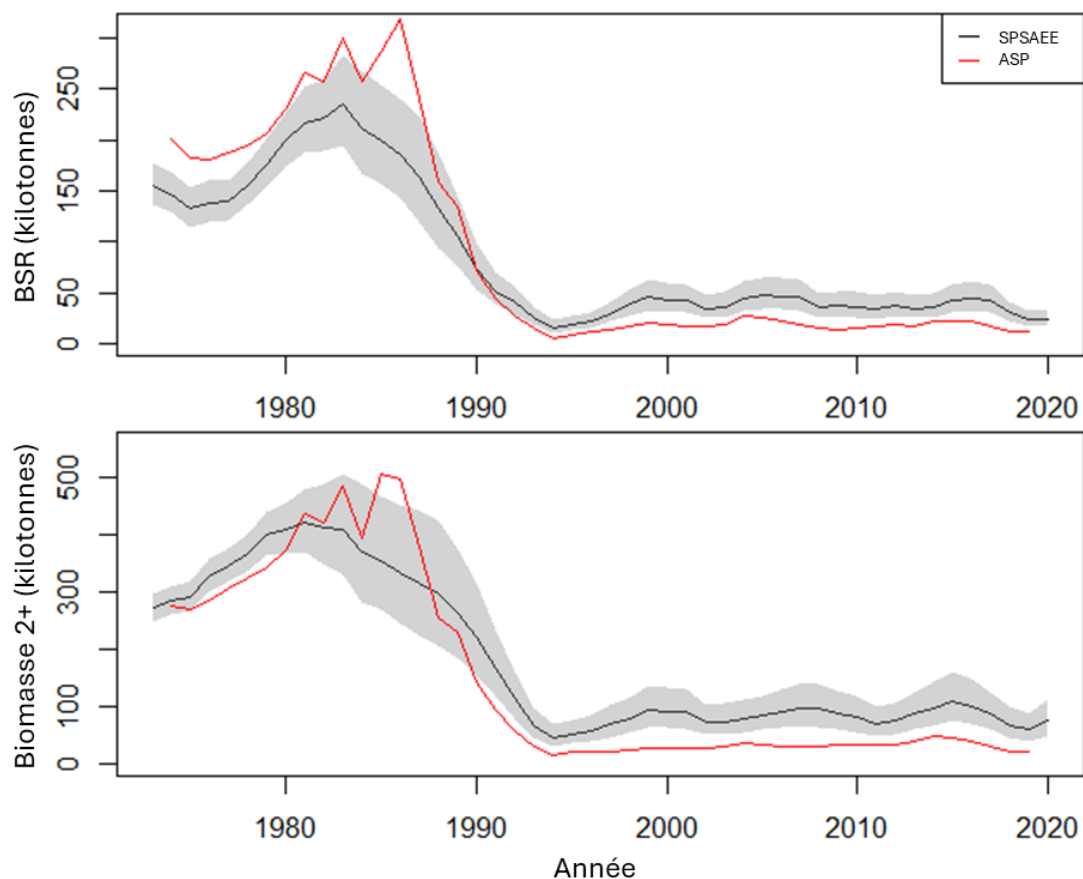


Figure 3. Estimations par le modèle de référence (modèle statistique des prises selon l'âge de type état-espace, SPSAEE) de la biomasse du stock reproducteur (BSR) et de la biomasse d'âge 2+, avec l'intervalle de confiance à 95 % (zone ombrée), comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population. Dans ces figures et les suivantes, les intervalles de confiance pour l'analyse séquentielle de population ne sont pas tracés, d'une part parce que la principale comparaison porte sur le niveau et la tendance prévus, et d'autre part pour garder les graphiques aussi simples que possible.

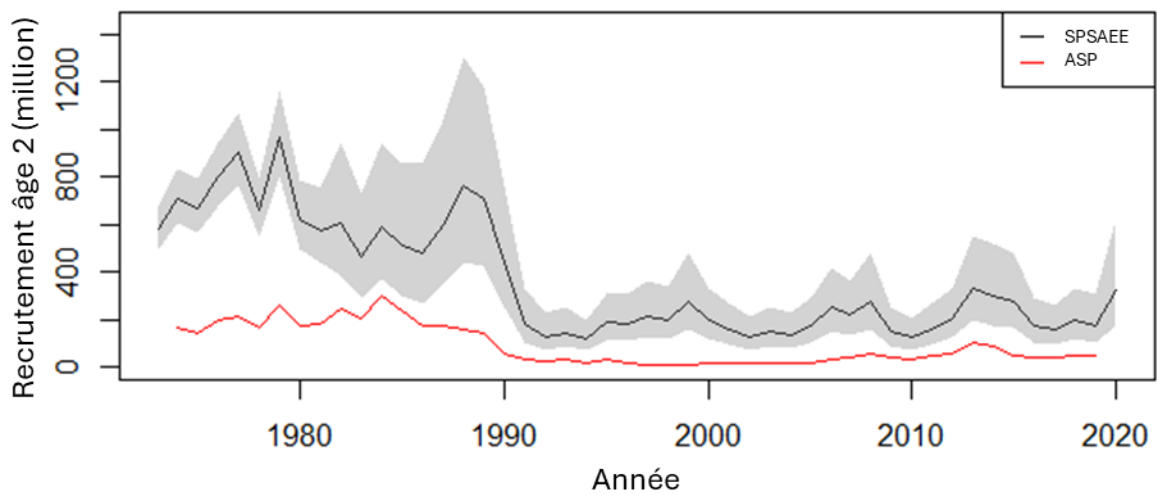


Figure 4. Estimations par le modèle de référence (modèle statistique des prises selon l'âge de type état-espace, SPSAEE) du recrutement (nombres à l'âge 2), avec l'intervalle de confiance à 95 % (zone ombrée), comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population.

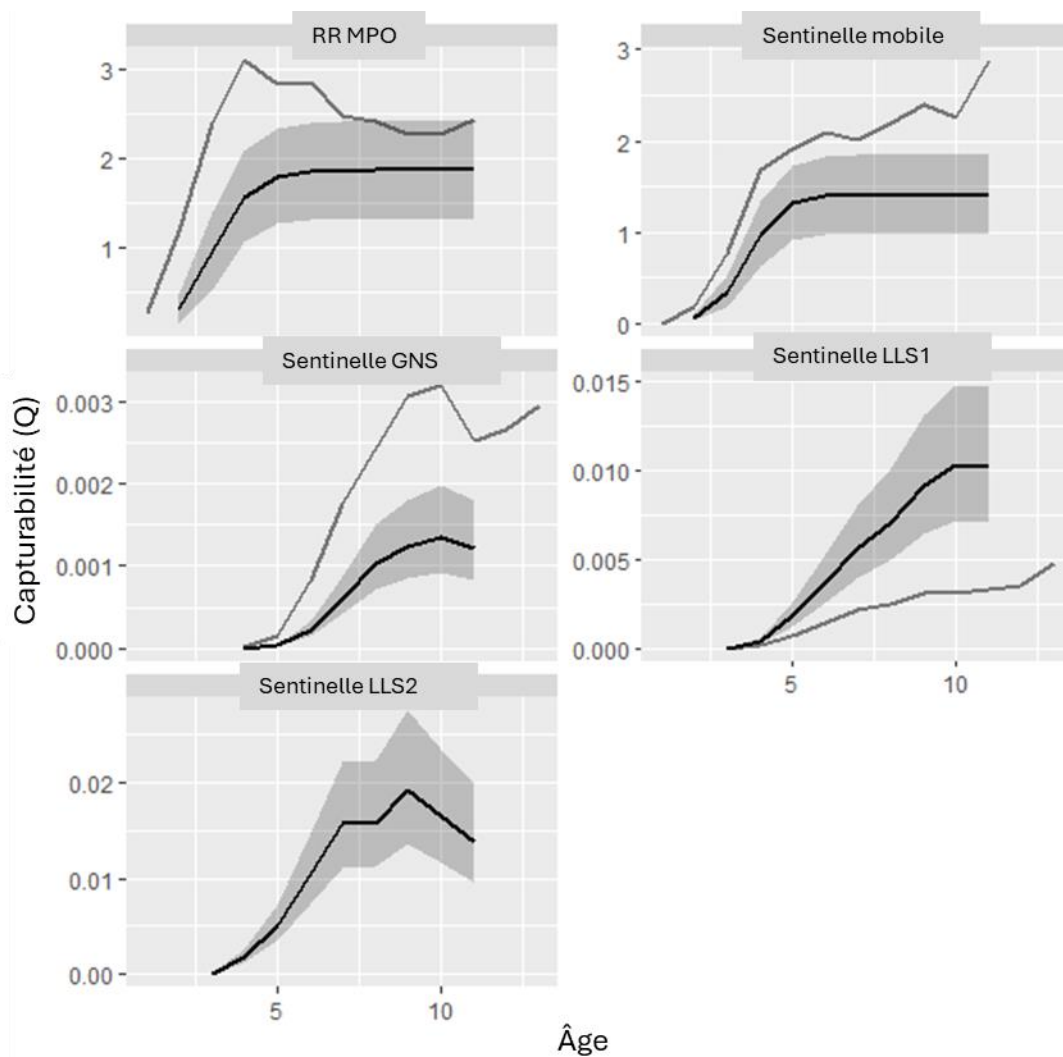


Figure 5. Estimations par le modèle de référence de la capturabilité selon l'âge des cinq relevés principaux, avec les intervalles de confiance à 95 % (ligne noire et zone ombrée), comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population (ligne grise). L'indice de pêche sentinelle à la palangre 1 (LLS1) du modèle actuel est plus semblable à l'indice de pêche sentinelle à la palangre de l'analyse séquentielle de population et les deux sont donc tracés ensemble. Il convient de noter que, pour l'indice de pêche sentinelle au filet maillant (GNS) et l'indice de pêche sentinelle à la palangre 1 (LLS1), les valeurs du modèle d'analyse séquentielle de population ont été divisées par 100 pour le tracé. Soulignons également que l'analyse séquentielle de population utilise un groupe d'âge 13+.

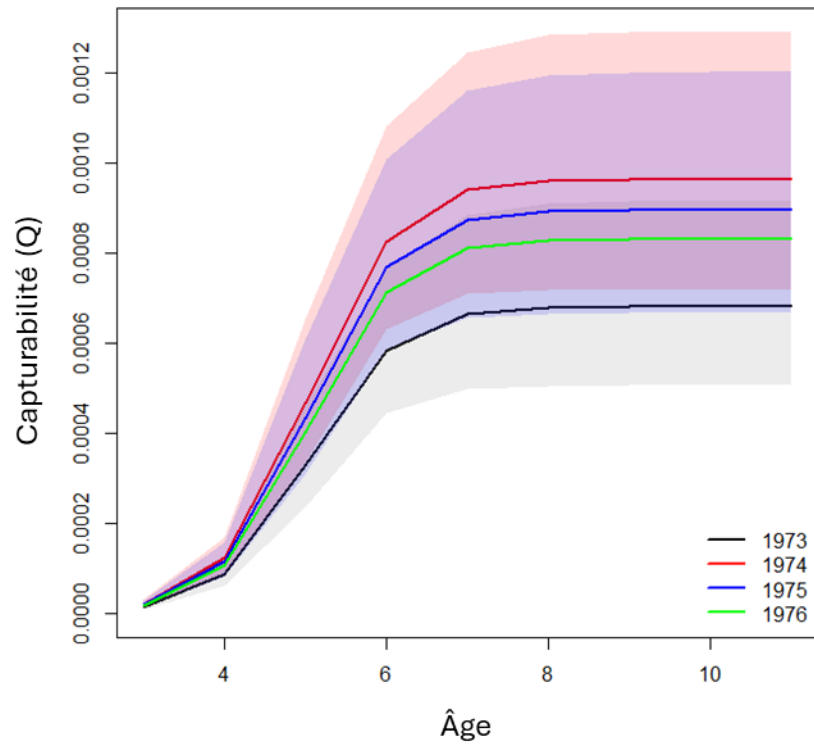


Figure 6. Estimations par le modèle de référence de la capturabilité selon l'âge des relevés de Minet (1978), avec l'intervalle de confiance à 95 % (zone ombrée). L'intervalle de confiance pour 1976 était d'une largeur semblable à celui de 1975 et a été omis afin d'améliorer la clarté de la présentation.

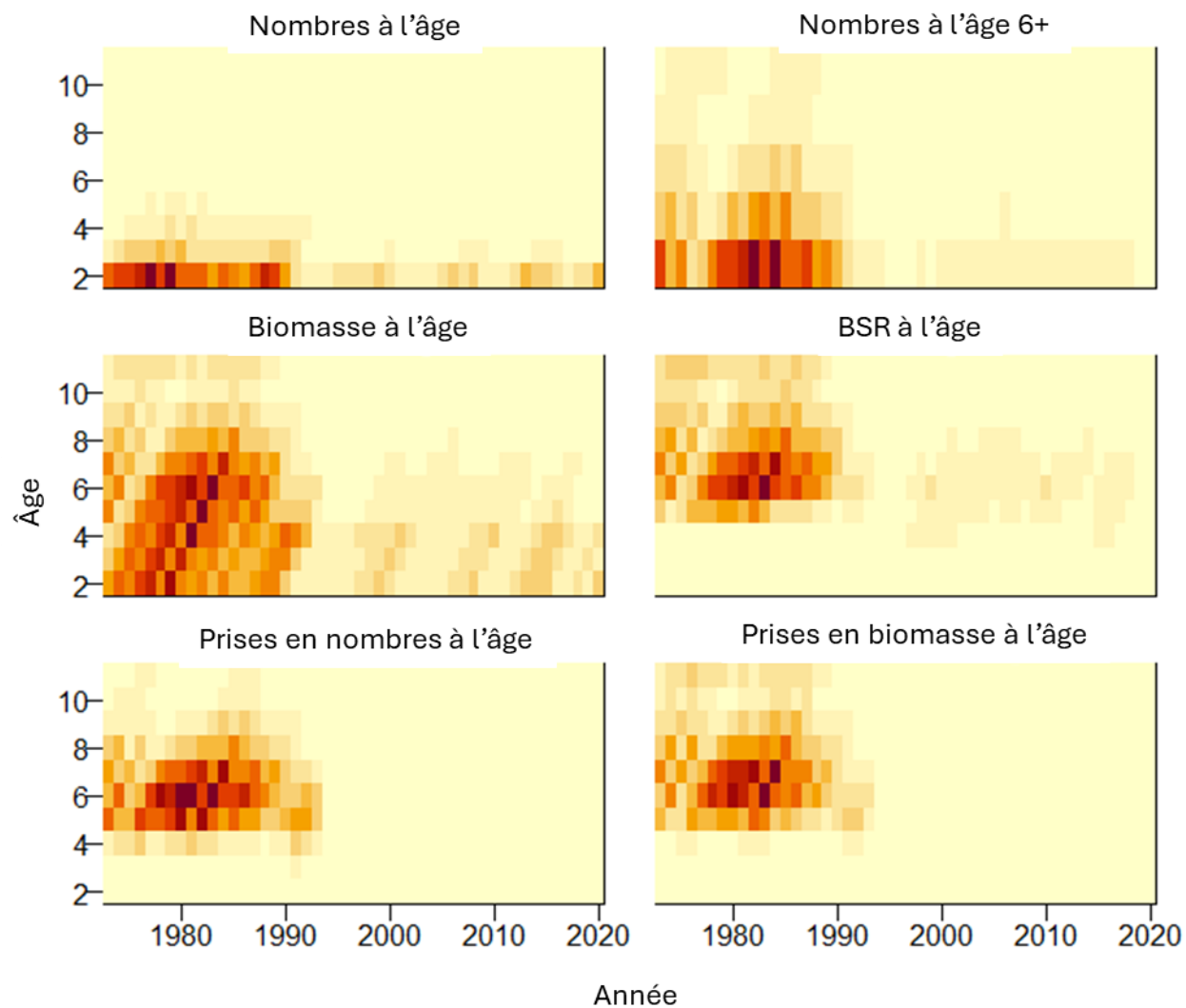


Figure 7. Estimations par le modèle de référence des quantités selon l'âge définies en haut de chaque panneau. Les couleurs plus foncées indiquent des estimations plus élevées. Les prises sont celles prévues par le modèle, et non les prises selon l'âge dans la pêche entrées dans le modèle.

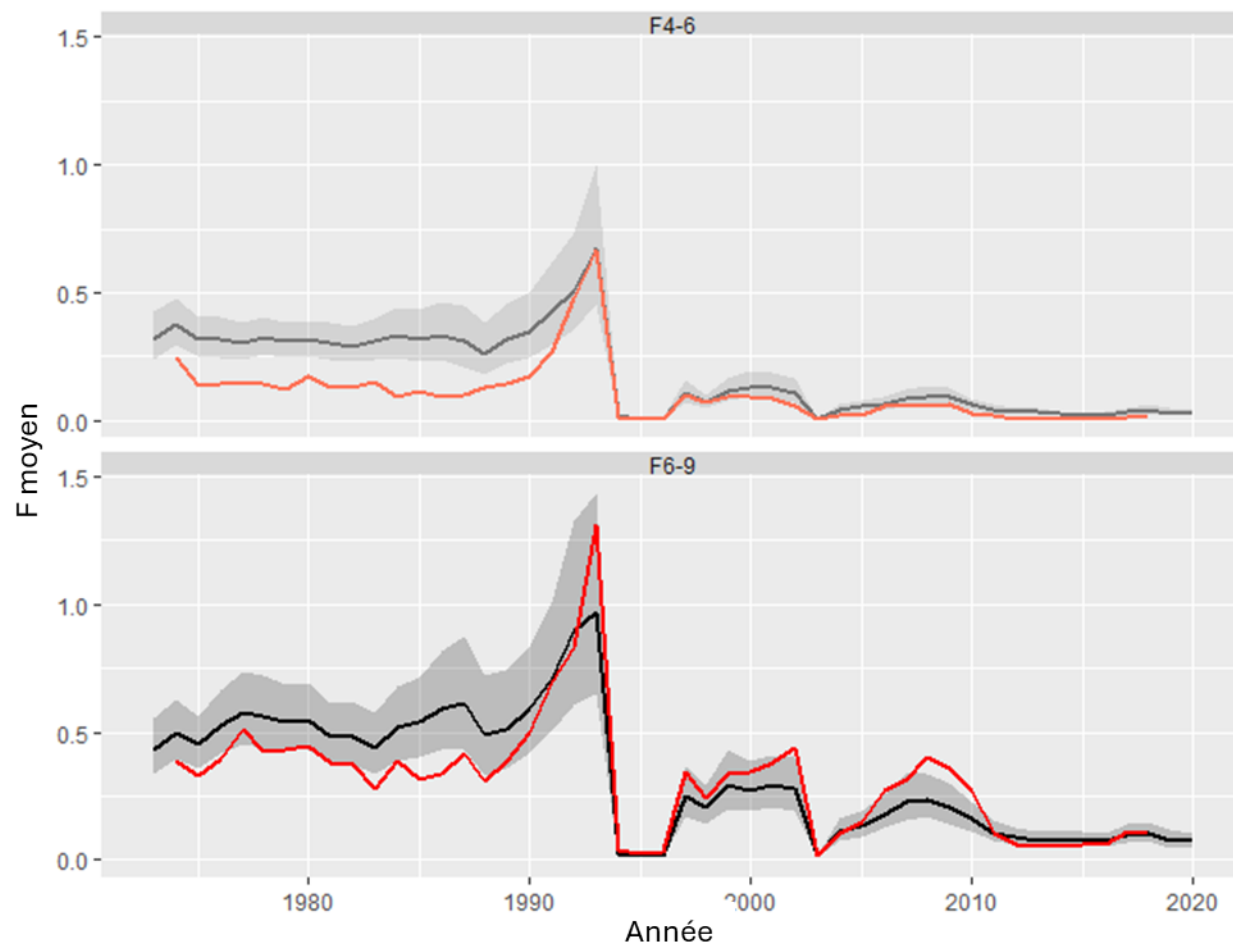


Figure 8. Estimations par le modèle de référence de la mortalité moyenne par pêche (F) aux âges 4 à 6 et 6 à 9 (panneaux), avec l'intervalle de confiance à 95 % (ligne foncée et zone ombrée), comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population (ligne rouge).

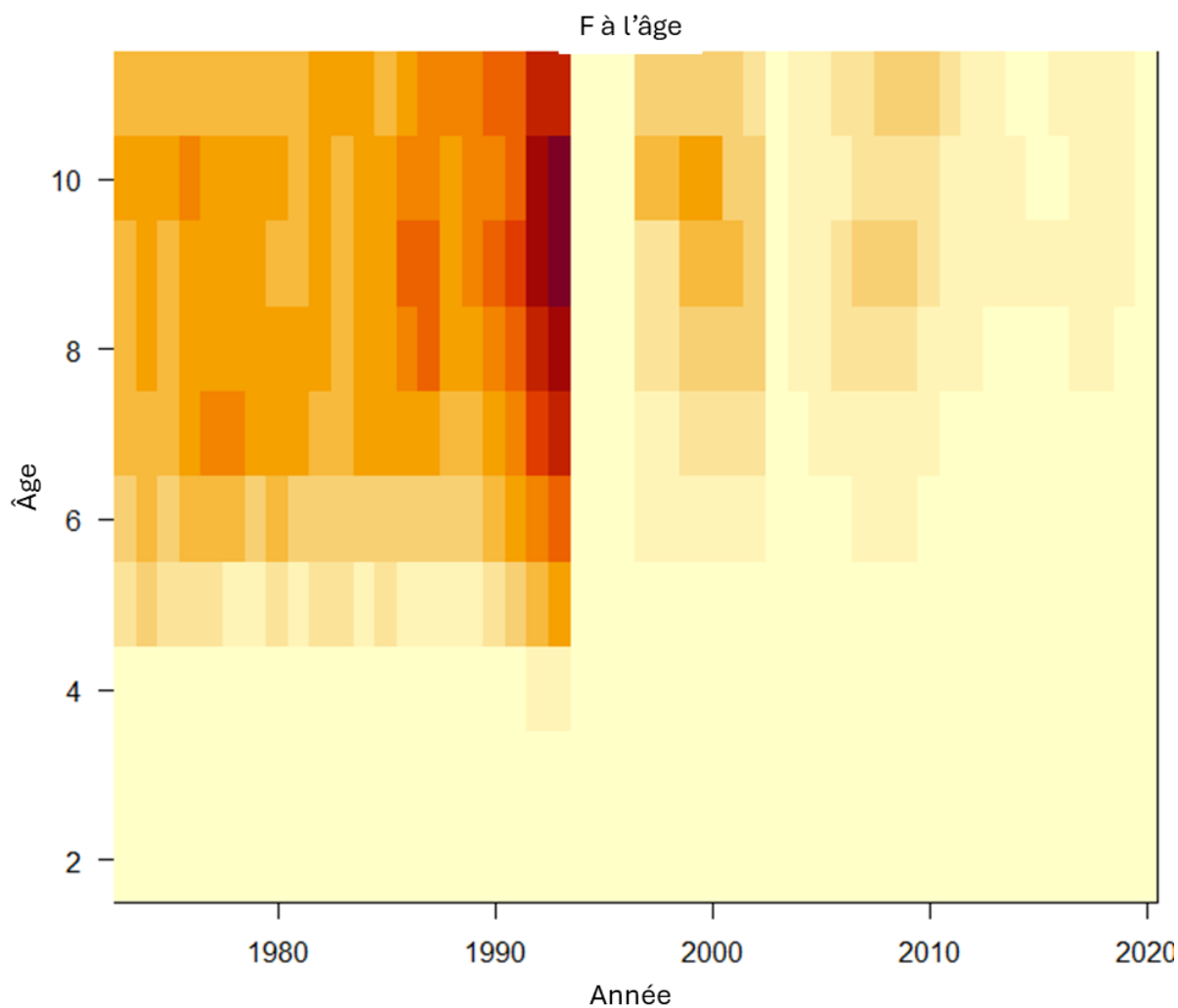


Figure 9. Illustration des estimations par le modèle de référence de la mortalité par pêche selon l'âge, où les couleurs plus foncées indiquent des valeurs plus élevées. Voir une autre représentation de ces estimations à la figure 12.

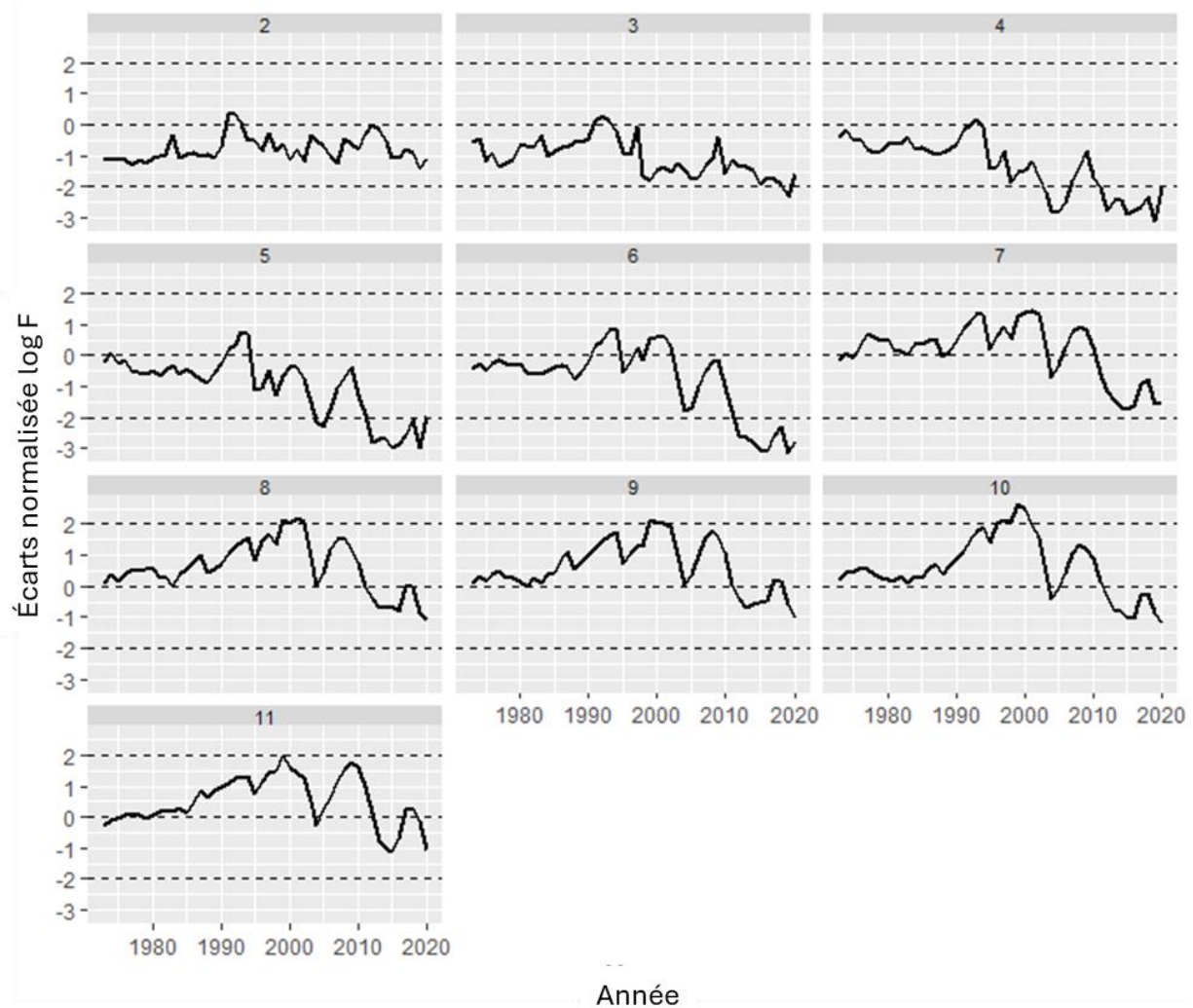


Figure 10. Estimations par le modèle de référence des écarts normalisés de $\log F$ (Δ_F normalisé), selon l'âge (panneaux).

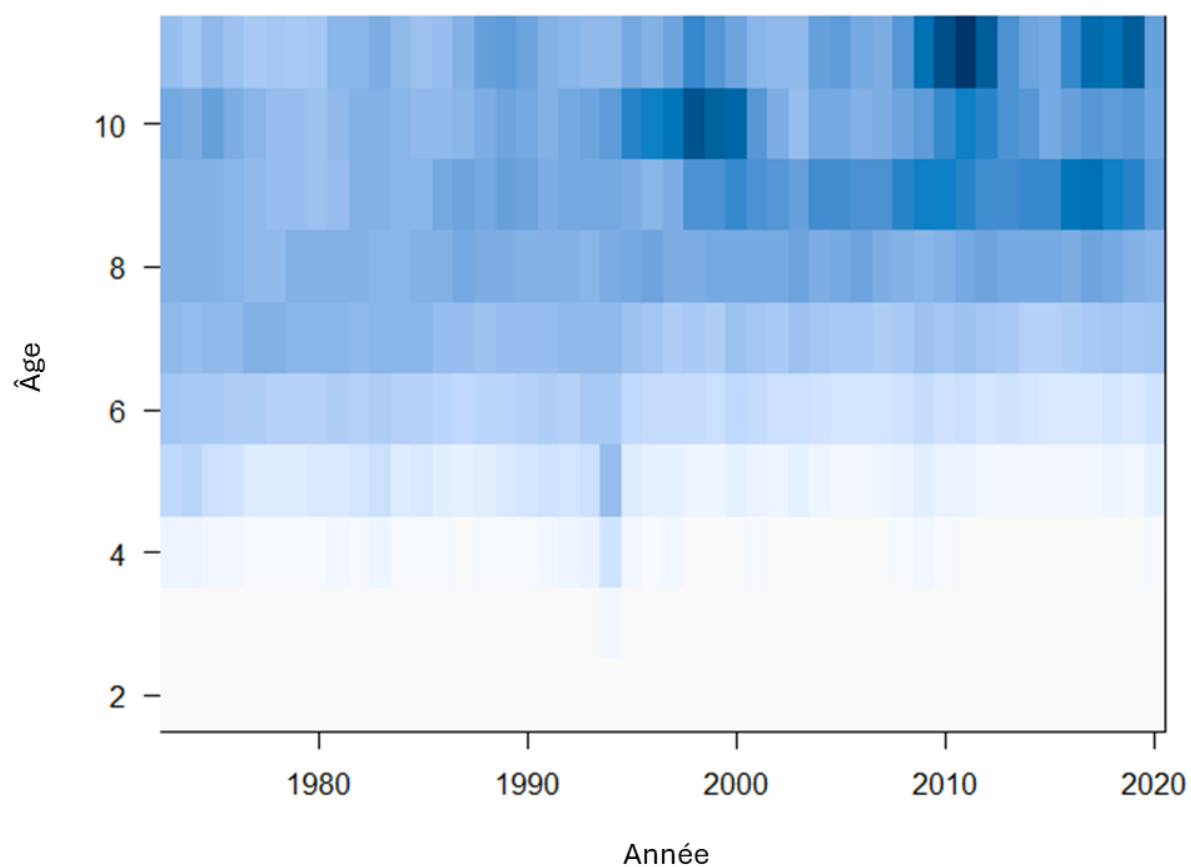


Figure 11. Sélectivité relative de la pêche pour le modèle de référence, calculée pour chaque année sous la forme de F selon l'âge divisée par F moyenne pour les âges 6 à 9. Les couleurs plus foncées indiquent des valeurs plus élevées.

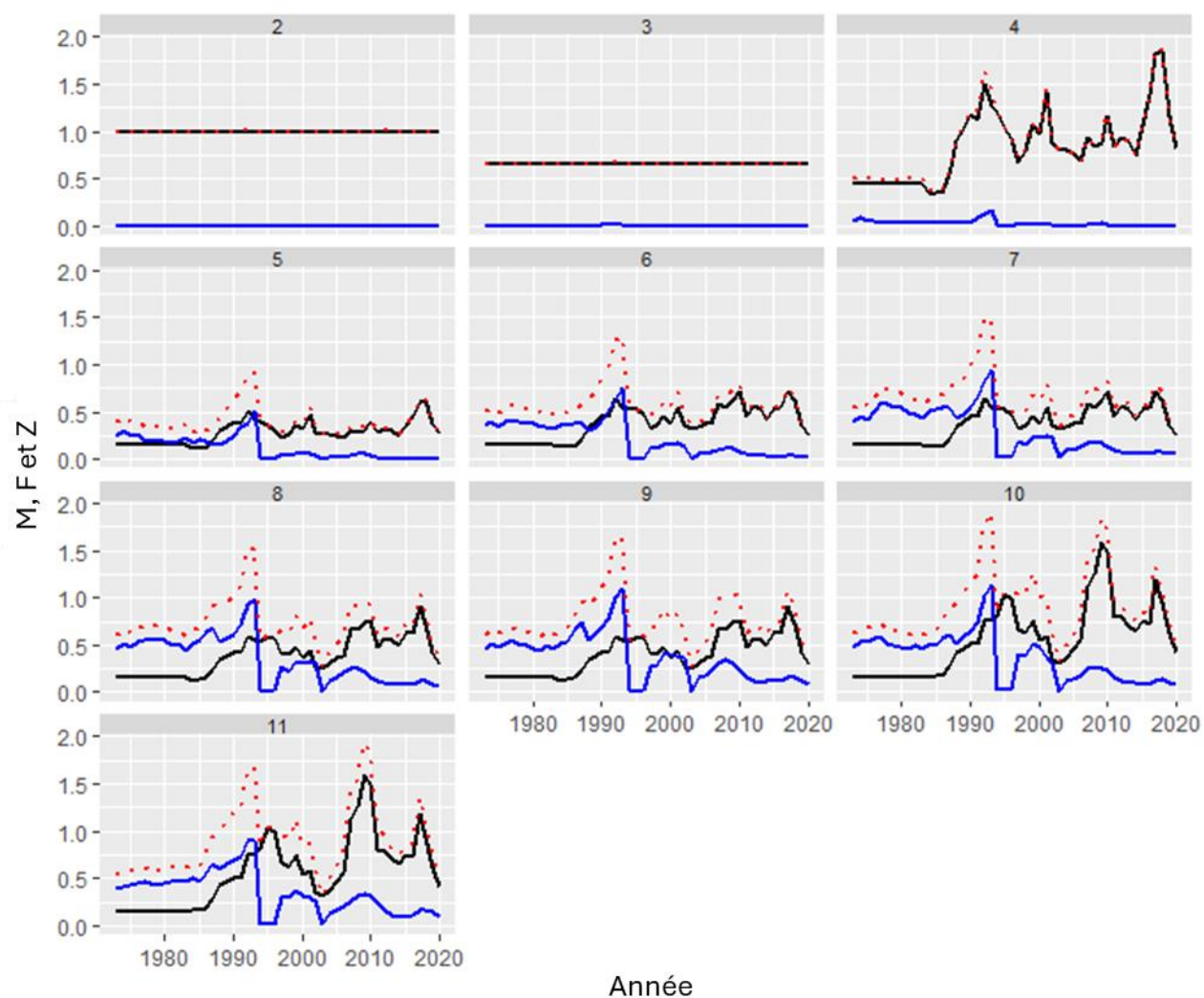


Figure 12. Estimations par le modèle de référence de la mortalité naturelle selon l'âge (M , lignes noires), de la mortalité par pêche (F , lignes bleues) et de la mortalité totale ($Z = M + F$; lignes rouges pointillées).

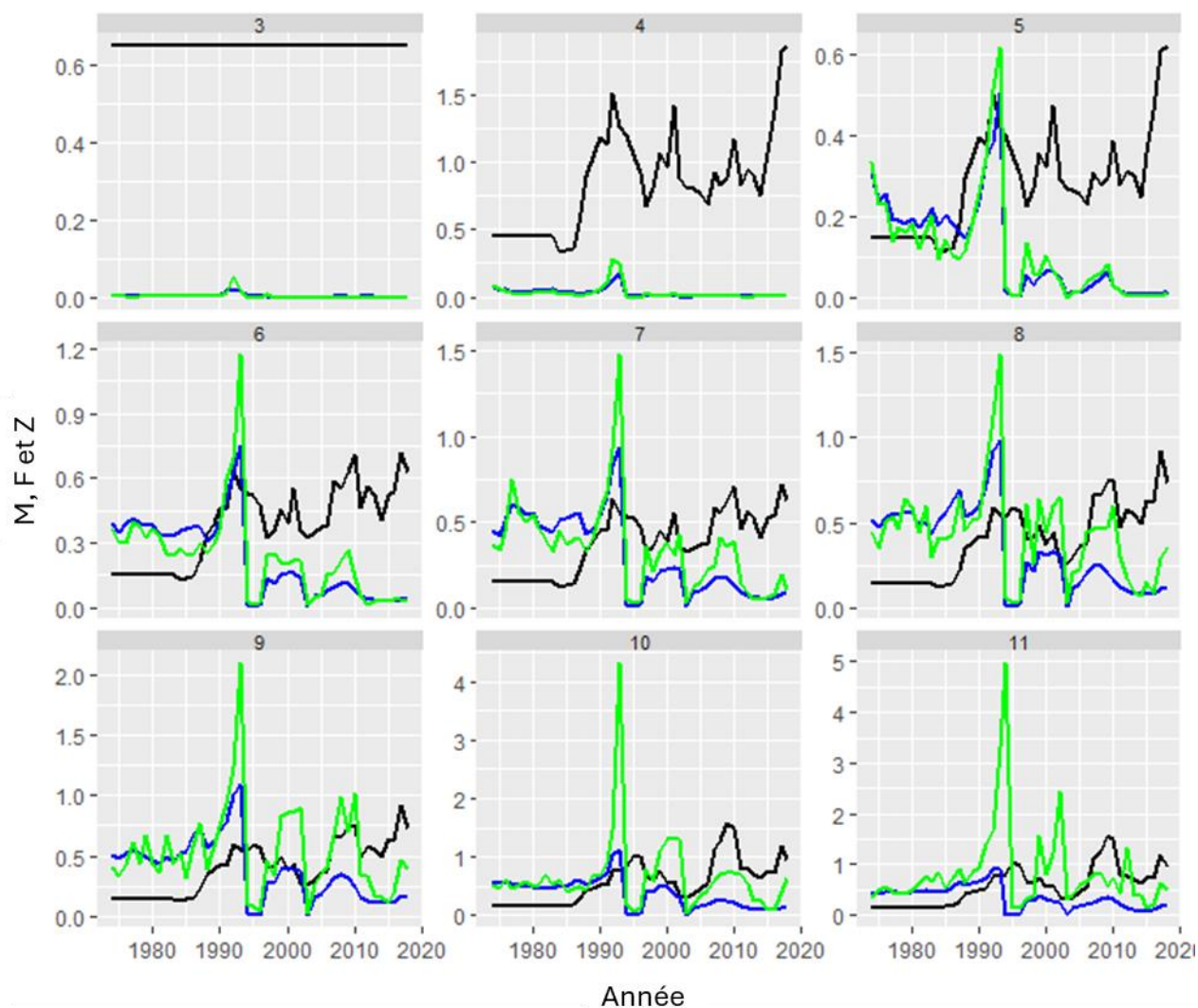


Figure 13. Estimations par le modèle de référence de la mortalité par pêche selon l'âge (F, lignes bleues) et de la mortalité naturelle (M, lignes noires), comparativement aux valeurs de la mortalité par pêche tirées de l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population (F, lignes vertes). Il convient de noter que la valeur de F pour l'analyse séquentielle de population aux âges 11+ a été calculée comme une moyenne de F pondérée par l'abondance pour les différents âges, étant donné que l'analyse séquentielle de population employait un groupe d'âge 13+.

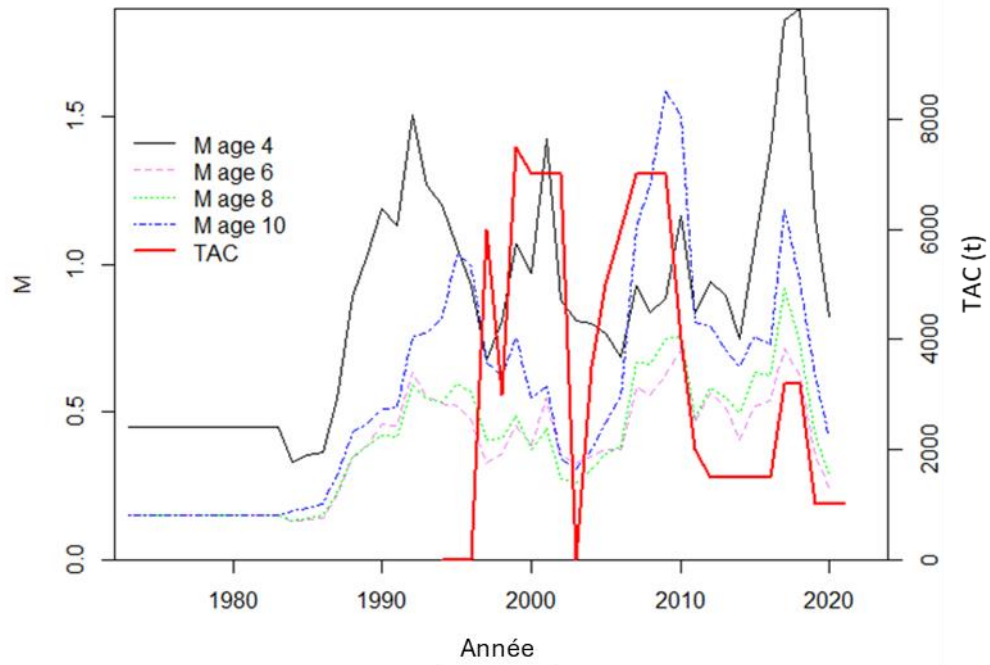


Figure 14. Estimations par le modèle de référence de la mortalité naturelle (M) pour certains âges, et total autorisé des captures en tonnes (TAC, ligne rouge, axe secondaire des ordonnées).

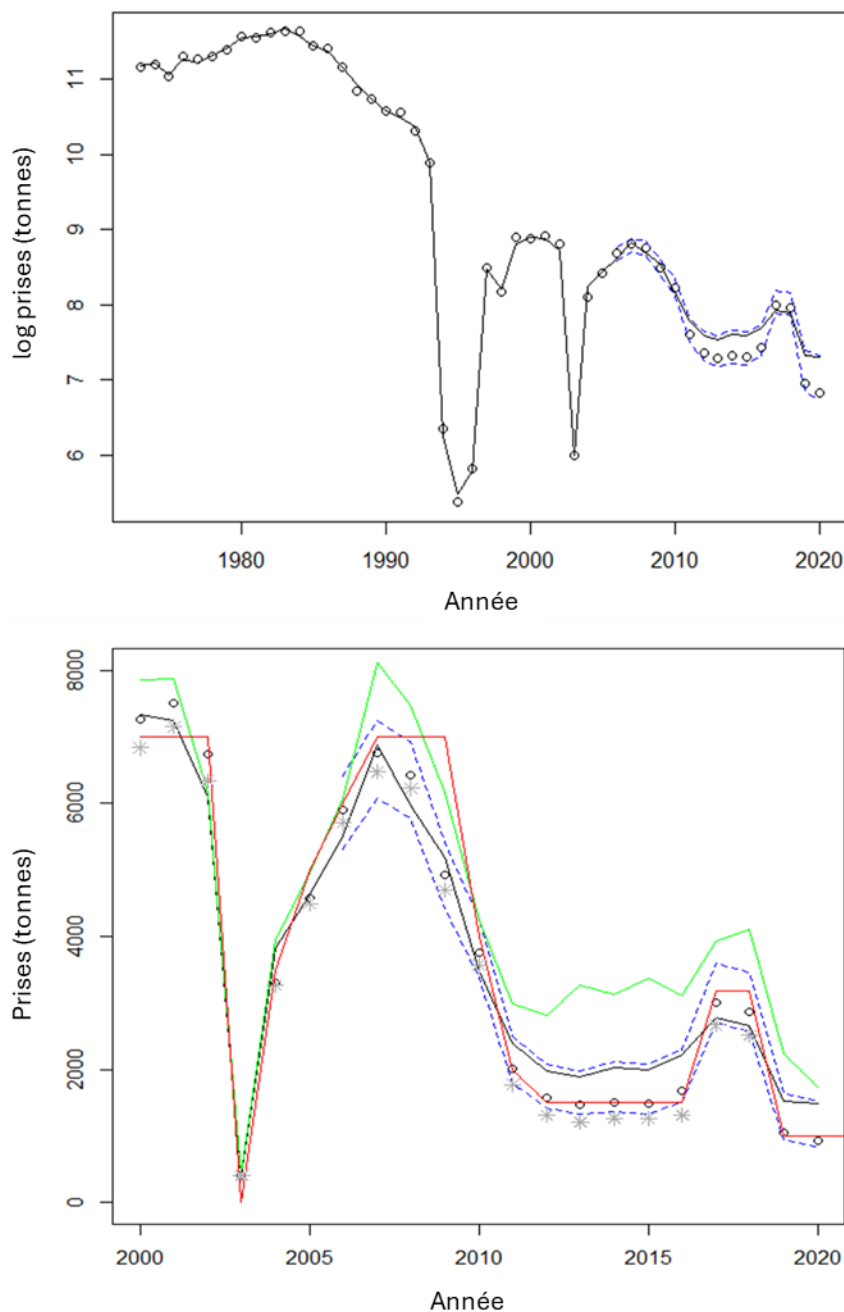


Figure 15. Panneau supérieur : Prises prévues par le modèle de référence (ligne noire), comparativement aux prises d'entrée (points) et aux limites de prises (lignes bleues tiretées) de 1973 à 2020 (noter l'échelle logarithmique). Panneau inférieur : Prises entrées et prévues et limites de prises entre 2000 et 2020 (lignes et symboles comme précédemment), avec l'ajout des débarquements (astérisque gris), du total autorisé des captures (TAC; ligne rouge) et de la somme des prises prévues par le modèle et des prises excédentaires non comptabilisées déduites de M (ligne verte).

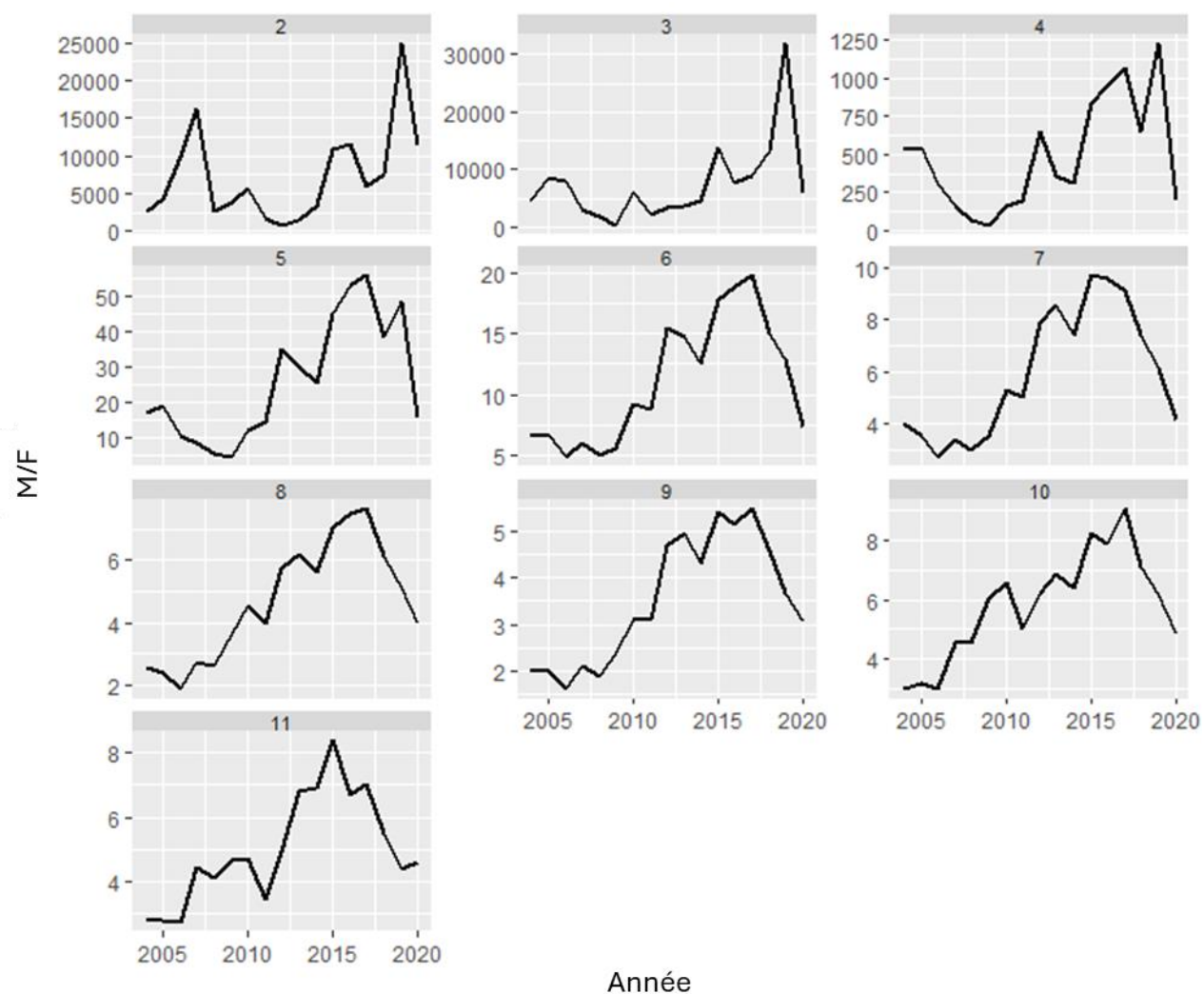


Figure 16. Ratio des estimations de la mortalité naturelle et de la mortalité par pêche selon l'âge (panneaux) depuis 2004.

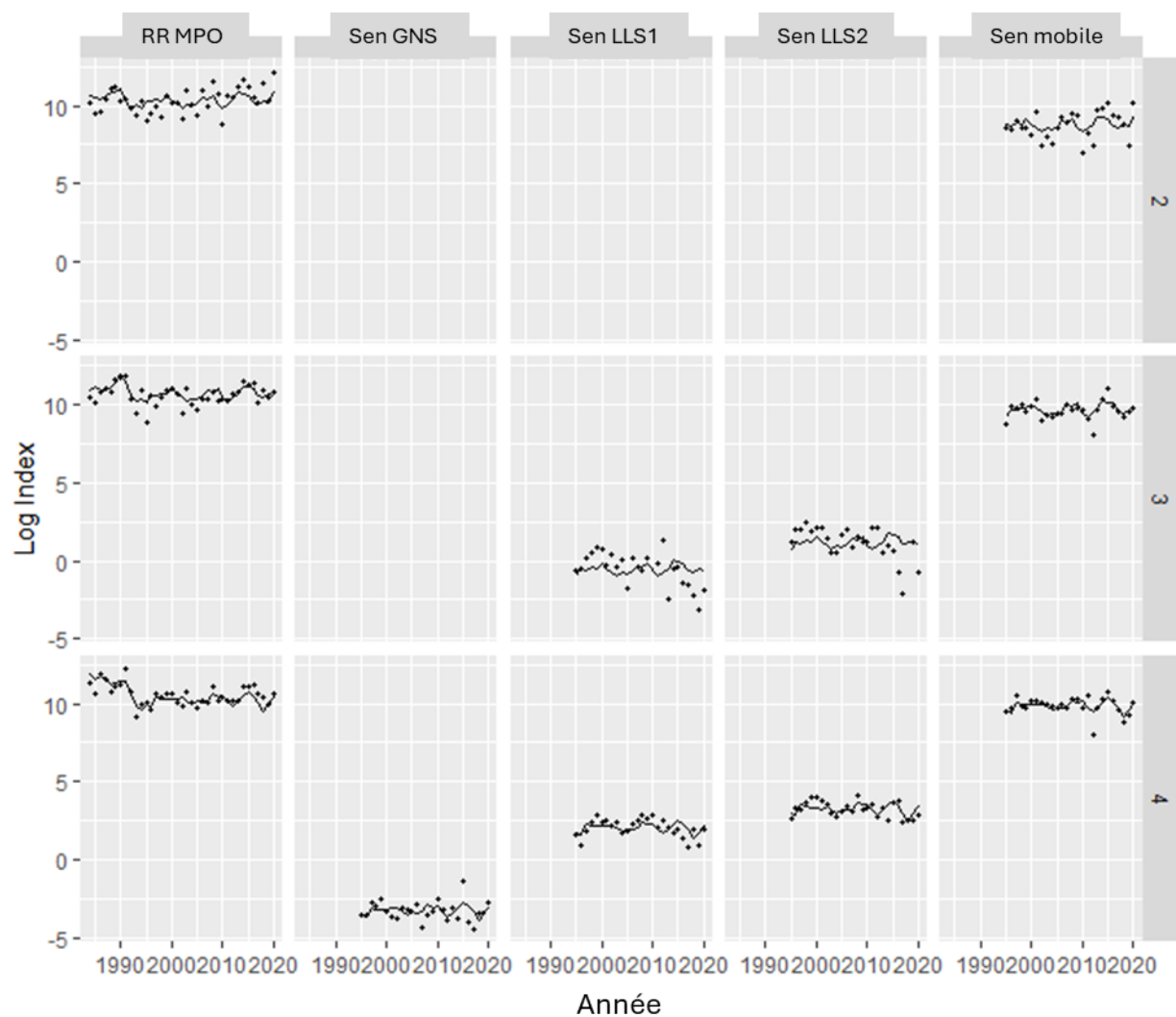


Figure 17. Ajustements du modèle de référence aux indices logarithmiques selon l'âge (rangées) pour chacun des cinq principaux indices des relevés (colonnes). Les points représentent les observations et la ligne, l'ajustement du modèle. Les panneaux sont vides lorsqu'un âge n'a pas été inclus dans le modèle pour un relevé en particulier.

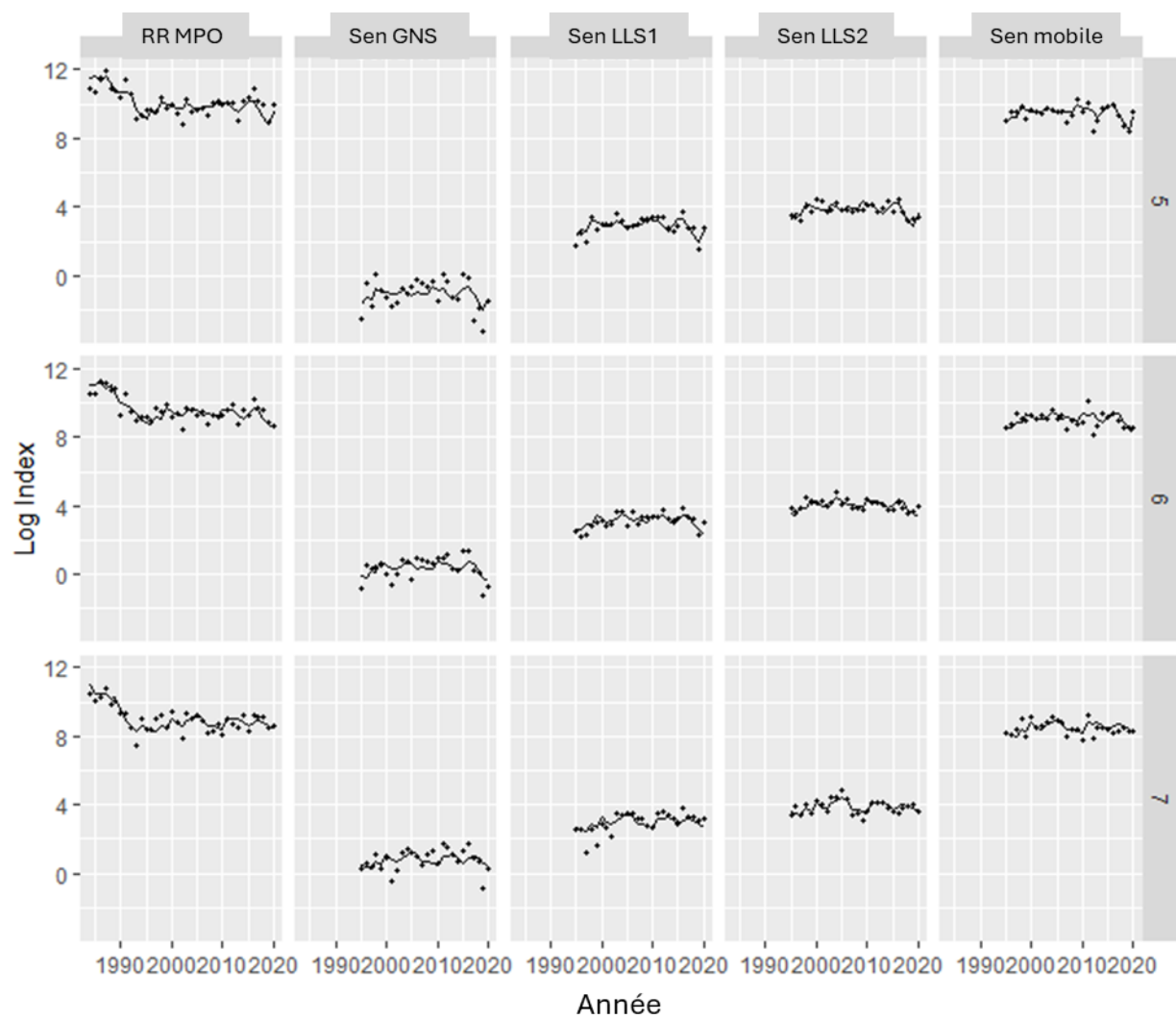


Figure 17. Suite.

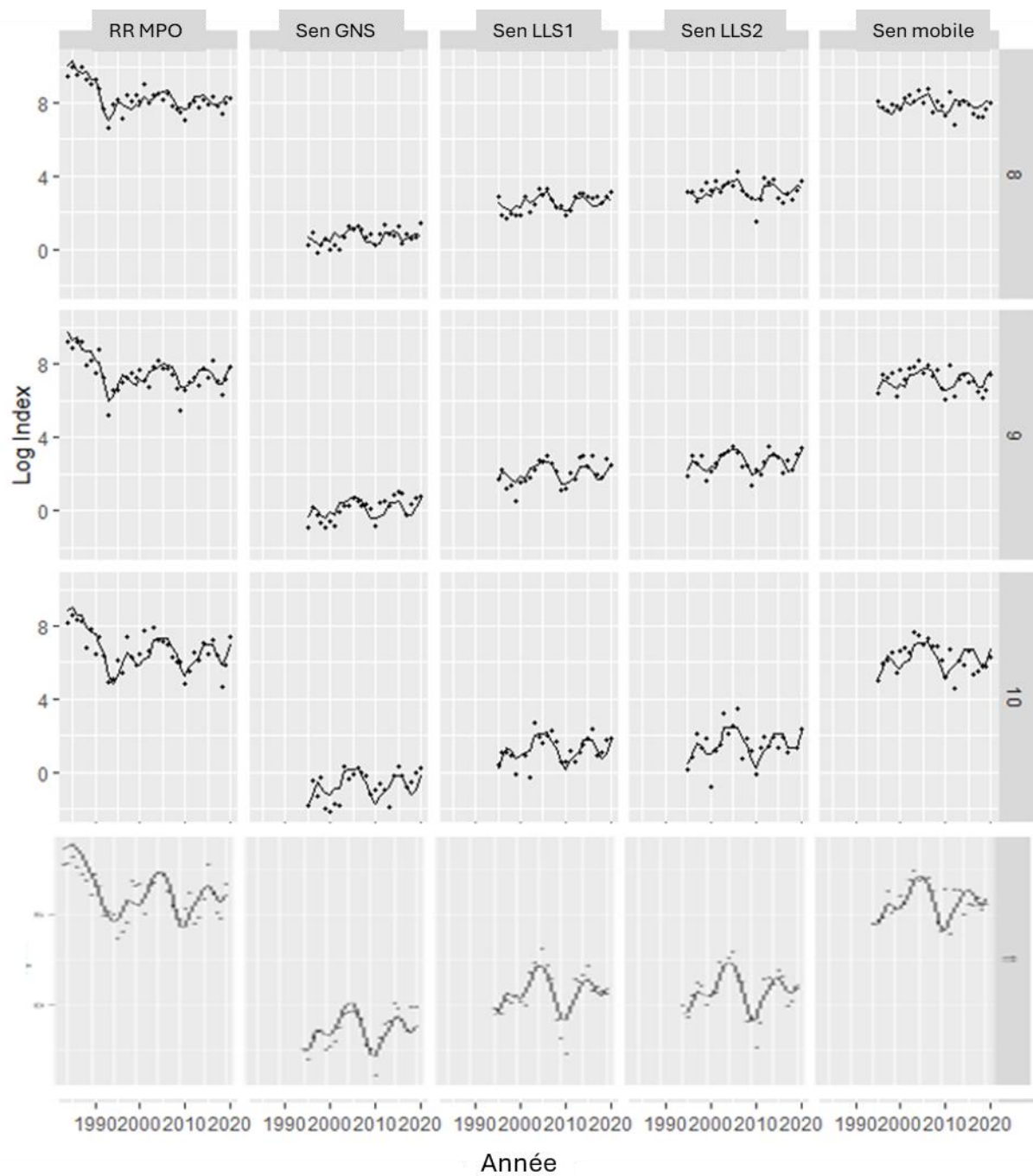


Figure 17. Suite.

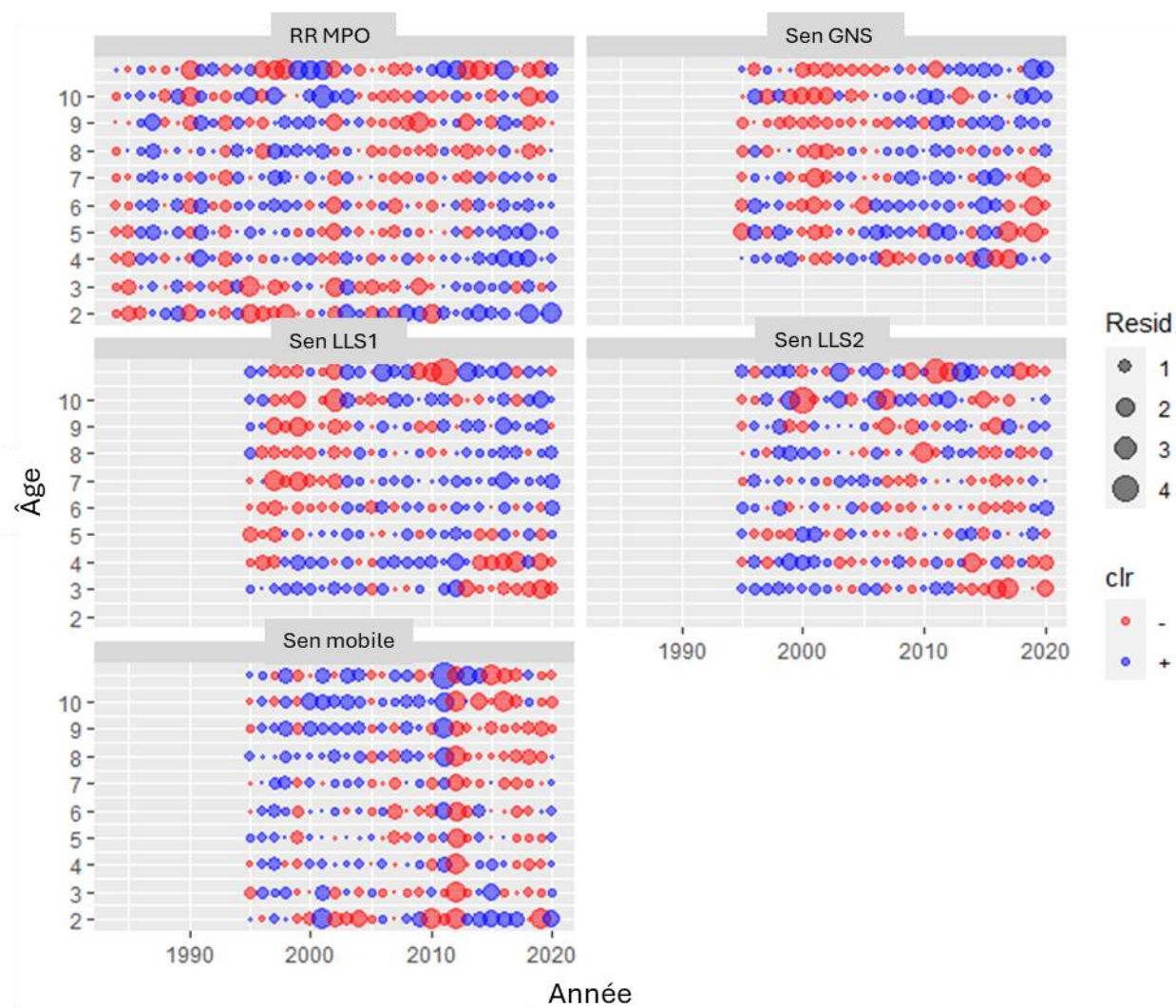


Figure 18. Résidus du modèle de référence pour les indices de l'abondance selon l'âge pour chaque relevé (panneaux). La superficie de chaque bulle est proportionnelle à la valeur absolue. Le rouge est négatif et le bleu est positif.

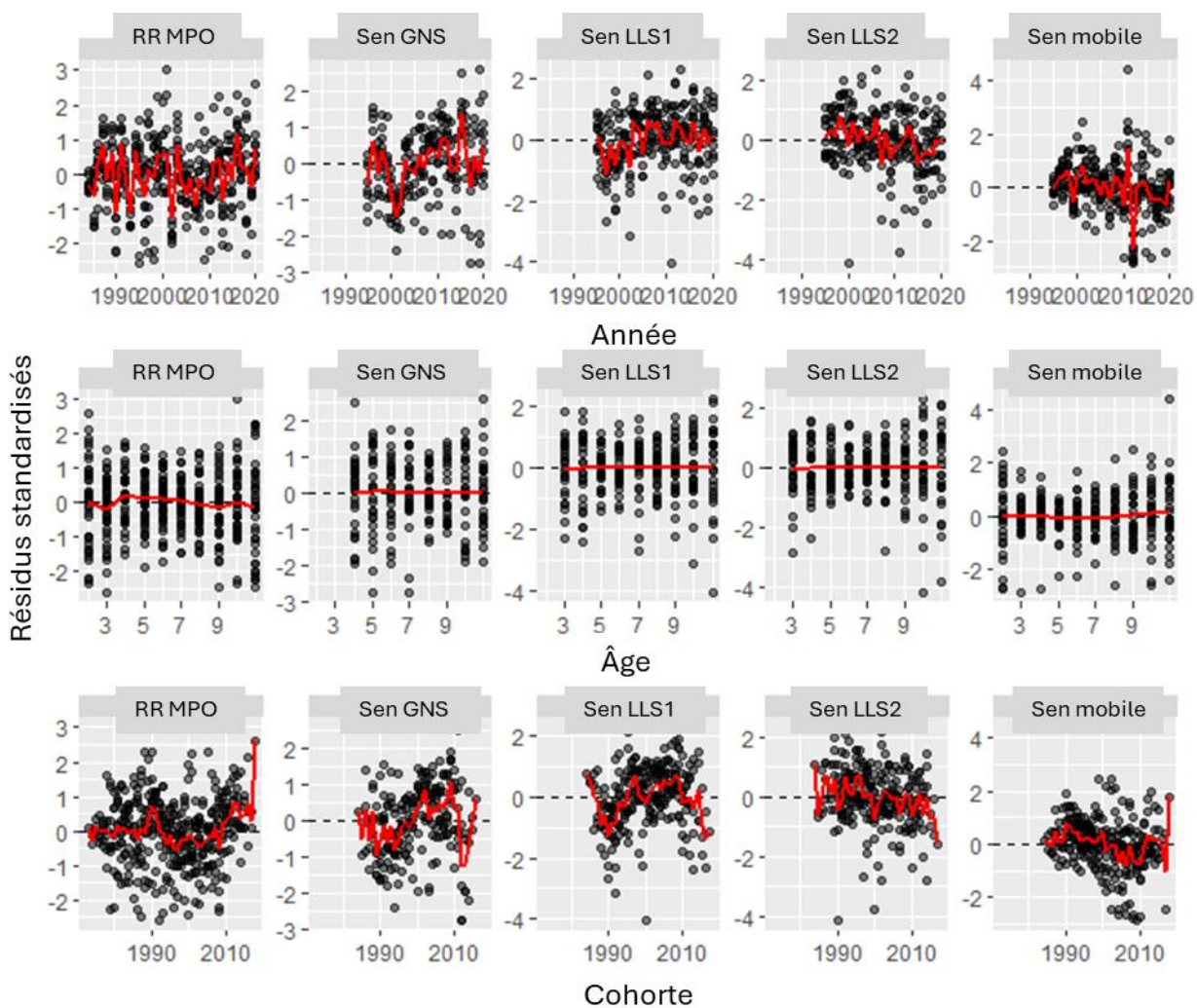


Figure 19. Résidus du modèle de référence pour les indices de l'abondance selon l'âge pour chaque relevé (colonnes) par rapport à l'année (rangée du haut), à l'âge (rangée du milieu) et à la cohorte (rangée du bas). Les lignes rouges relient les moyennes pour l'année/l'âge/la cohorte.

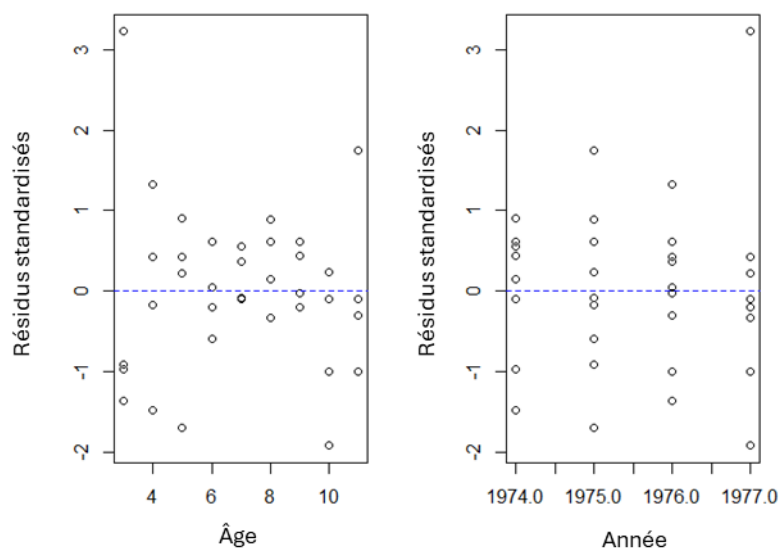


Figure 20. Résidus du modèle de référence pour les indices de l'abondance dans les relevés de Minet en fonction de l'âge (à gauche) et de l'année (à droite).

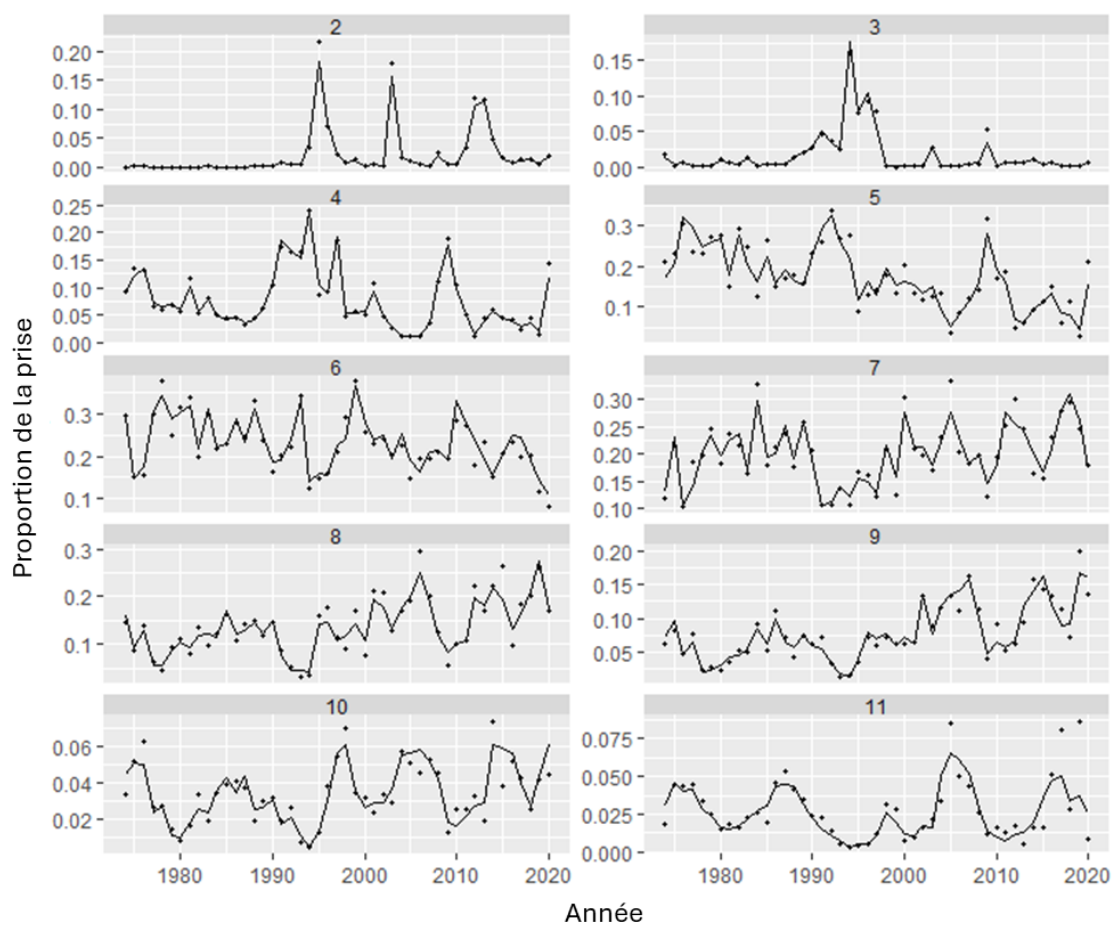


Figure 21. Proportion des prises observées (points) et prévues par le modèle de référence selon l'âge.

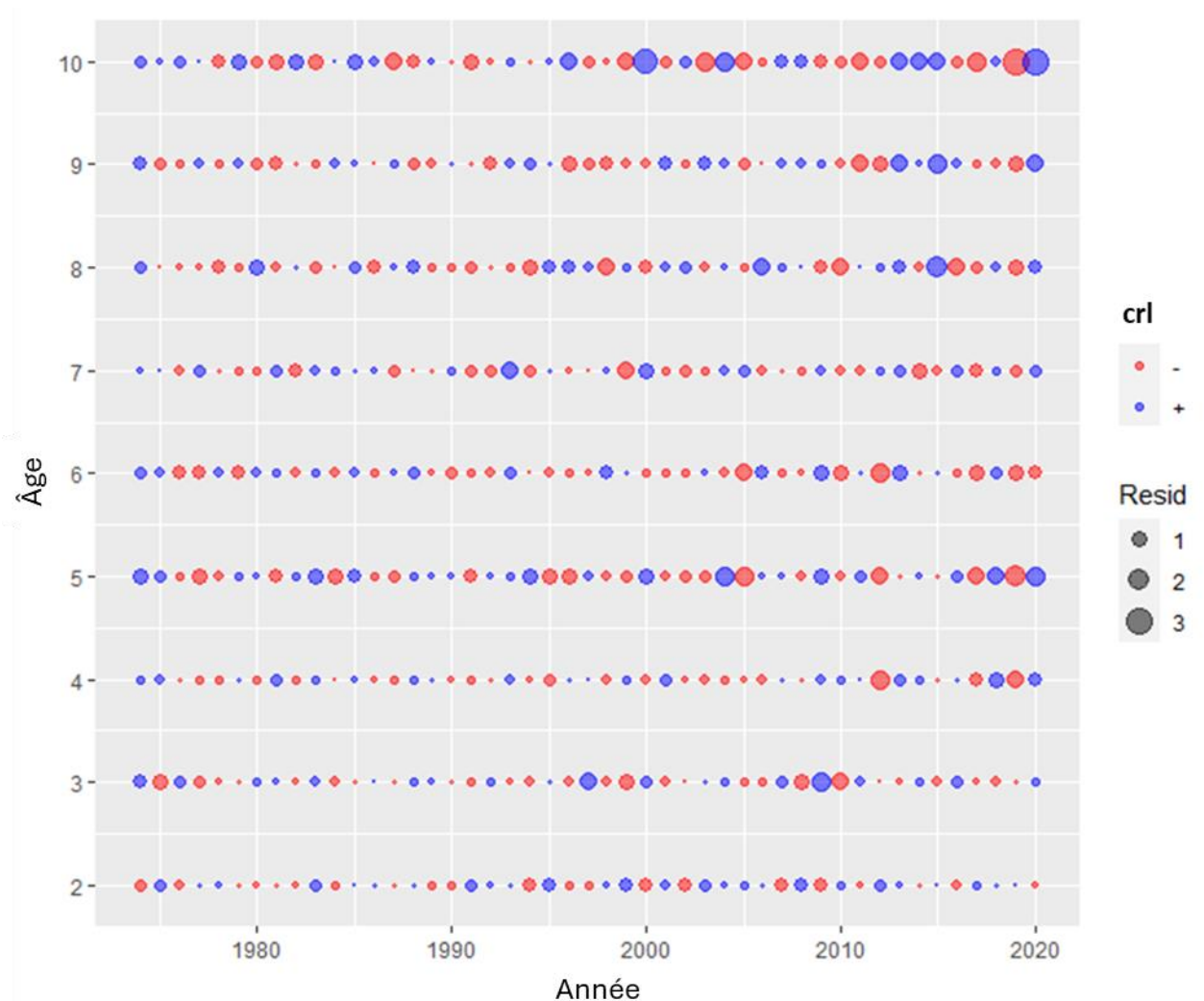


Figure 22. Résidus du logit du rapport de continuité (crl) de la composition des prises selon l'âge dans le modèle de référence. La superficie de chaque bulle est proportionnelle à la valeur absolue. Le rouge est négatif et le bleu est positif.

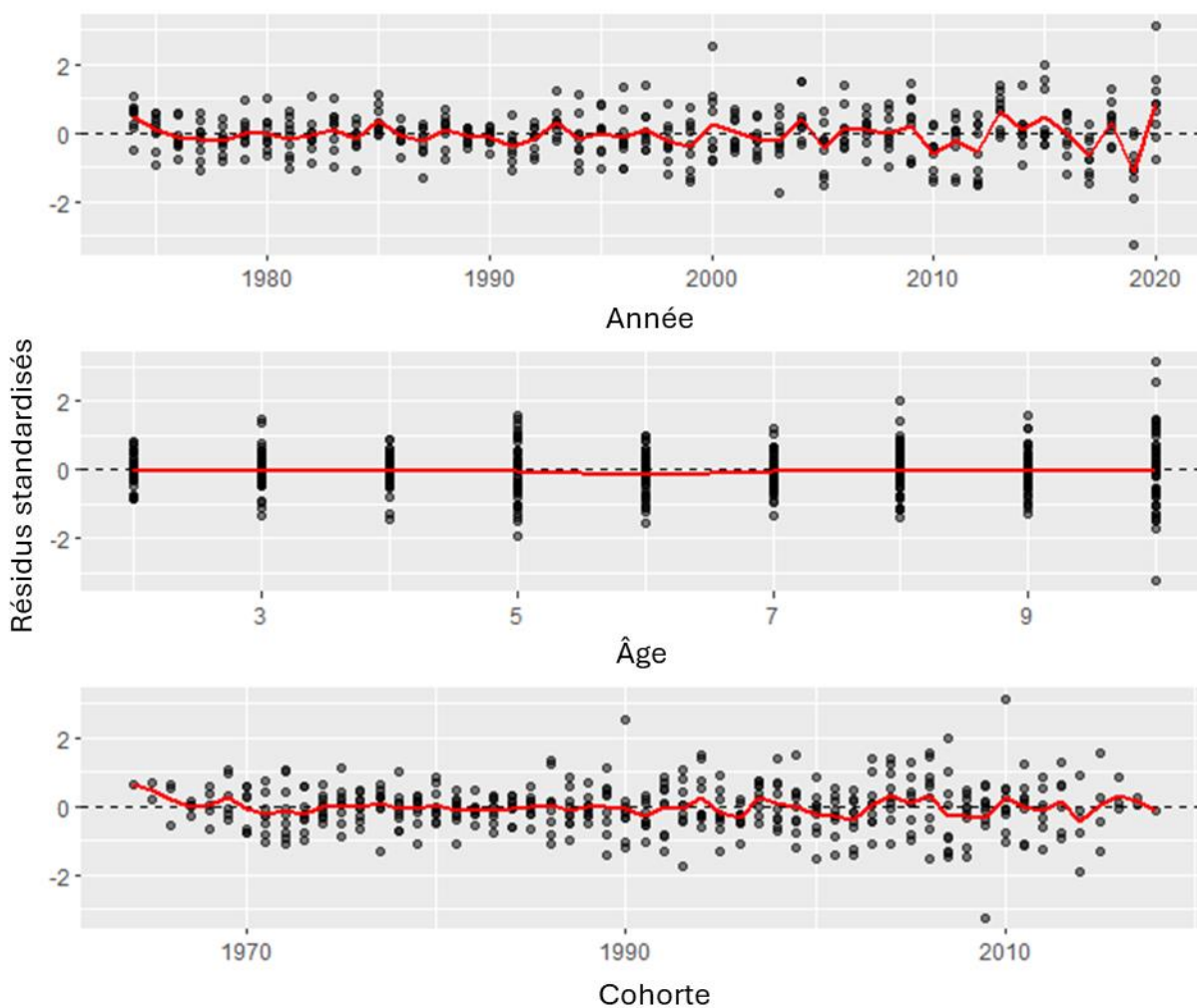


Figure 23. Résidus du logit du rapport de continuité (*crl*) de la composition des prises selon l'âge dans le modèle de référence par rapport à l'année (panneau supérieur), à l'âge (panneau du milieu) et à la cohorte (panneau inférieur). Les lignes rouges relient les moyennes pour l'année/l'âge/la cohorte.

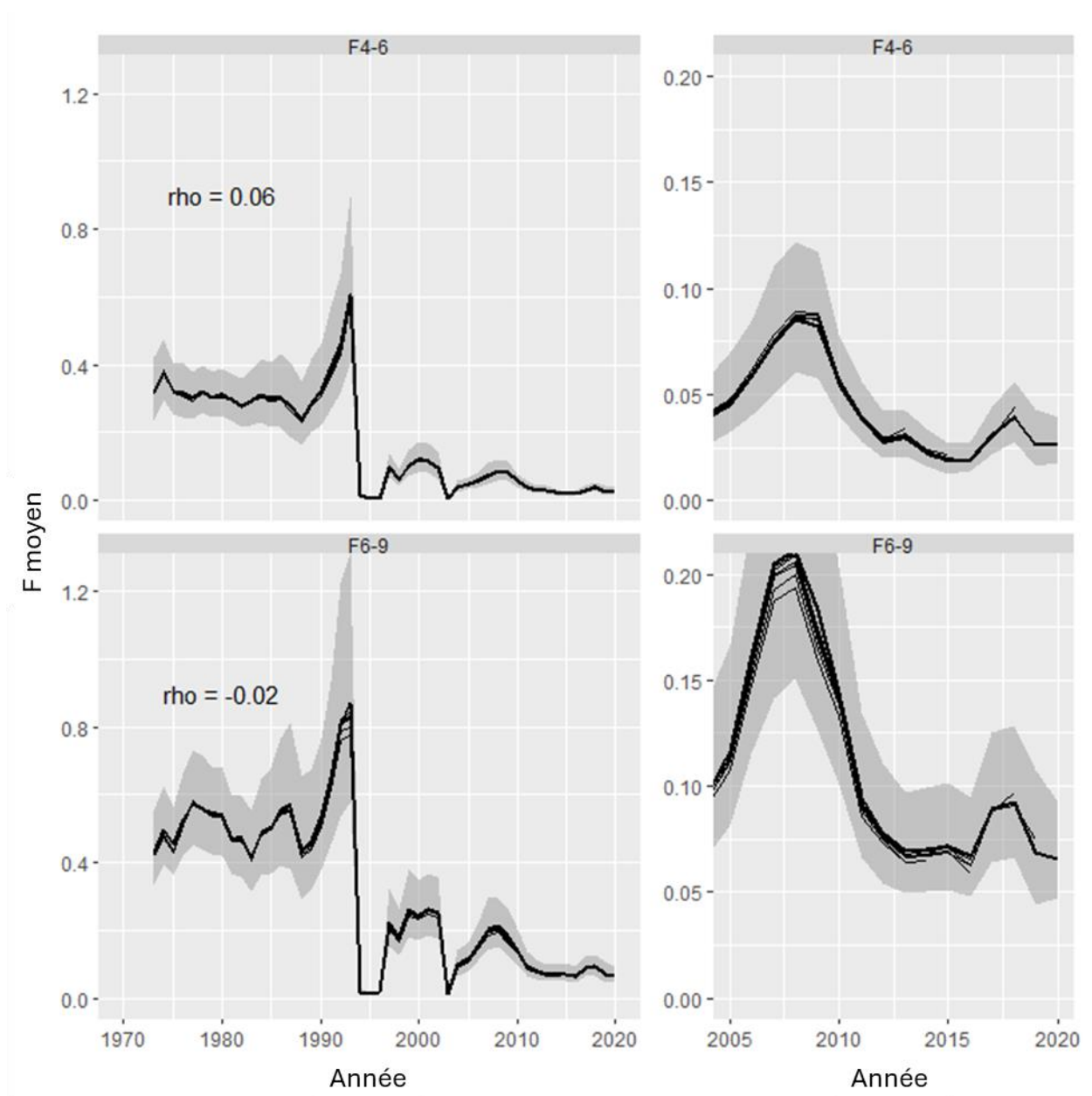


Figure 24. Estimations rétrospectives de la moyenne de F aux âges 4 à 6 (panneaux supérieurs) et 6 à 9 (panneaux inférieurs). Les zones ombrées indiquent les intervalles de confiance à 95 % fondés sur la série chronologique complète de données. La valeur du ρ de Mohn est indiquée dans les panneaux. Les panneaux les plus à droite indiquent les tendances depuis 2005.

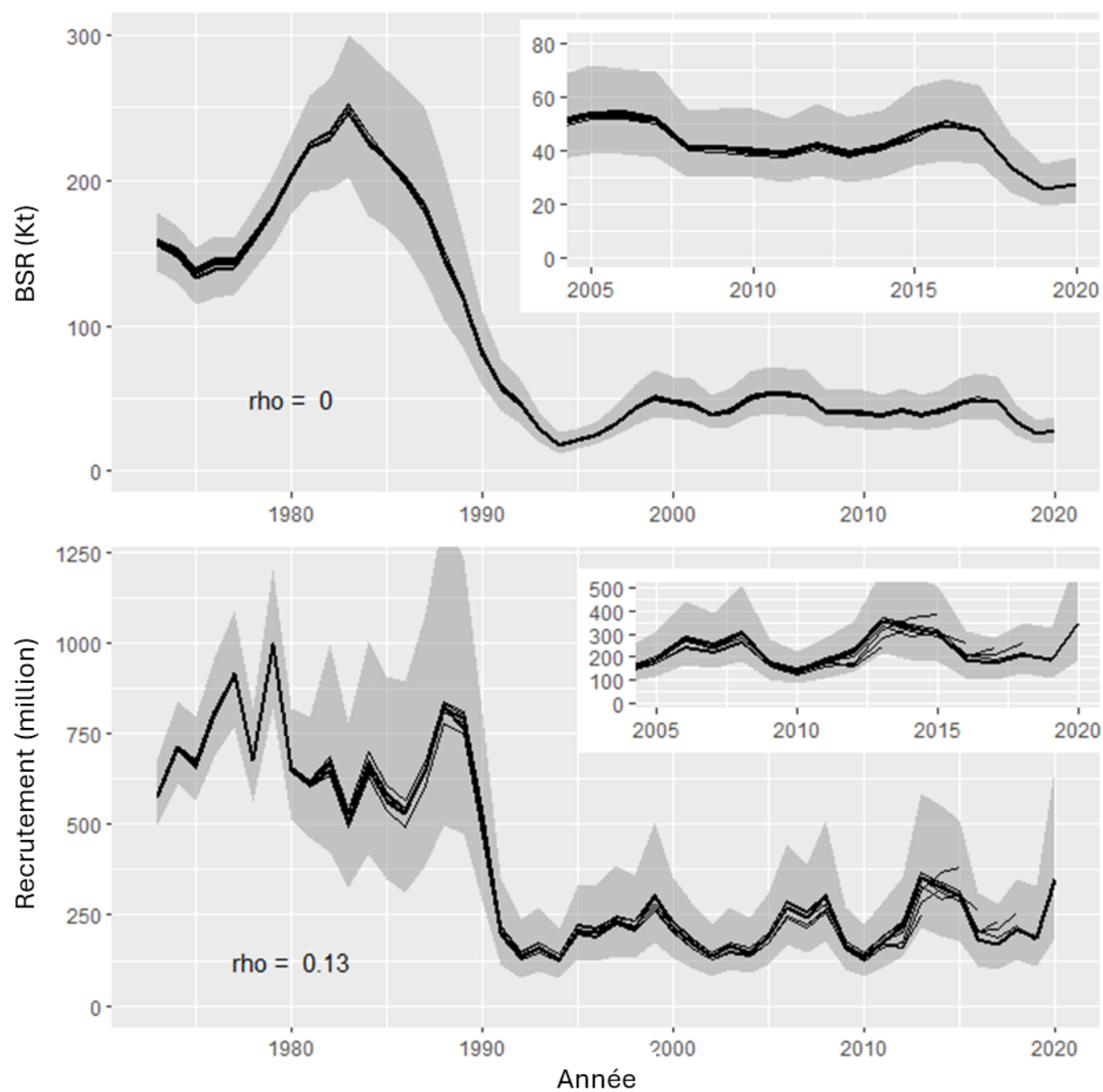


Figure 25. Estimations rétrospectives de la biomasse du stock reproducteur (panneau supérieur) et du recrutement (panneau inférieur) pour le modèle de référence. Les zones ombrées indiquent les intervalles de confiance à 95 % fondés sur la série chronologique complète de données. La valeur du rho de Mohn est indiquée dans les panneaux. Les encadrés indiquent les tendances depuis 2005.

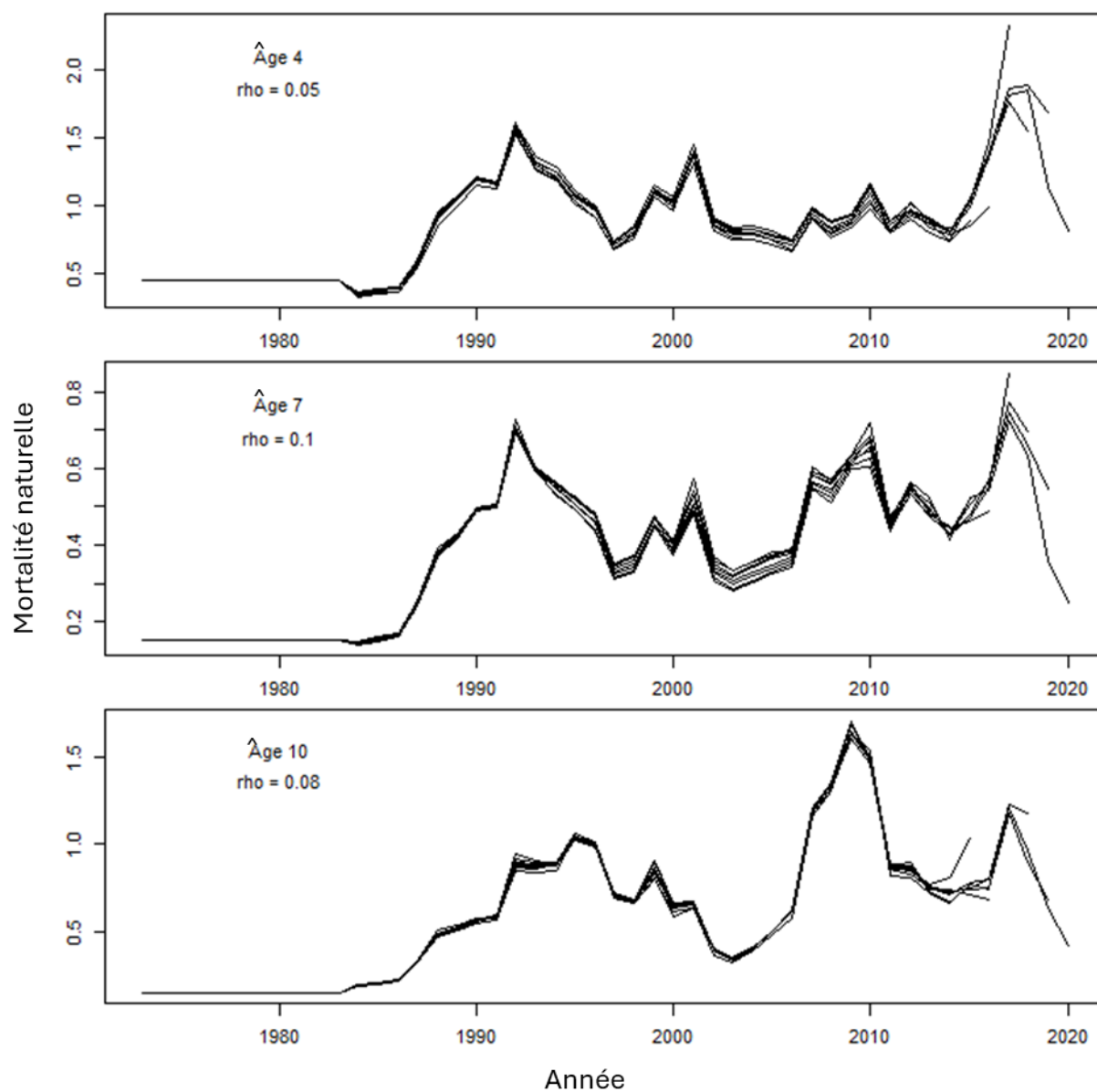


Figure 26. Estimations rétrospectives de la mortalité naturelle pour trois âges dans le modèle de référence. La valeur du rho de Mohn est indiquée dans les panneaux.

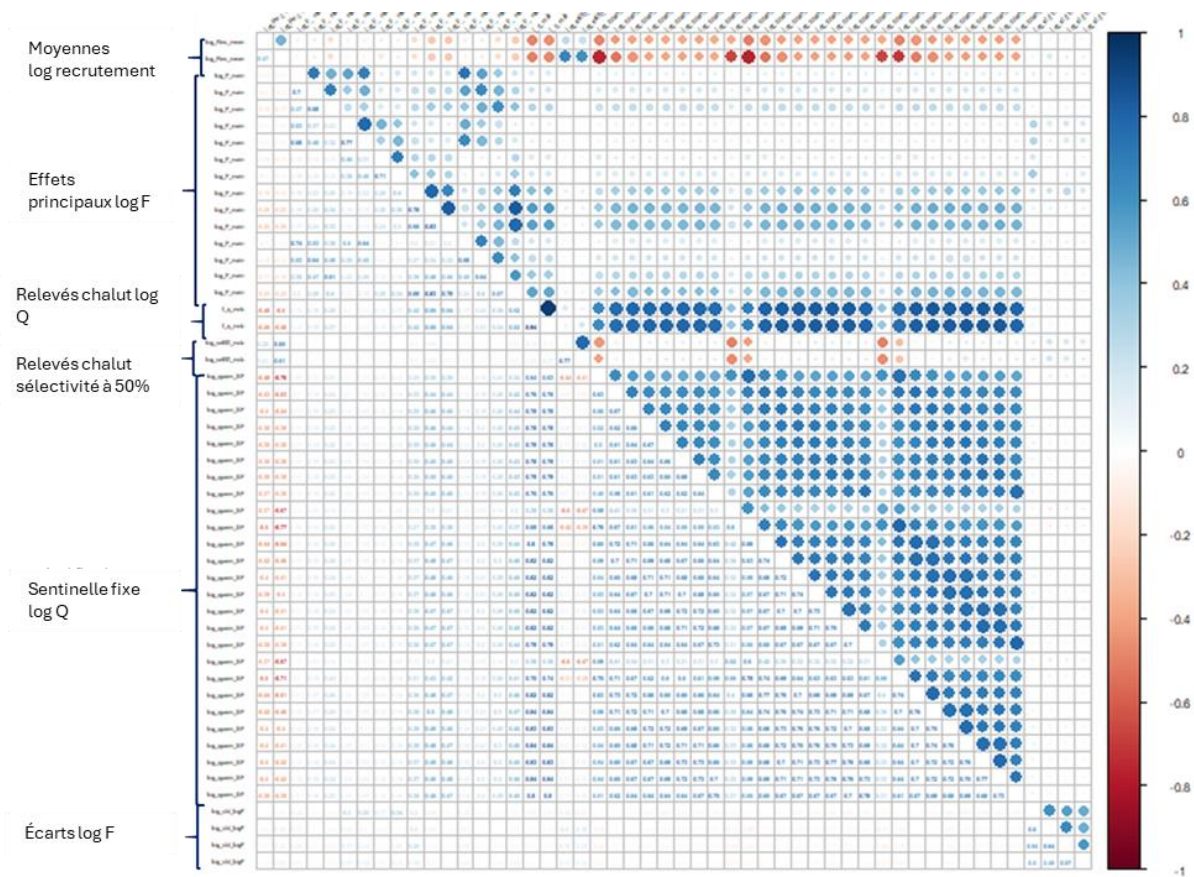


Figure 27. Matrice de corrélation pour les paramètres du modèle présentant des corrélations absolues $>0,15$.

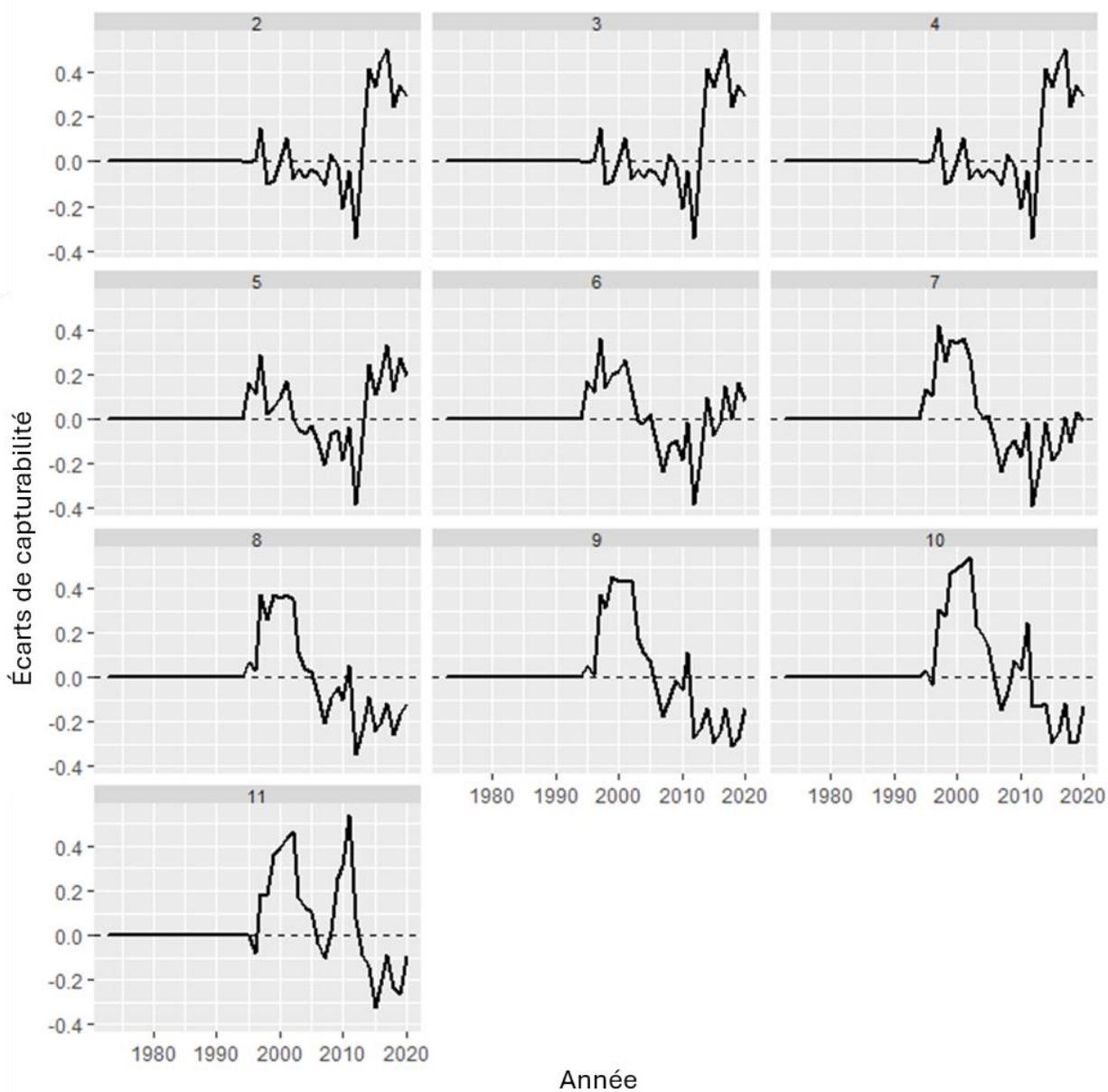


Figure 28. Écarts de capturabilité selon l'âge (panneaux); proportion de morue disponible dans la zone extracôtière et non disponible dans la zone littorale pour les valeurs positives, inversement pour les valeurs négatives.

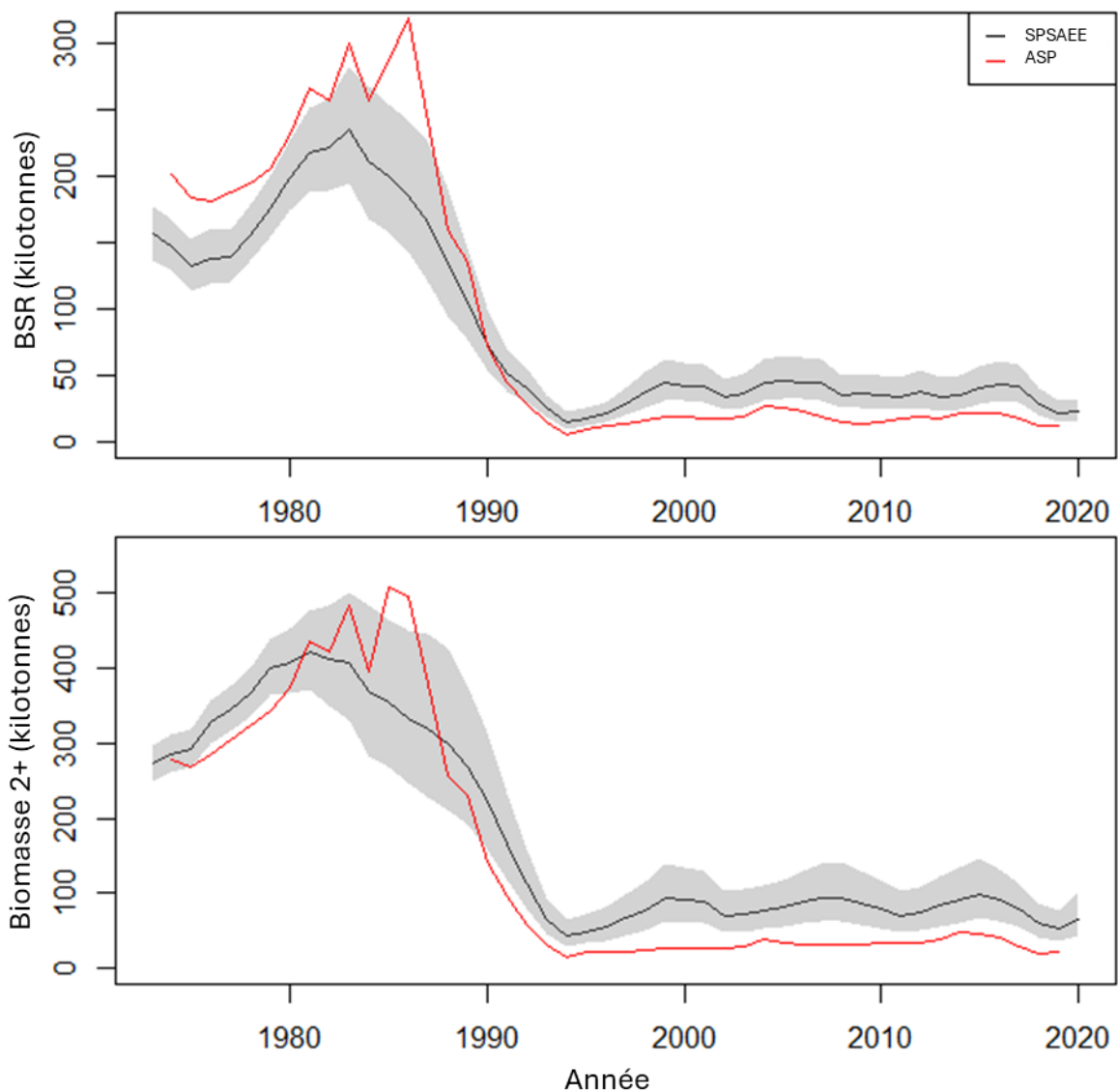


Figure 29. Estimations par le modèle de décalage de la distribution de la biomasse du stock reproducteur (BSR) et de la biomasse d'âge 2+, avec l'intervalle de confiance à 95 % (zone ombrée), comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population.

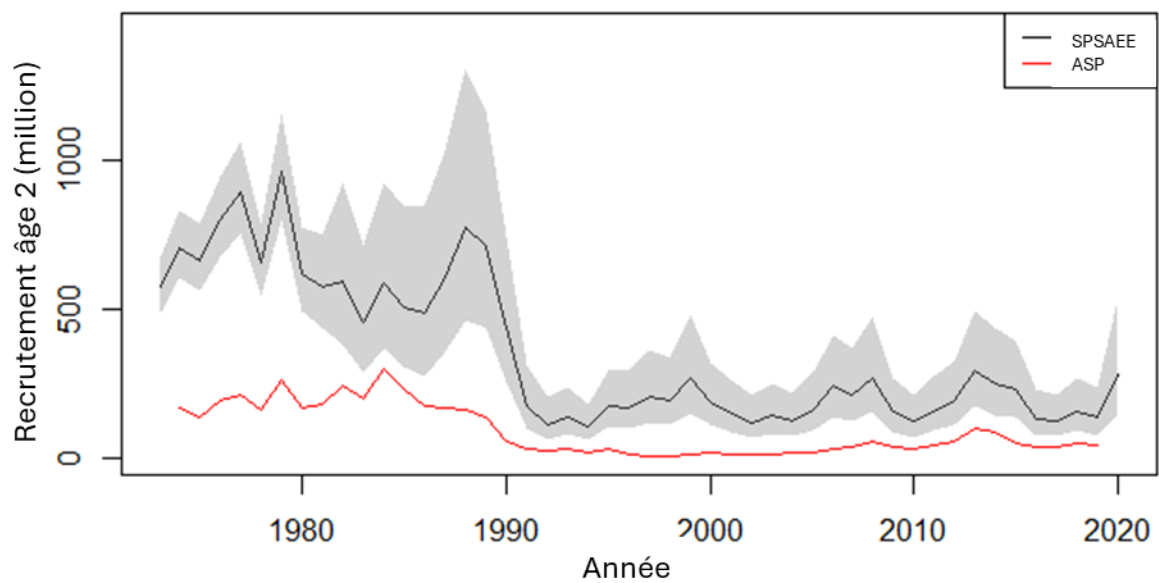


Figure 30. Estimations par le modèle de décalage de la distribution du recrutement (nombres à l'âge 2), avec l'intervalle de confiance à 95 % (zone ombrée), comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population.

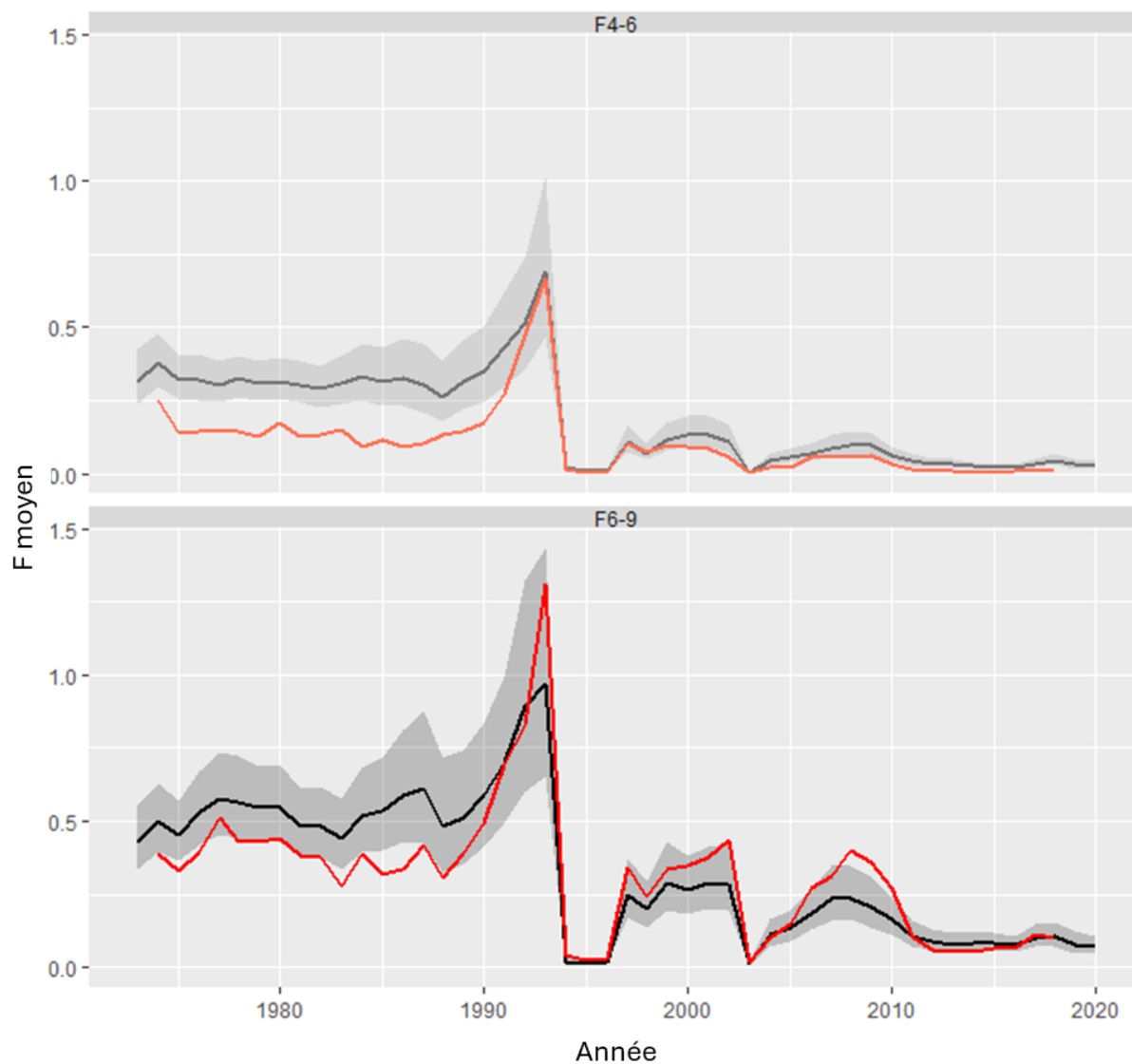


Figure 31. Estimations par le modèle de décalage de la distribution de la mortalité moyenne par pêche (F) aux âges 4 à 6 et 6 à 9 (panneaux), avec l'intervalle de confiance à 95 % (ligne foncée et zone ombrée), comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population (ligne rouge).

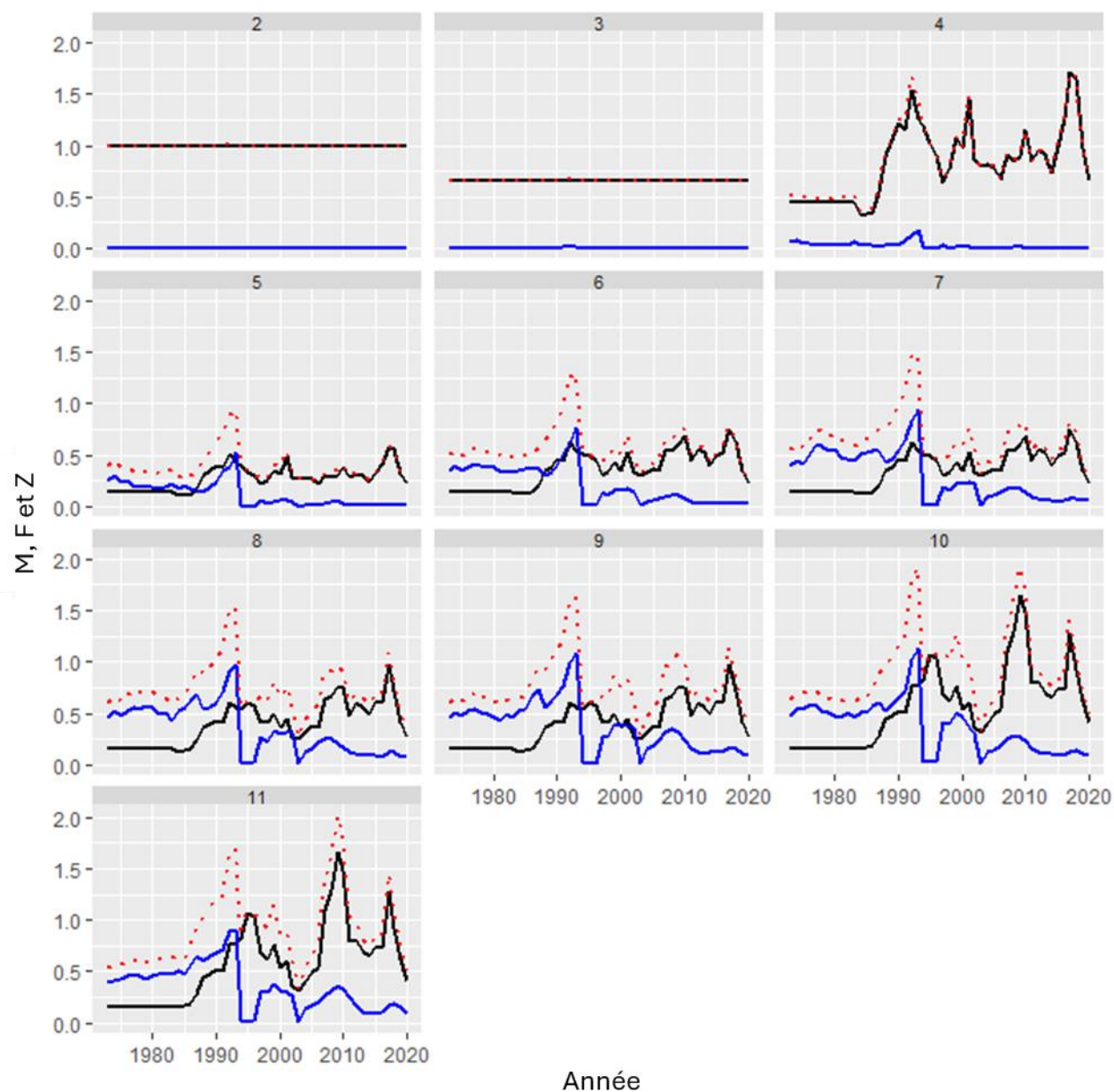


Figure 32. Estimations par le modèle de décalage de la distribution de la mortalité par pêche selon l'âge (F, lignes bleues), de la mortalité naturelle (M, lignes noires) et de la mortalité totale ($Z = M + F$; lignes rouges pointillées).

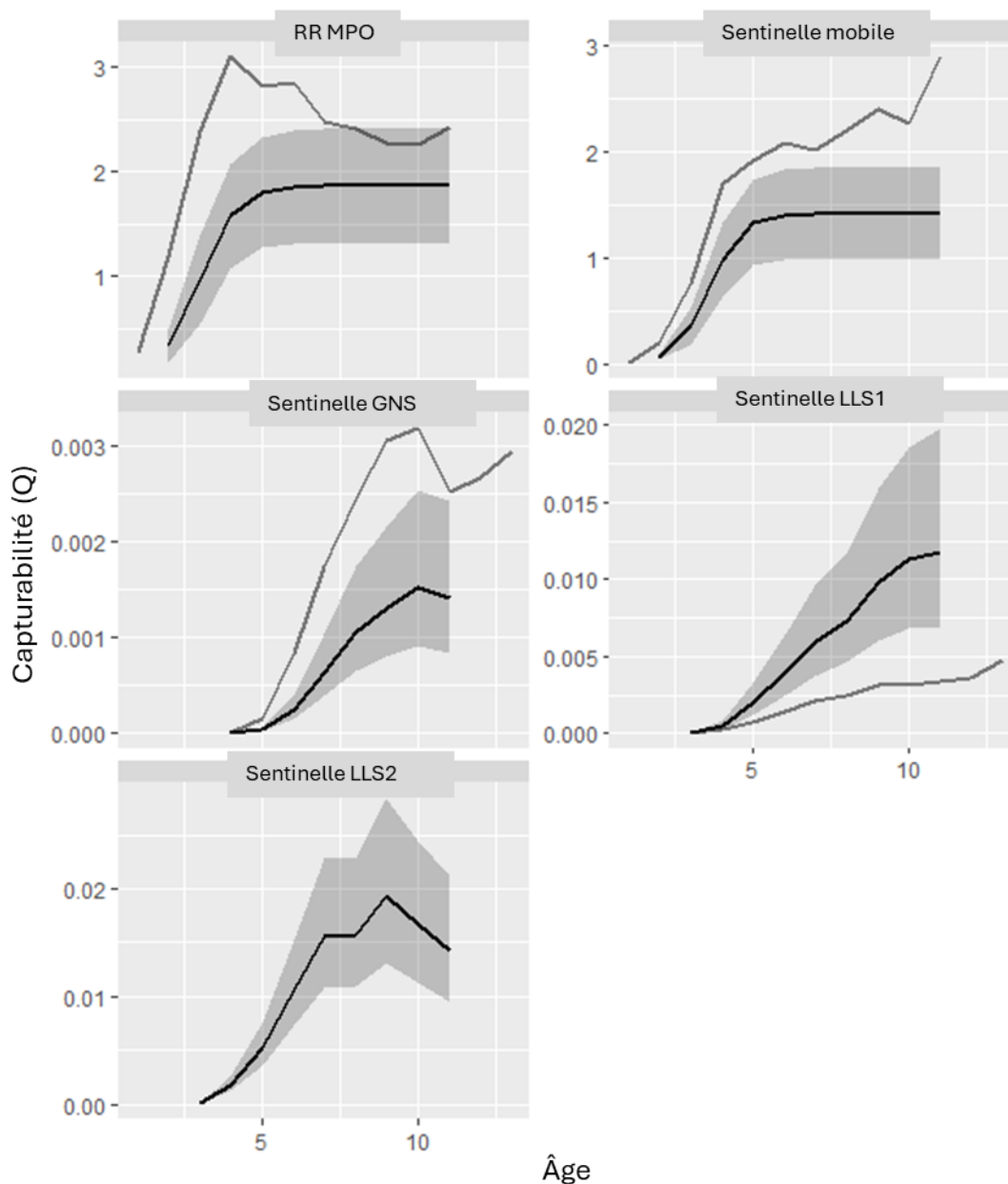


Figure 33. Estimations par le modèle de décalage de la distribution de la capturabilité selon l'âge des cinq relevés principaux, avec les intervalles de confiance à 95 % (ligne noire et zone ombrée), comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population (ligne grise). L'indice de pêche sentinelle à la palangre 1 (LLS1) du modèle actuel est plus semblable à l'indice de pêche sentinelle à la palangre de l'analyse séquentielle de population et les deux sont donc tracés ensemble. Il convient de noter que, pour l'indice de pêche sentinelle au filet maillant (GNS) et l'indice de pêche sentinelle à la palangre 1 (LLS1), les valeurs du modèle d'analyse séquentielle de population ont été divisées par 100 pour le tracé. Soulignons également que l'analyse séquentielle de population utilise un groupe d'âge 13+.

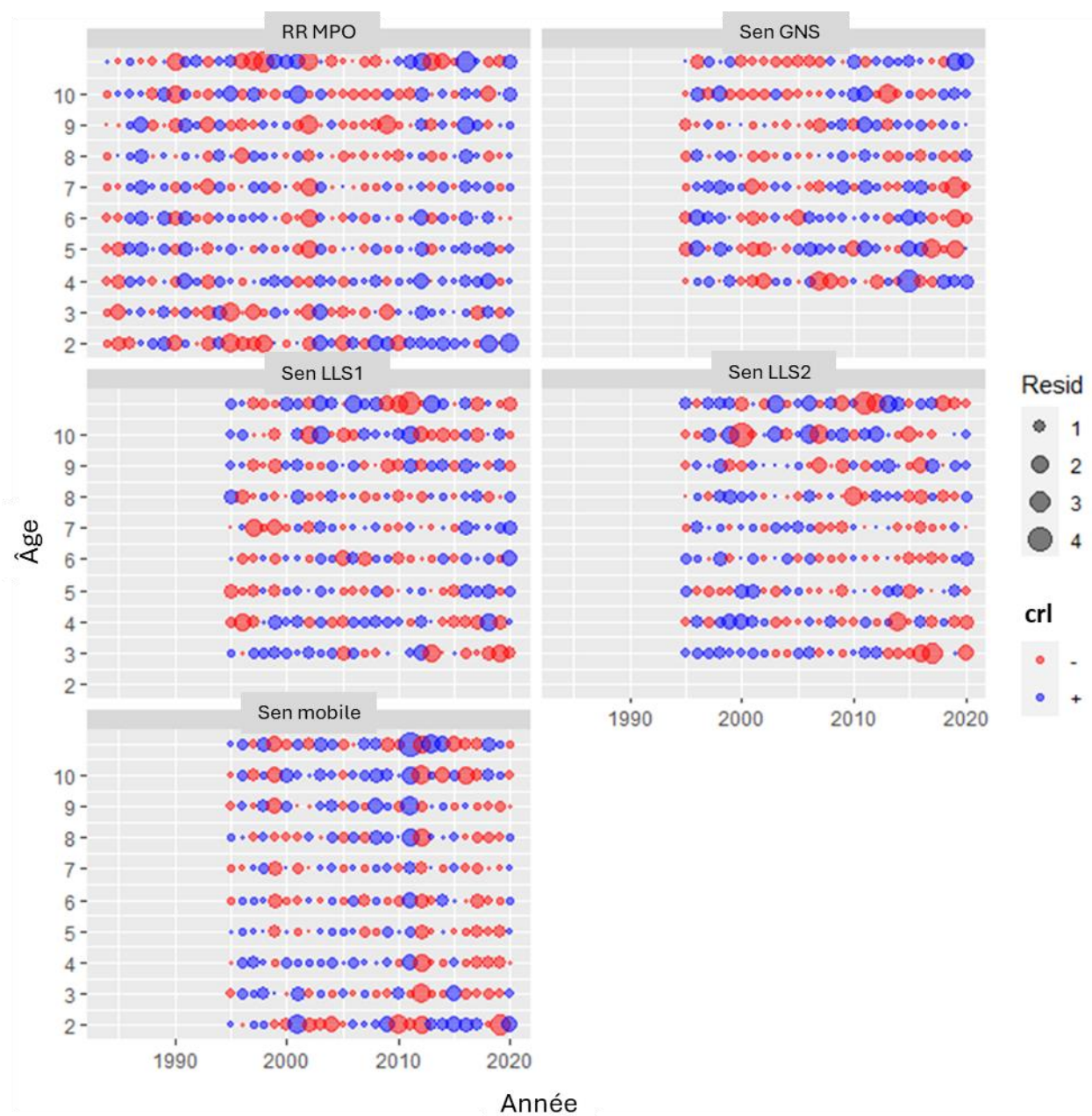


Figure 34. Résidus du modèle de décalage de la distribution pour les indices de l'abondance selon l'âge pour chaque relevé (panneaux). La superficie de chaque bulle est proportionnelle à la valeur absolue. Le rouge est négatif et le bleu est positif.

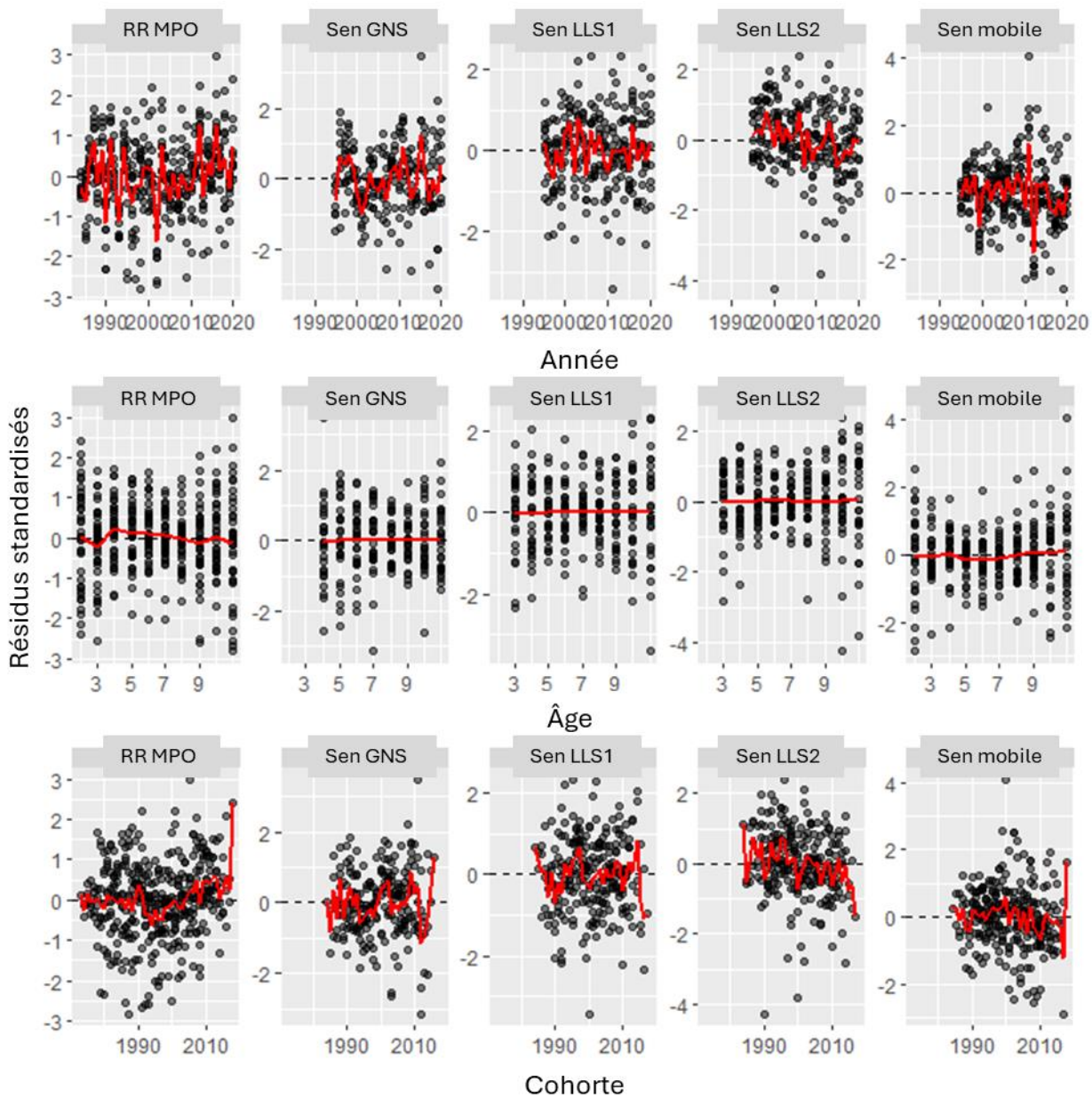


Figure 35. Résidus de l'indice du modèle de décalage de la distribution pour chaque relevé (colonnes) par rapport à l'année (rangée du haut), à l'âge (rangée du milieu) et à la cohorte (rangée du bas). Les lignes rouges relient les moyennes pour l'année/l'âge/la cohorte.

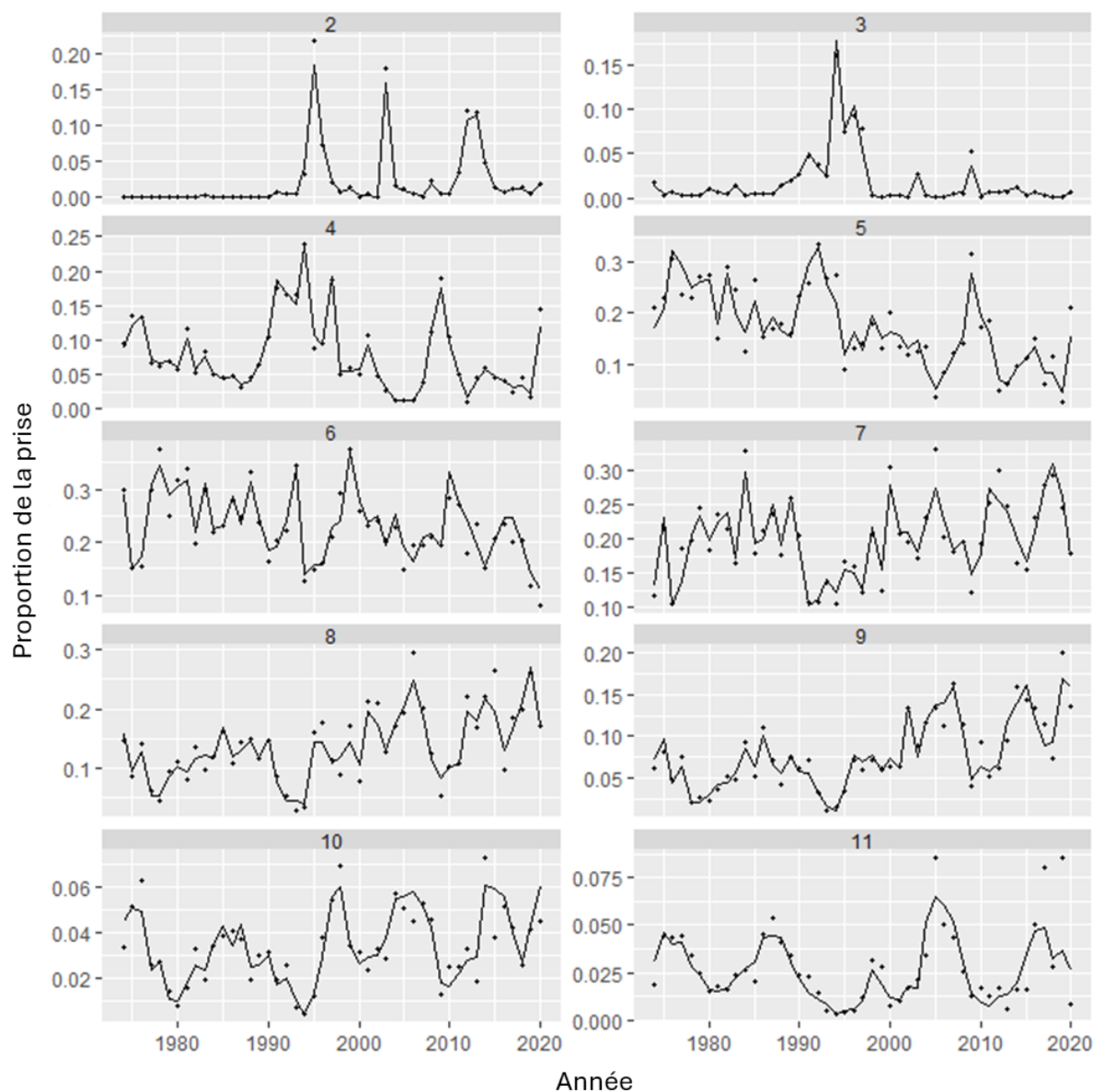


Figure 36. Proportion des prises observées (points) et prévues par le modèle de décalage de la distribution (lignes) selon l'âge.

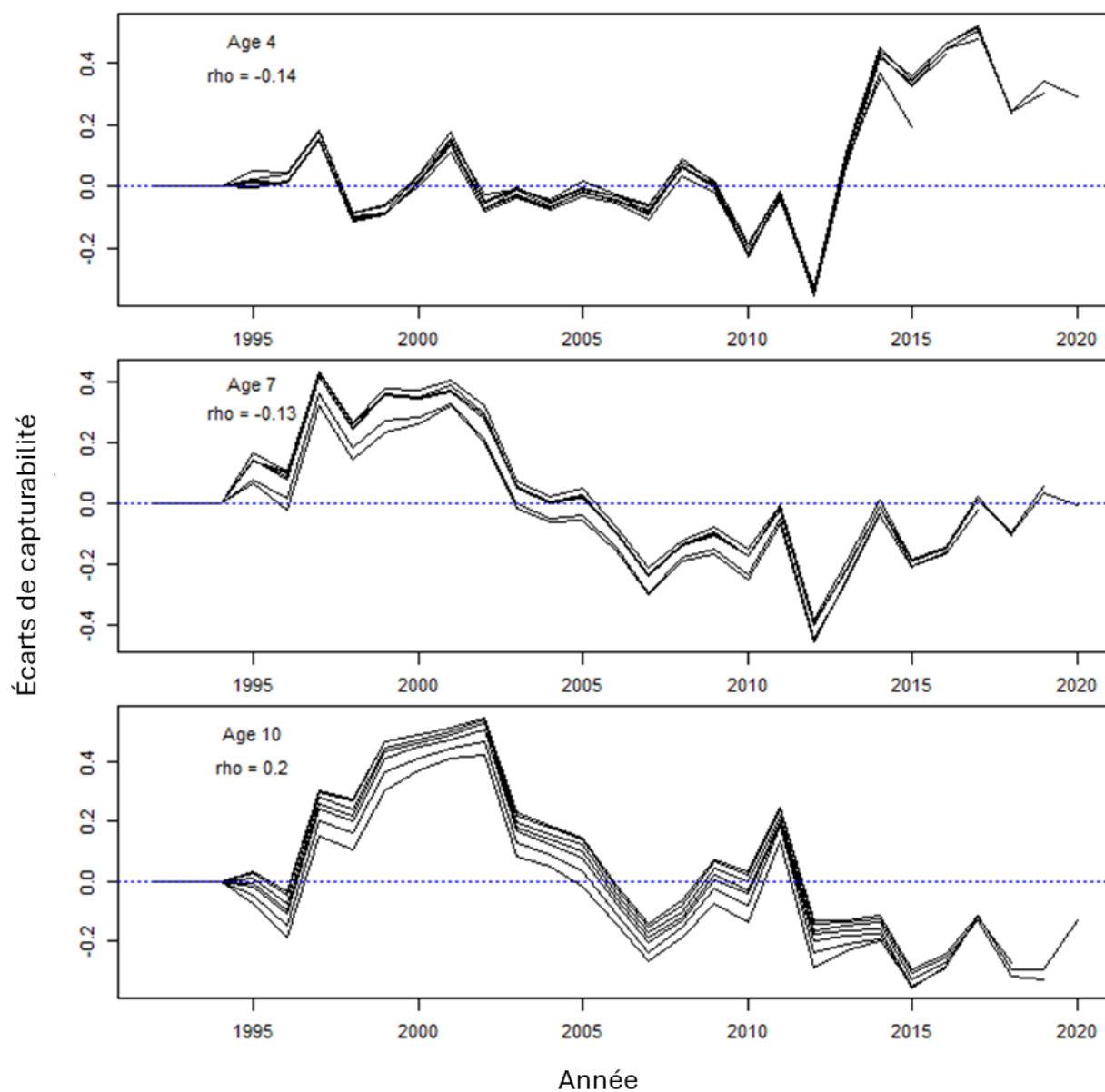


Figure 37. Estimations rétrospectives des écarts de capturabilité pour la répartition dans la zone littorale par rapport à la répartition dans la zone extracôtière, par exemple selon l'âge (panneaux). La valeur du rho de Mohn est indiquée dans les panneaux.

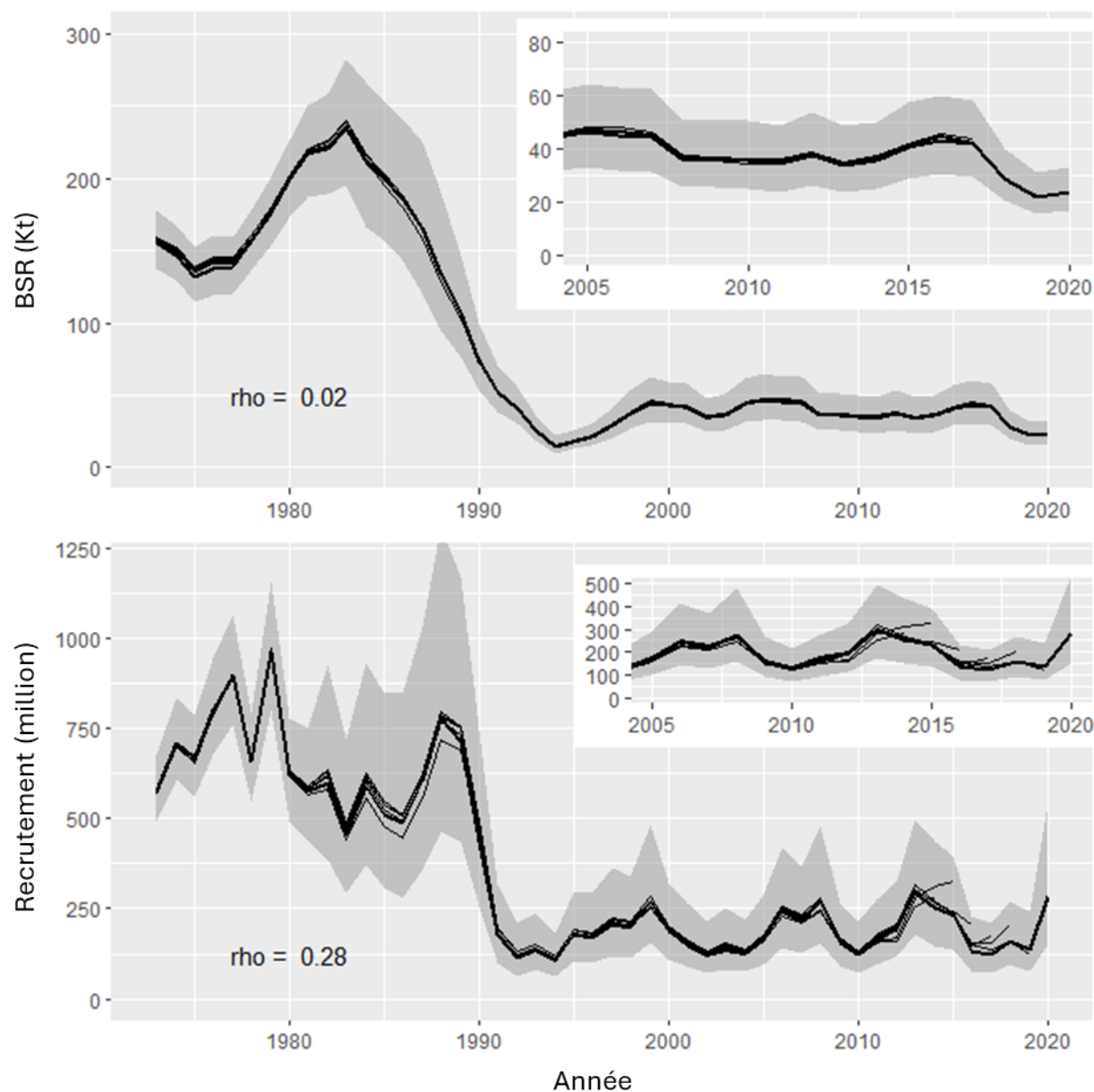


Figure 38. Estimations rétrospectives de la biomasse du stock reproducteur (panneau supérieur) et du recrutement (panneau inférieur) pour le modèle de décalage de la distribution. Les zones ombrées indiquent les intervalles de confiance à 95 % fondés sur la série chronologique complète de données. La valeur du rho de Mohn est indiquée dans les panneaux. Les encadrés indiquent les tendances depuis 2005.

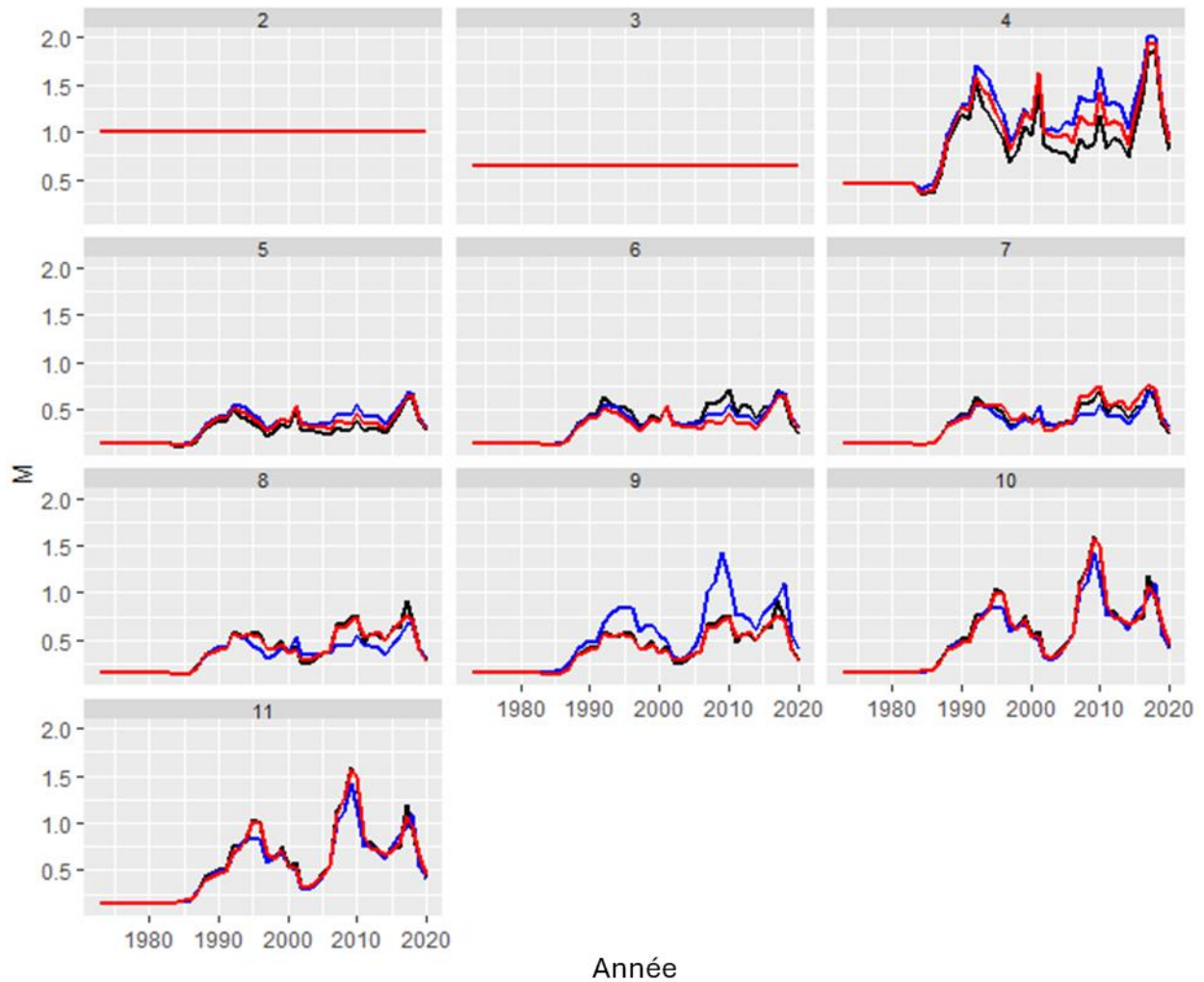


Figure 39. Comparaison des tendances de M estimées pour le modèle de référence (lignes noires), le modèle avec deux (lignes bleues) ou trois (lignes rouges) catégories de M pour les âges 2 à 11+ (panneaux). Les trois lignes sont presque parfaitement superposées dans bon nombre des graphiques.

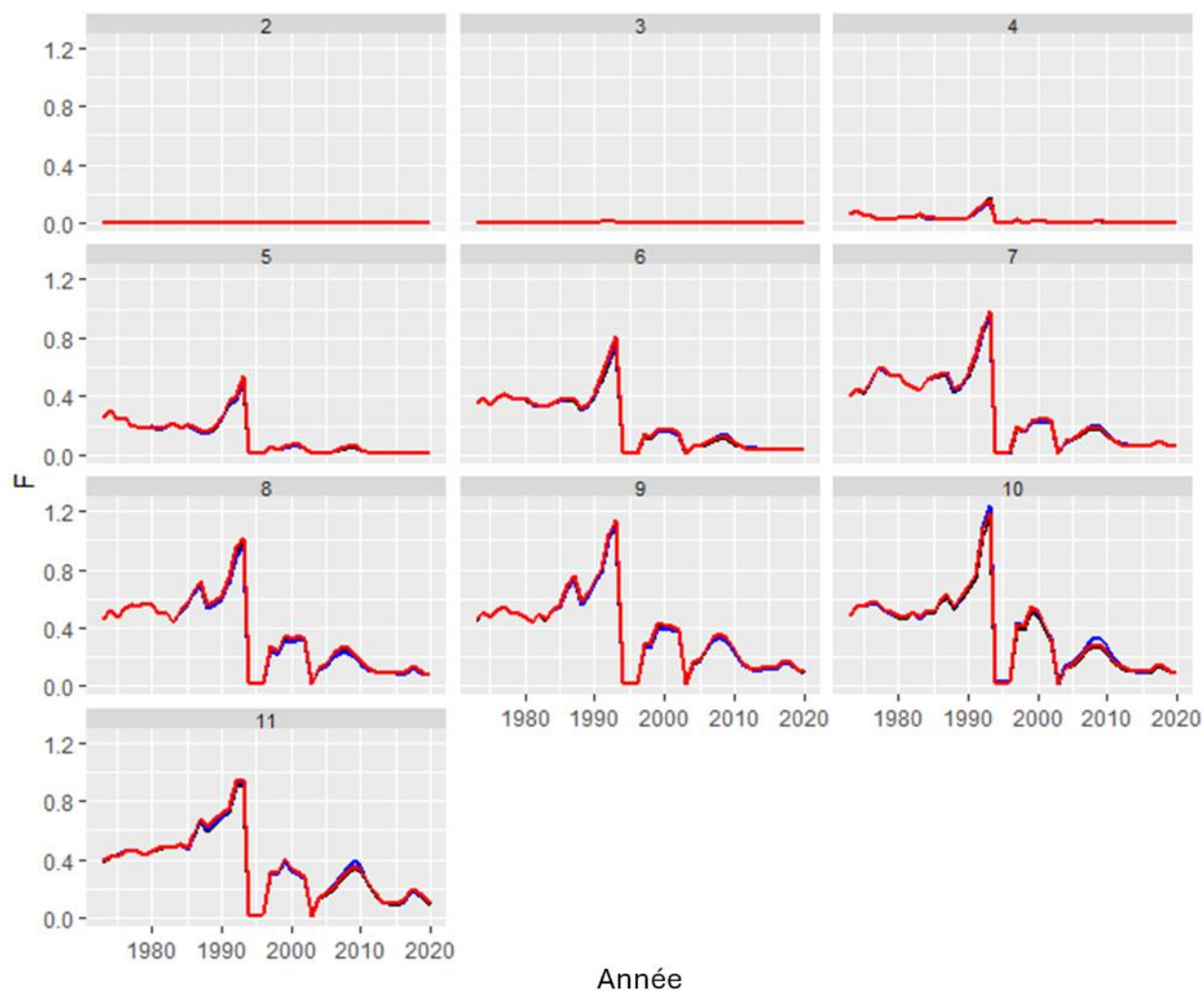


Figure 40. Comparaison des tendances de F estimées pour le modèle de référence (lignes noires), le modèle avec deux (lignes bleues) ou trois (lignes rouges) catégories de M pour les âges 2 à 11+ (panneaux). Les trois lignes sont presque parfaitement superposées dans les graphiques.

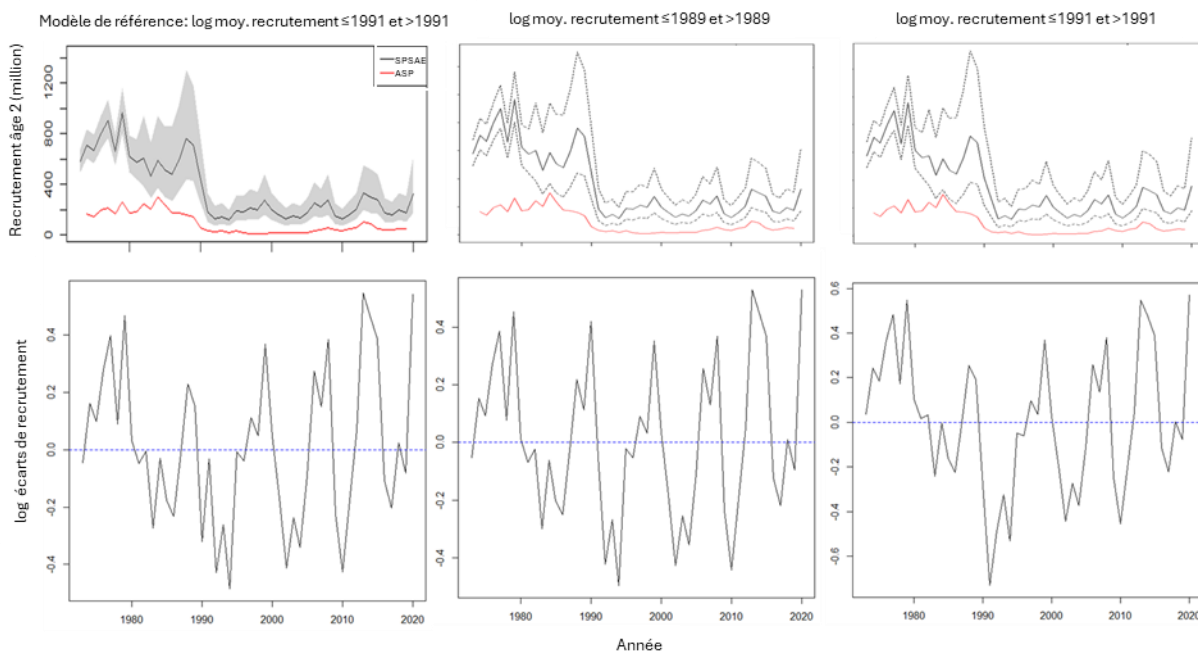


Figure 41. Estimations du recrutement (nombres à l'âge 2) avec l'intervalle de confiance à 95 % (rangée supérieure) et estimations des écarts du log-recrutement (rangée inférieure), pour le modèle de référence et les deux modèles de sensibilité par périodes de recrutement moyen (colonnes). Les estimations du recrutement tirées de l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population sont représentées à titre de référence par la ligne rouge.



Figure 42. Estimations par le modèle de la mortalité moyenne par pêche (F) aux âges 4 à 6 et 6 à 9, avec l'intervalle de confiance à 95 % (ligne foncée et zone ombrée), lorsque les a priori de F de Myers sont exclus, comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population (ligne rouge).

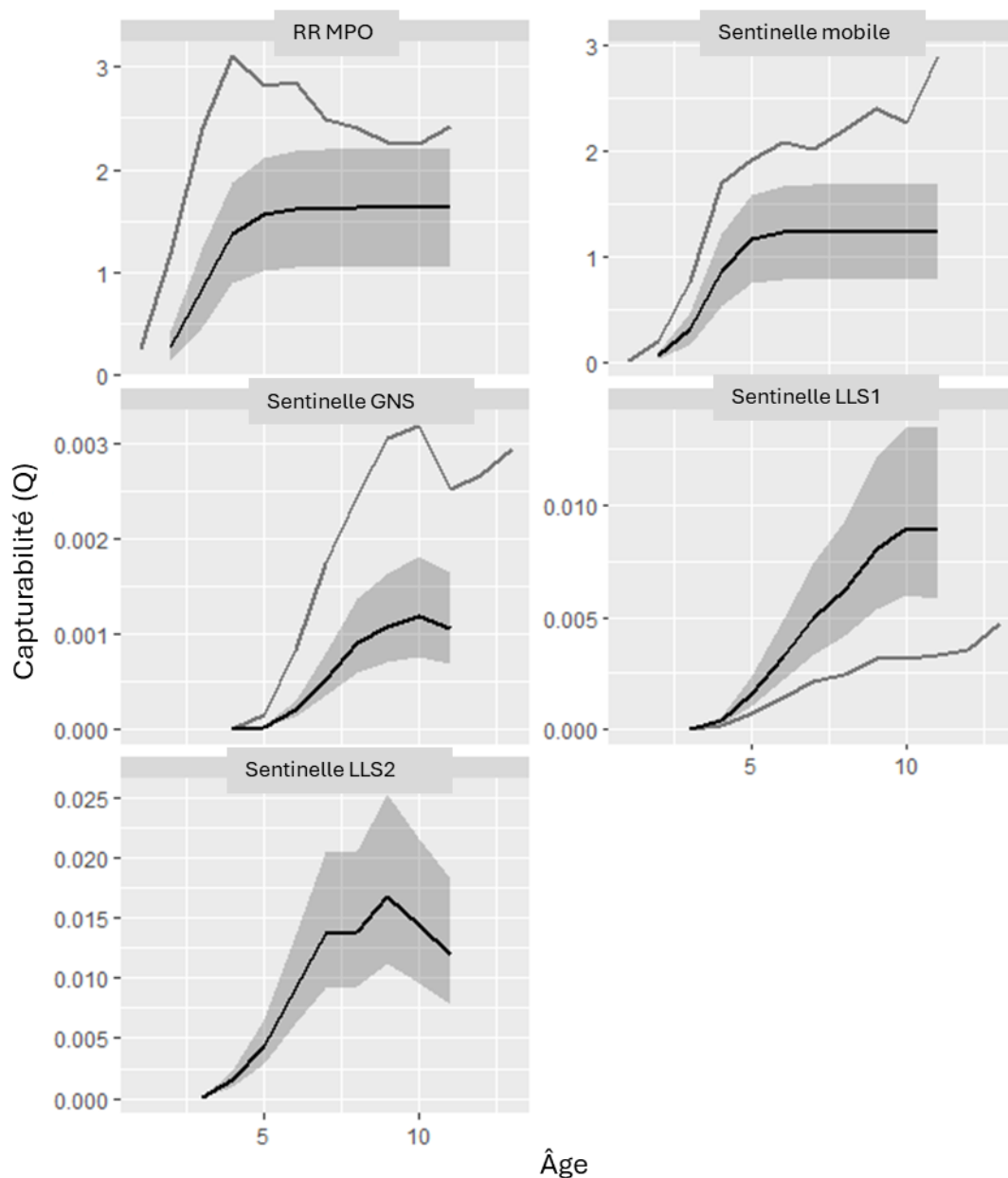


Figure 43. Estimations par le modèle de la capturabilité selon l'âge des cinq relevés principaux, avec les intervalles de confiance à 95 % (ligne noire et zone ombrée), lorsque les a priori de F de Myers sont exclus du modèle, comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population. L'indice de pêche sentinelle à la palangre 1 (LLS1) du modèle actuel est plus semblable à l'indice de pêche sentinelle à la palangre de l'analyse séquentielle de population et les deux sont donc tracés ensemble. Il convient de noter que, pour l'indice de pêche sentinelle au filet maillant (GNS) et l'indice de pêche sentinelle à la palangre 1 (LLS1), les valeurs du modèle d'analyse séquentielle de population ont été divisées par 100 pour le tracé. Soulignons également que l'analyse séquentielle de population utilise un groupe d'âge 13+.

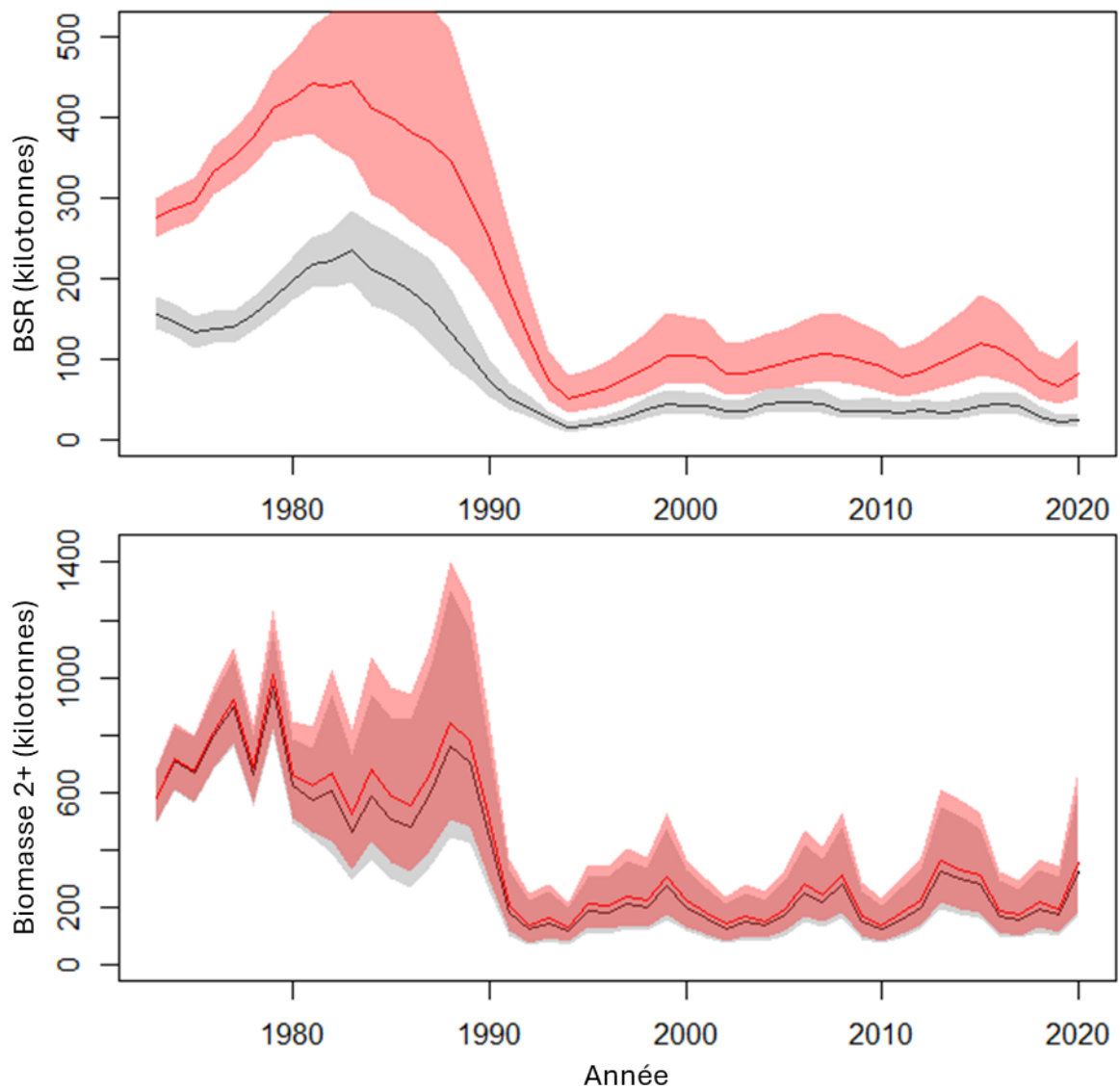


Figure 44. Comparaison des estimations de la BSR (en haut) et du recrutement (en bas) pour le modèle de référence (en gris) et pour ce modèle, mais en omettant les a priori de Myers sur F (en rouge). Les lignes sont les estimations et les zones ombrées sont les intervalles de confiance à 95 %.

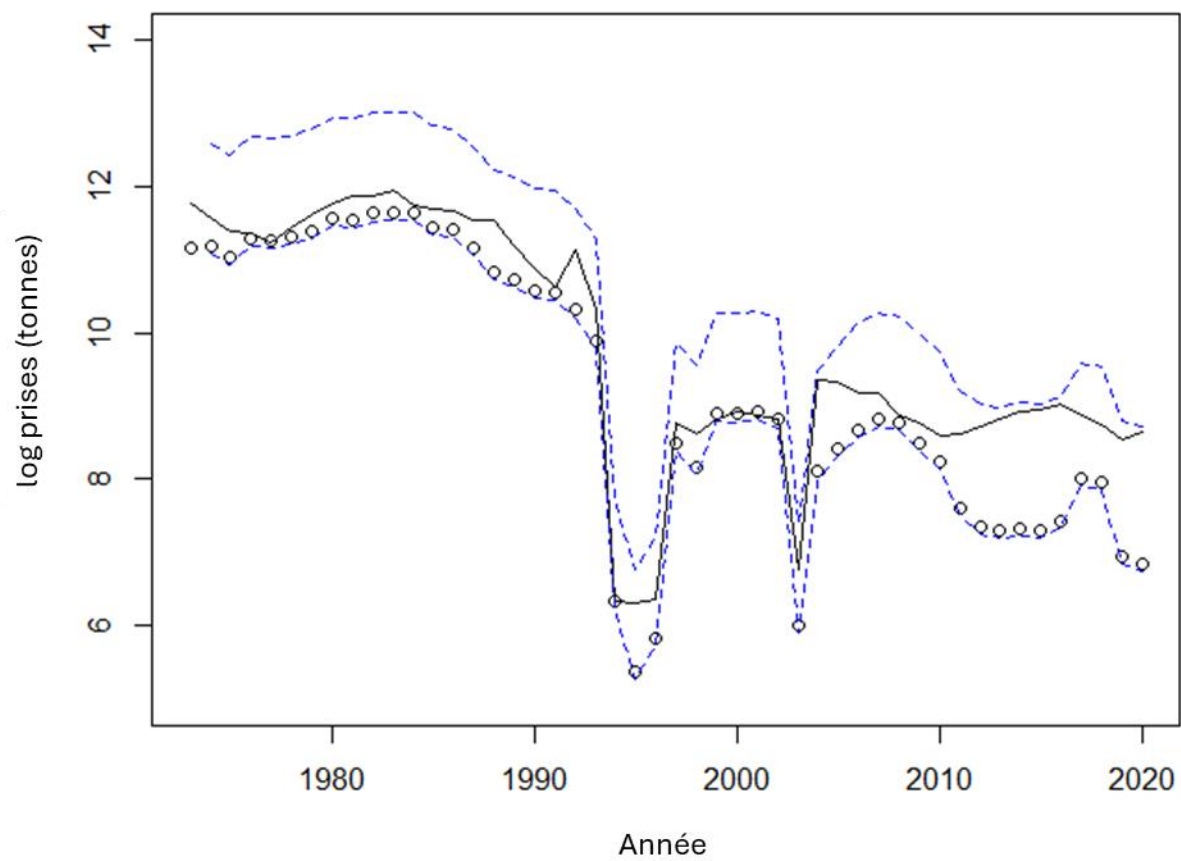


Figure 45. Prévision des log-prises (ligne noire), comparée aux log-prises d'entrée (points) et aux limites de prises (lignes bleues tiretées) de 1973 à 2020 dans la première série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance censurée et les limites supérieures larges.

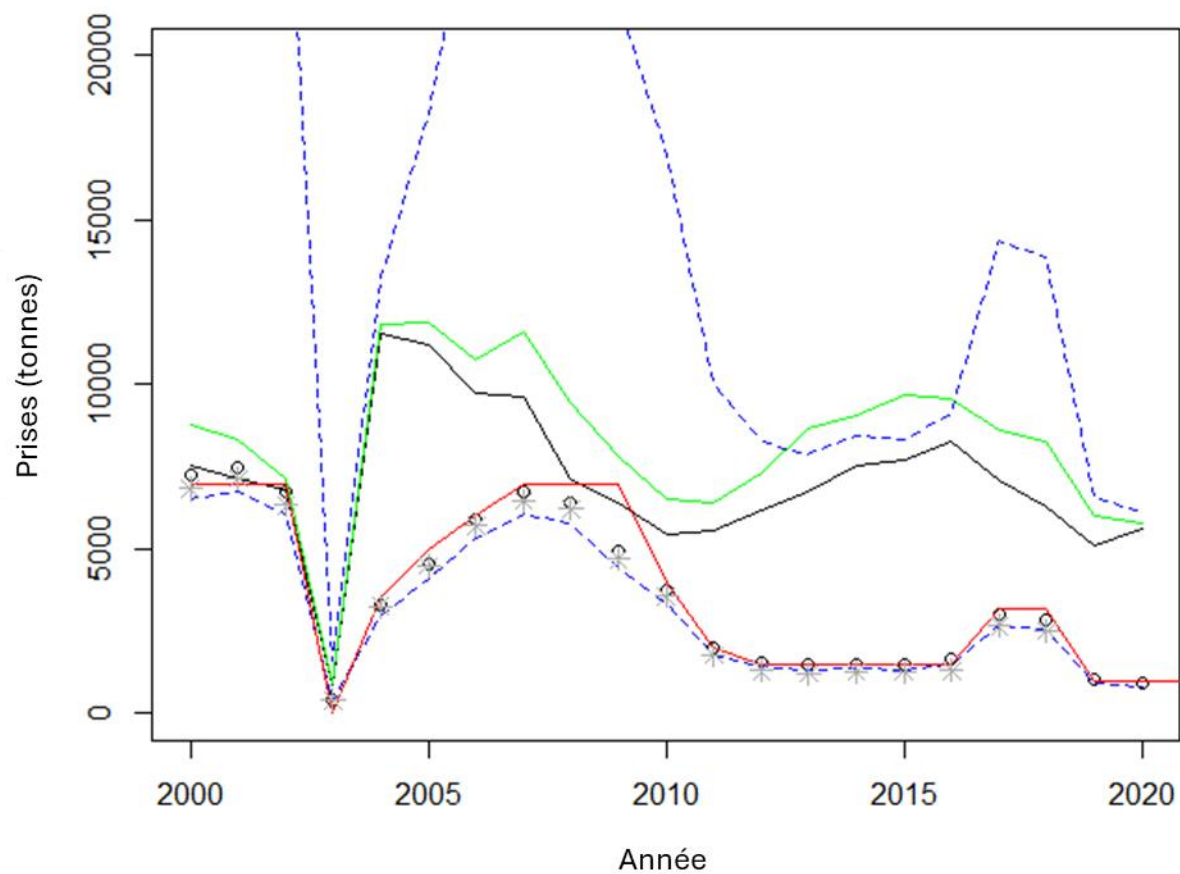


Figure 46. Prises d'entrée (cercles noirs), prises prévues (ligne noire), total autorisé des captures (ligne rouge) et limites des prises (lignes bleues tiretées) de 2000 à 2020, avec l'ajout des débarquements (astérisque gris) et la somme des prises prévues par le modèle et des prises excédentaires non comptabilisées déduites de M (ligne verte) dans la première série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance censurée et les limites supérieures larges.

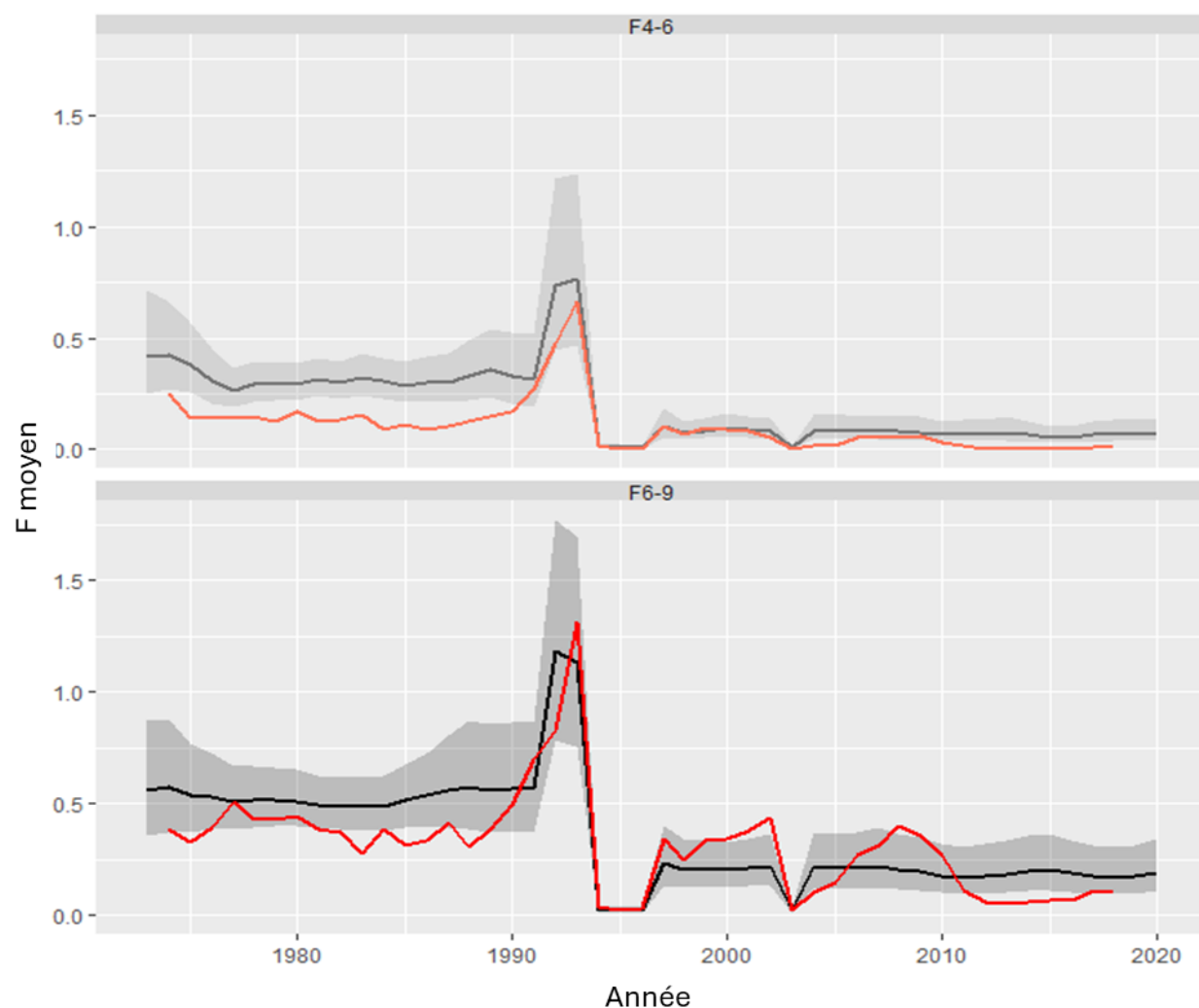


Figure 47. Estimations de la mortalité moyenne par pêche (F) aux âges 4 à 6 et 6 à 9 (panneaux), avec l'intervalle de confiance à 95 % (ligne foncée et zone ombrée), comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population (ligne rouge), dans la première série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance censurée et les limites supérieures larges.

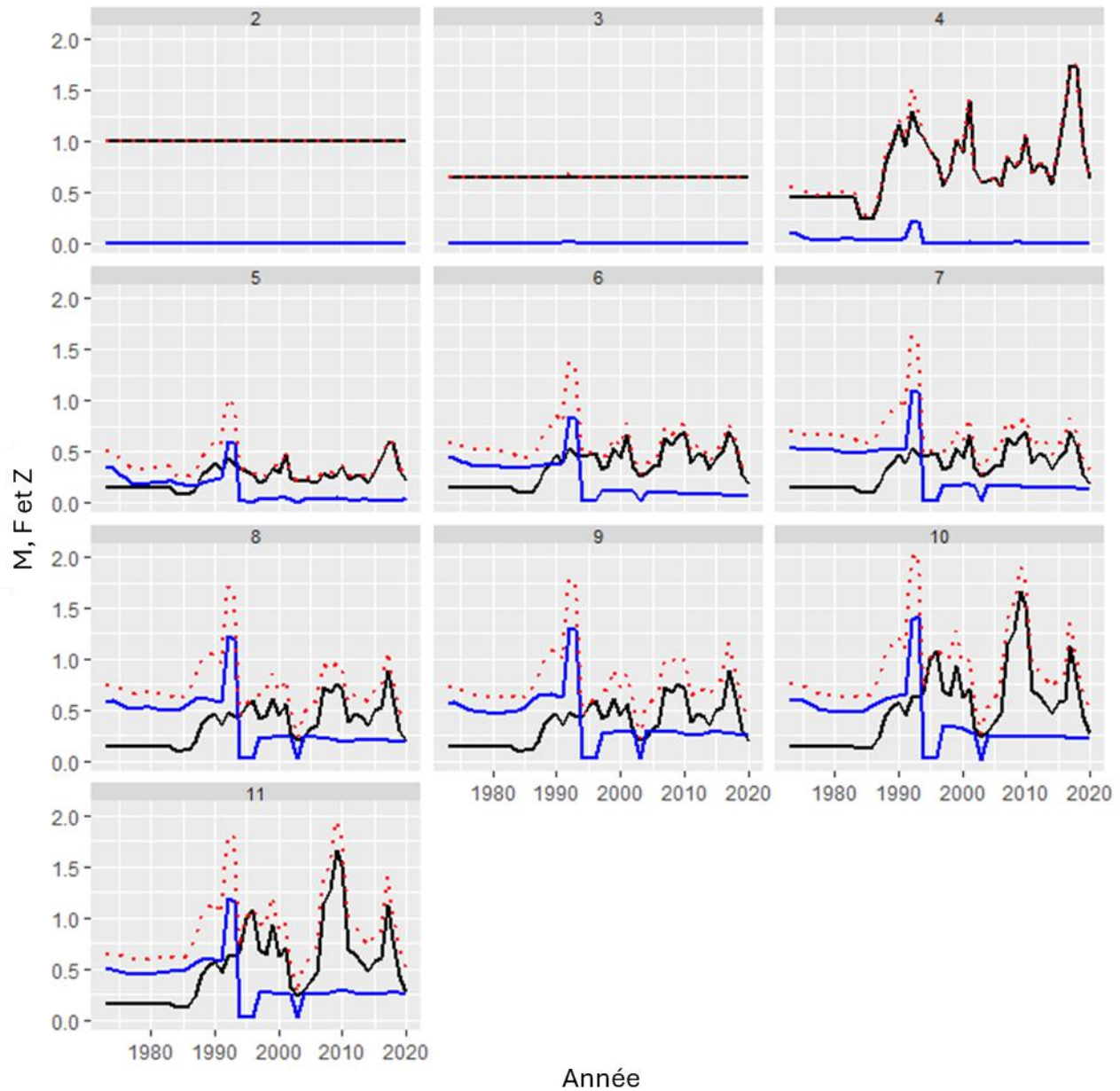


Figure 48. Estimations de la mortalité par pêche selon l'âge (F , lignes bleues), de la mortalité naturelle (M , lignes noires) et de la mortalité totale ($Z = M + F$; lignes rouges pointillées) dans la première série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance censurée et les limites supérieures larges.

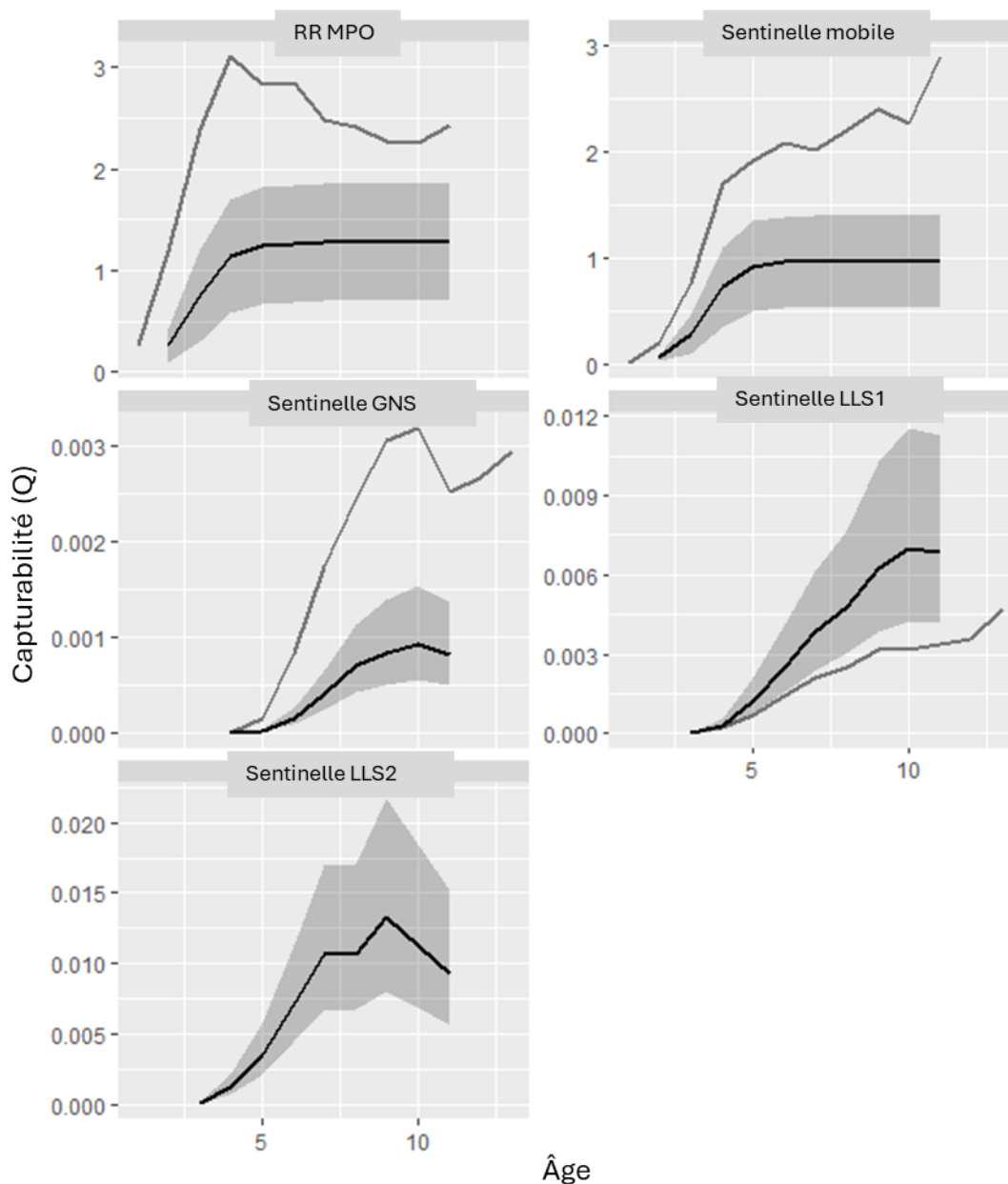


Figure 49. Estimations de la capturabilité selon l'âge des cinq relevés principaux, avec les intervalles de confiance à 95 % (ligne noire et zone ombrée) dans la première série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance censurée et les limites supérieures larges, comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population (ligne grise). L'indice de pêche sentinelle à la palangre 1 (LLS1) du modèle actuel est plus semblable à l'indice de pêche sentinelle à la palangre de l'analyse séquentielle de population et les deux sont donc tracés ensemble. Il convient de noter que, pour l'indice de pêche sentinelle au filet maillant (GNS) et l'indice de pêche sentinelle à la palangre 1 (LLS1), les valeurs du modèle d'analyse séquentielle de population ont été divisées par 100 pour le tracé. Soulignons également que l'analyse séquentielle de population utilise un groupe d'âge 13+.

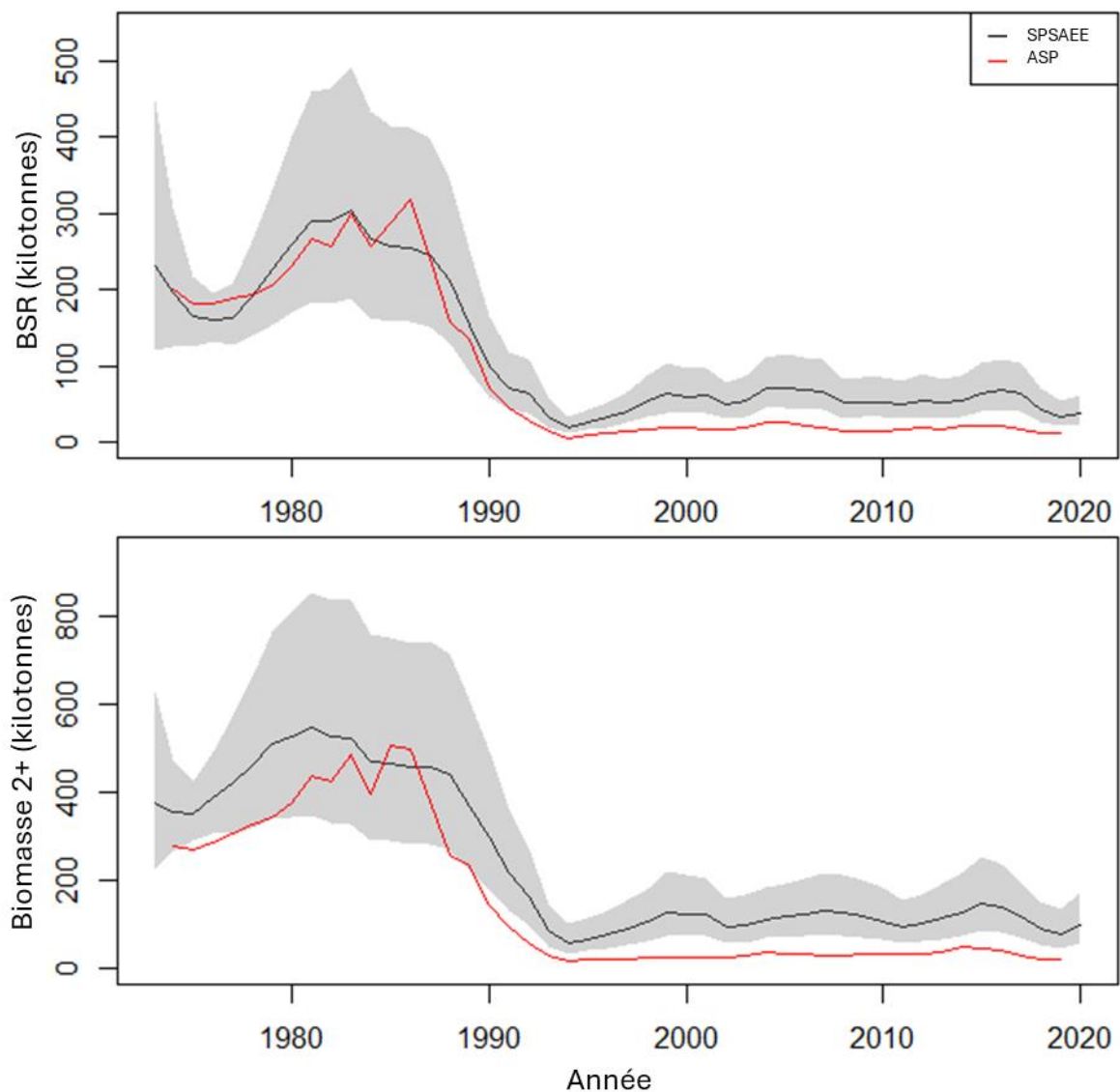


Figure 50. Estimations de la biomasse du stock reproducteur (BSR) et de la biomasse d'âge 2+, avec l'intervalle de confiance à 95 % (ligne noire et région ombragée), dans la première série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance censurée et les limites supérieures larges, comparativement aux valeurs de l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population (ligne rouge).

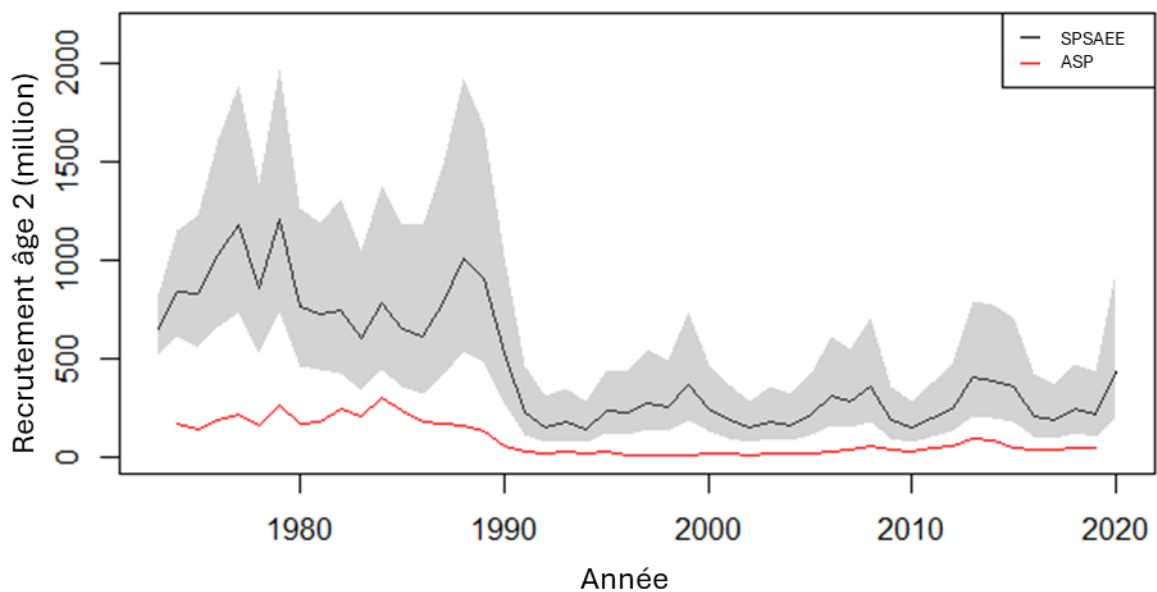


Figure 51. Estimations du recrutement (nombres à l'âge 2), avec l'intervalle de confiance à 95 % (ligne noire et zone ombrée) dans la première série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance censurée et les limites supérieures larges, comparativement aux valeurs de l'évaluation de 2019 au moyen de l'analyse séquentielle de population (ligne rouge).

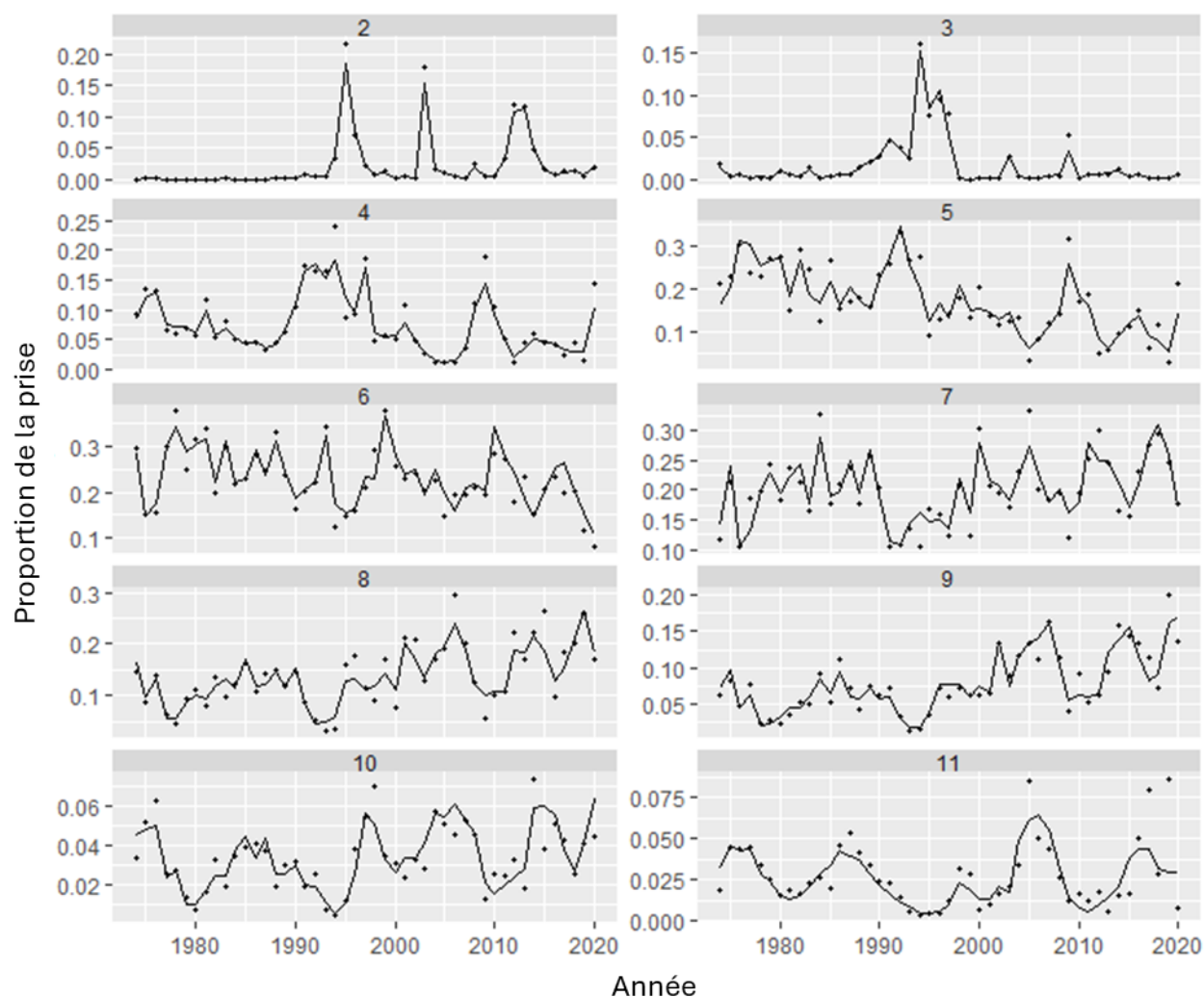


Figure 52. Proportion des prises selon l'âge observées (points) et prédites par le modèle (lignes) la première série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance censurée et les limites supérieures larges. Chaque panneau correspond à un âge.

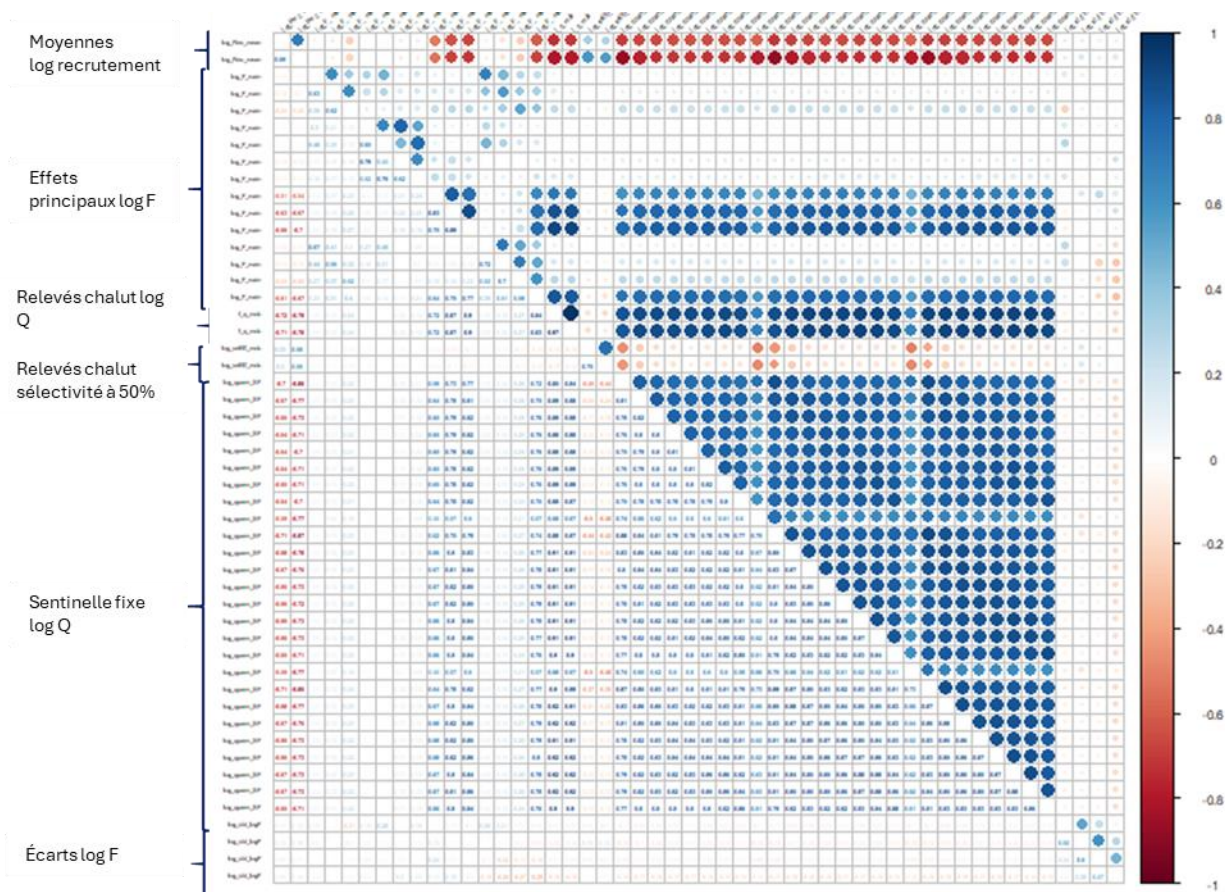


Figure 53. Matrice de corrélation pour les paramètres du modèle présentant des corrélations absolues $>0,15$ dans la première série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance censurée et les limites supérieures larges.

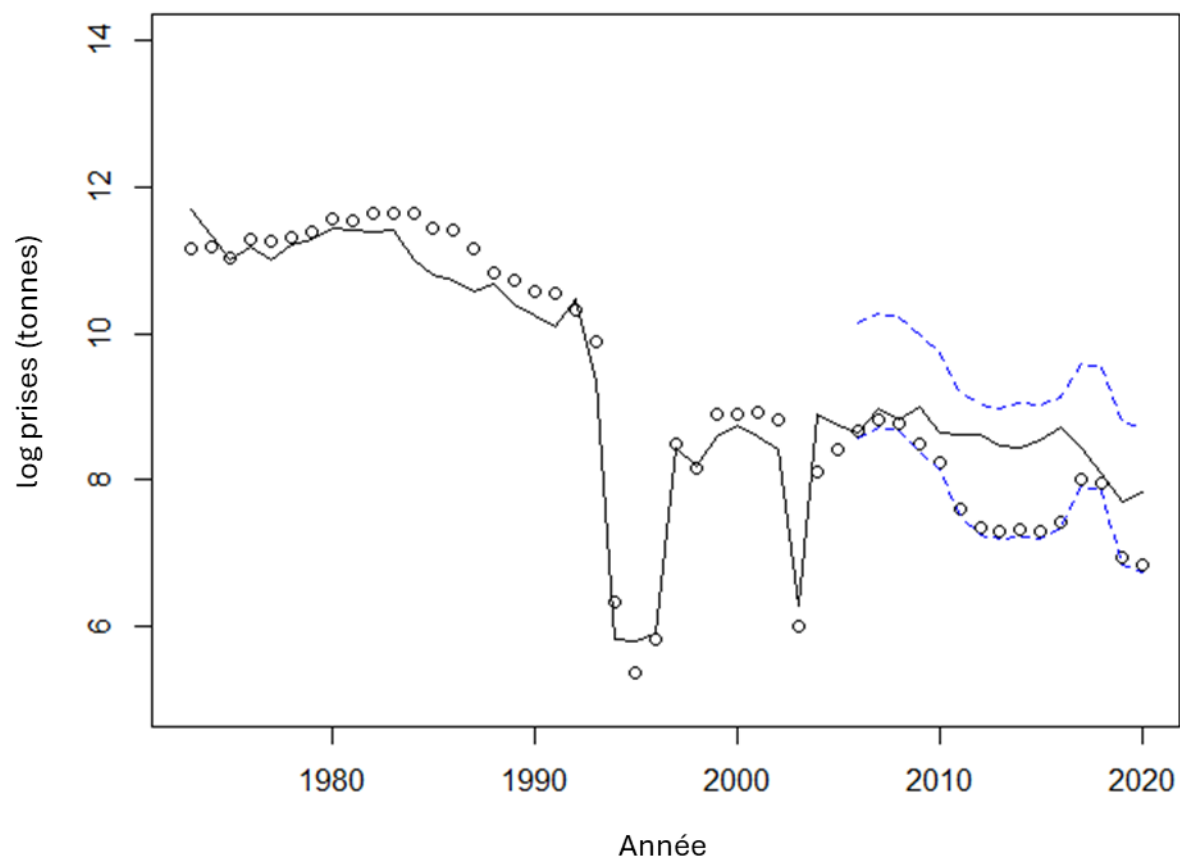


Figure 54. Prédiction des log-prises (ligne noire), comparée aux log-prises d'entrée (points) et aux limites de prises (lignes bleues tiretées) de 1973 à 2020 dans la deuxième série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance log-normale et une variance large.

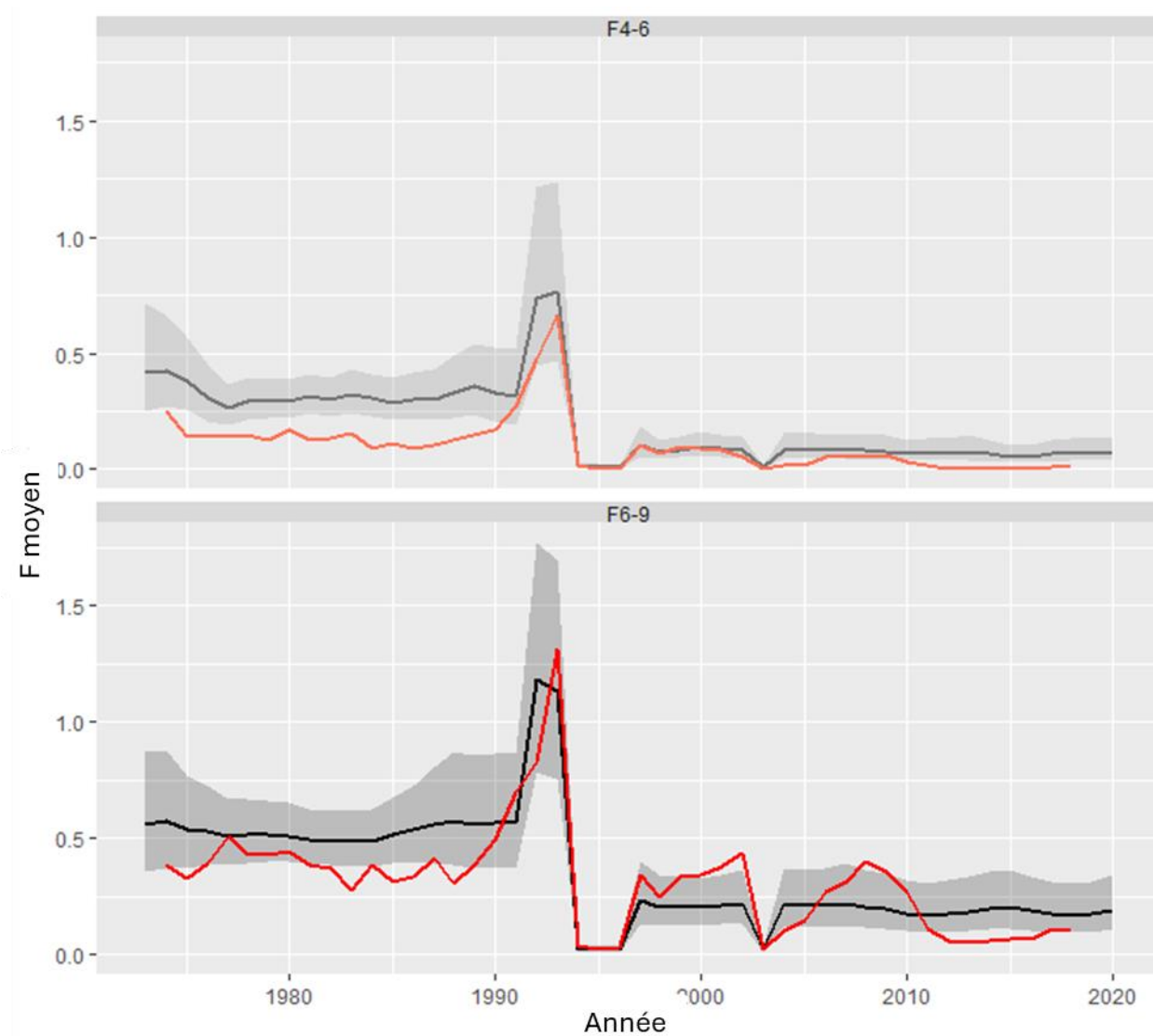


Figure 55. Estimations de la mortalité moyenne par pêche (F) aux âges 4 à 6 et 6 à 9 (panneaux), avec l'intervalle de confiance à 95 % (ligne foncée et zone ombrée), comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population (ligne rouge), dans la deuxième série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance log-normale et une variance large.

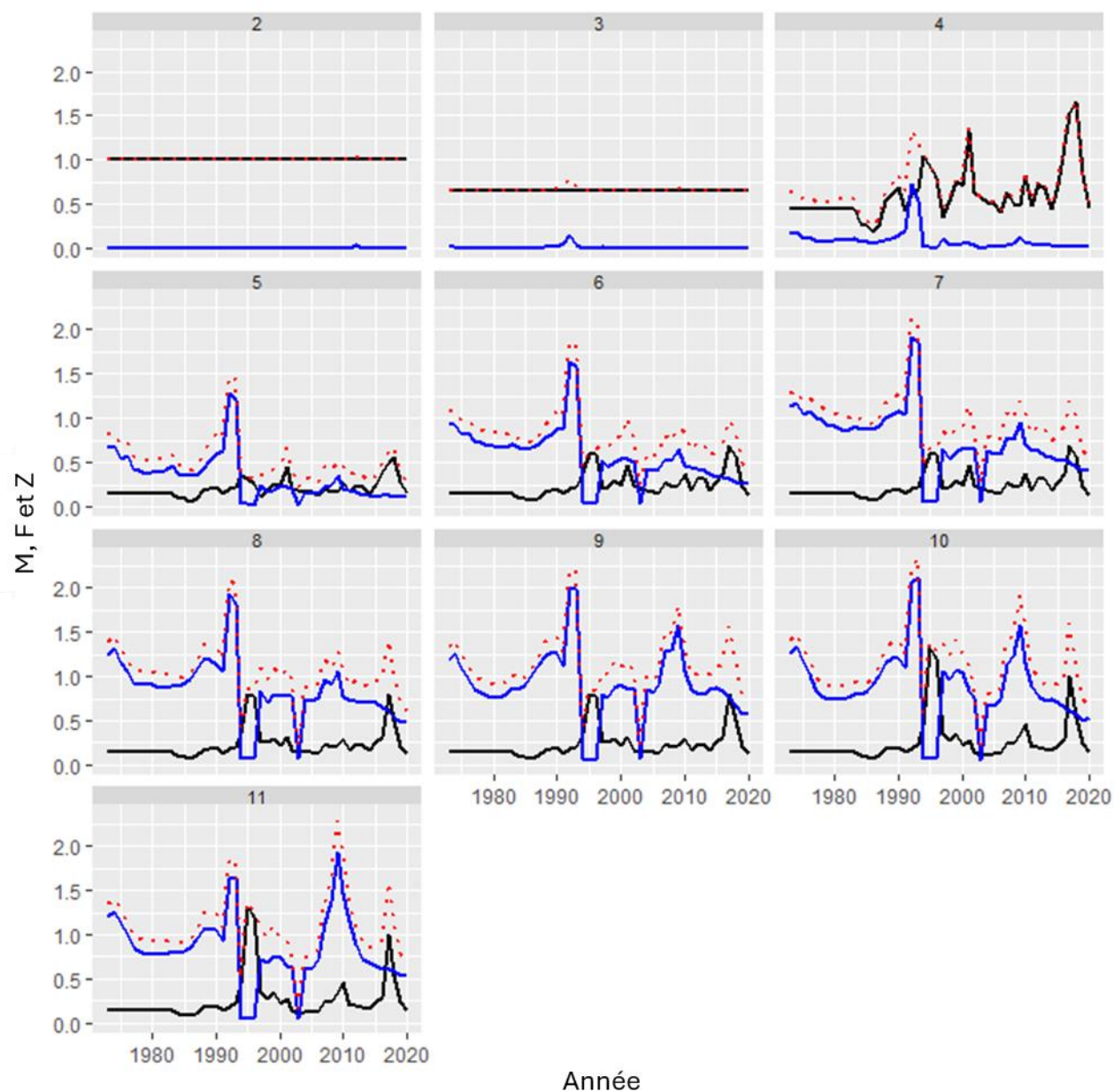


Figure 56. Estimations de la mortalité par pêche selon l'âge (F , lignes bleues), de la mortalité naturelle (M , lignes noires) et de la mortalité totale ($Z = M + F$; lignes rouges pointillées) dans la deuxième série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance log-normale et une variance large.

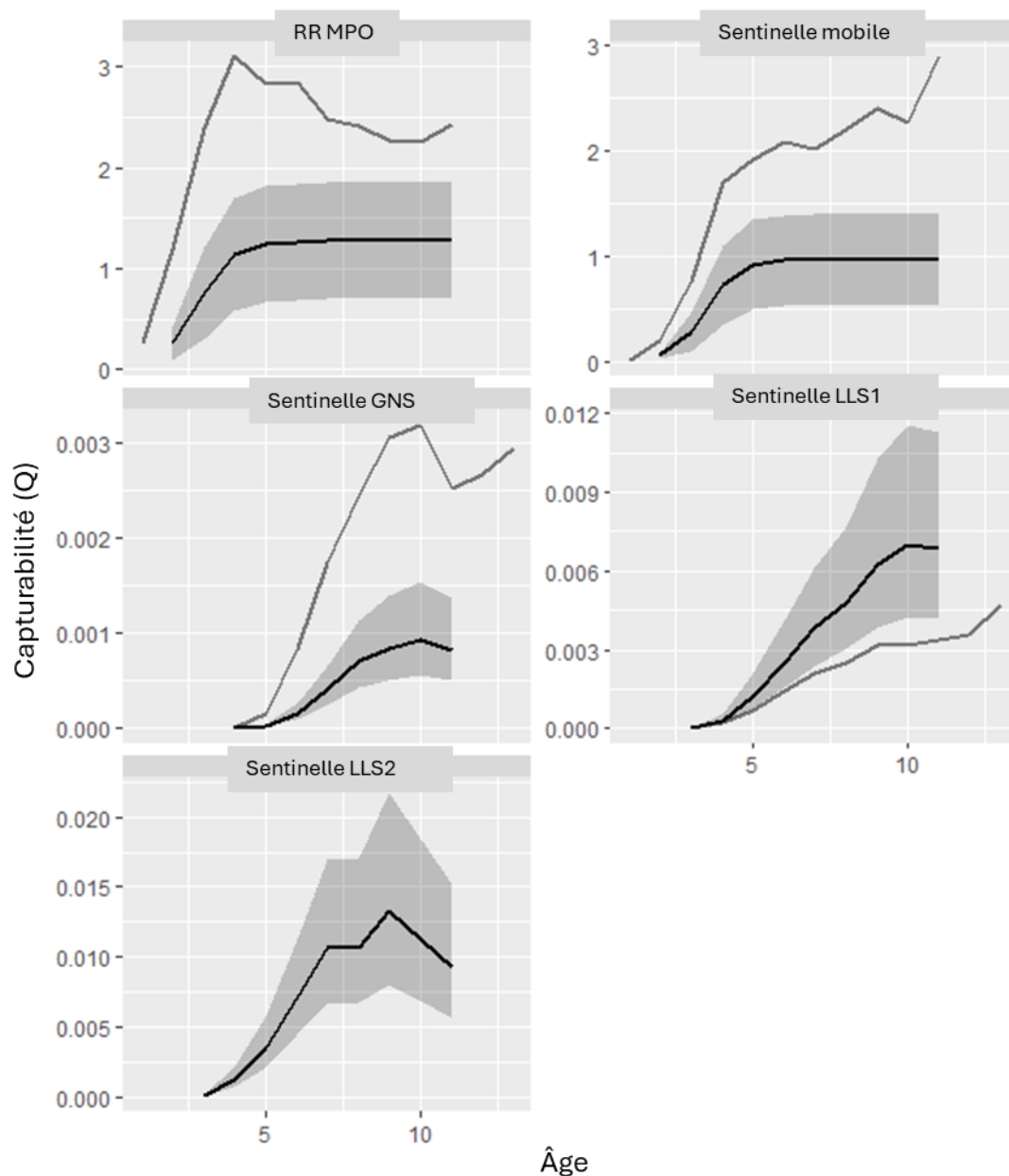


Figure 57. Estimations de la capturabilité selon l'âge des cinq relevés principaux, avec les intervalles de confiance à 95 % (ligne noire et zone ombrée) dans la deuxième série d'exécutions d'erreurs dans les prises, avec la vraisemblance log-normale et une variance large, comparativement aux valeurs indiquées dans l'évaluation de 2019 à l'aide de l'analyse séquentielle de population (ligne grise). L'indice de pêche sentinelle à la palangre 1 (LLS1) du modèle actuel est plus semblable à l'indice de pêche sentinelle à la palangre de l'analyse séquentielle de population et les deux sont donc tracés ensemble. Il convient de noter que, pour l'indice de pêche sentinelle au filet maillant (GNS) et l'indice de pêche sentinelle à la palangre 1 (LLS1), les valeurs du modèle d'analyse séquentielle de population ont été divisées par 100 pour le tracé. Soulignons également que l'analyse séquentielle de population utilise un groupe d'âge 13+.

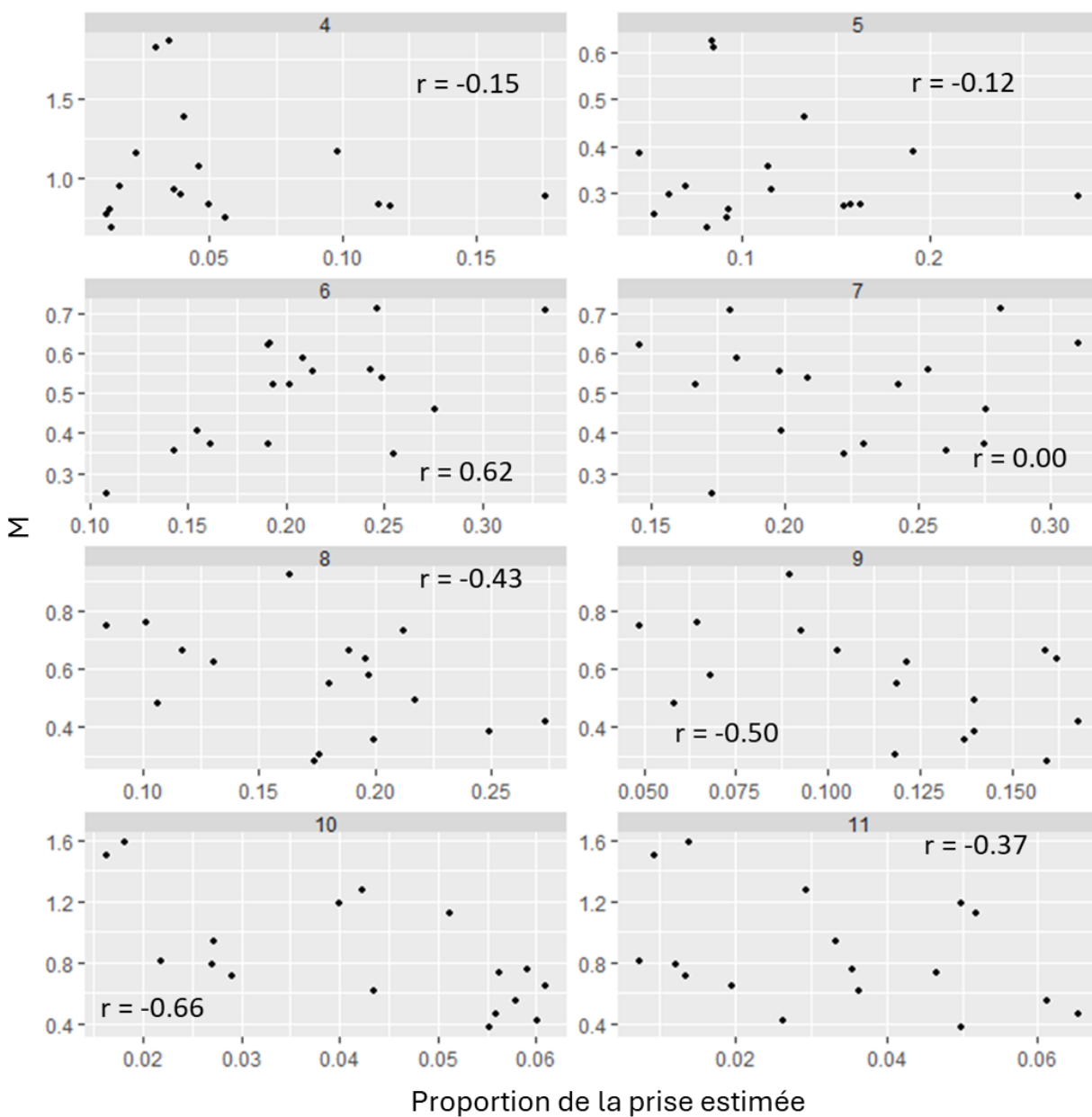


Figure 58. Estimation des proportions des prises dans la pêche par rapport à la mortalité naturelle (M) selon l'âge (panneaux). Les valeurs dans chaque panneau représentent la corrélation par âge entre ces deux séries de 2004 à 2020.

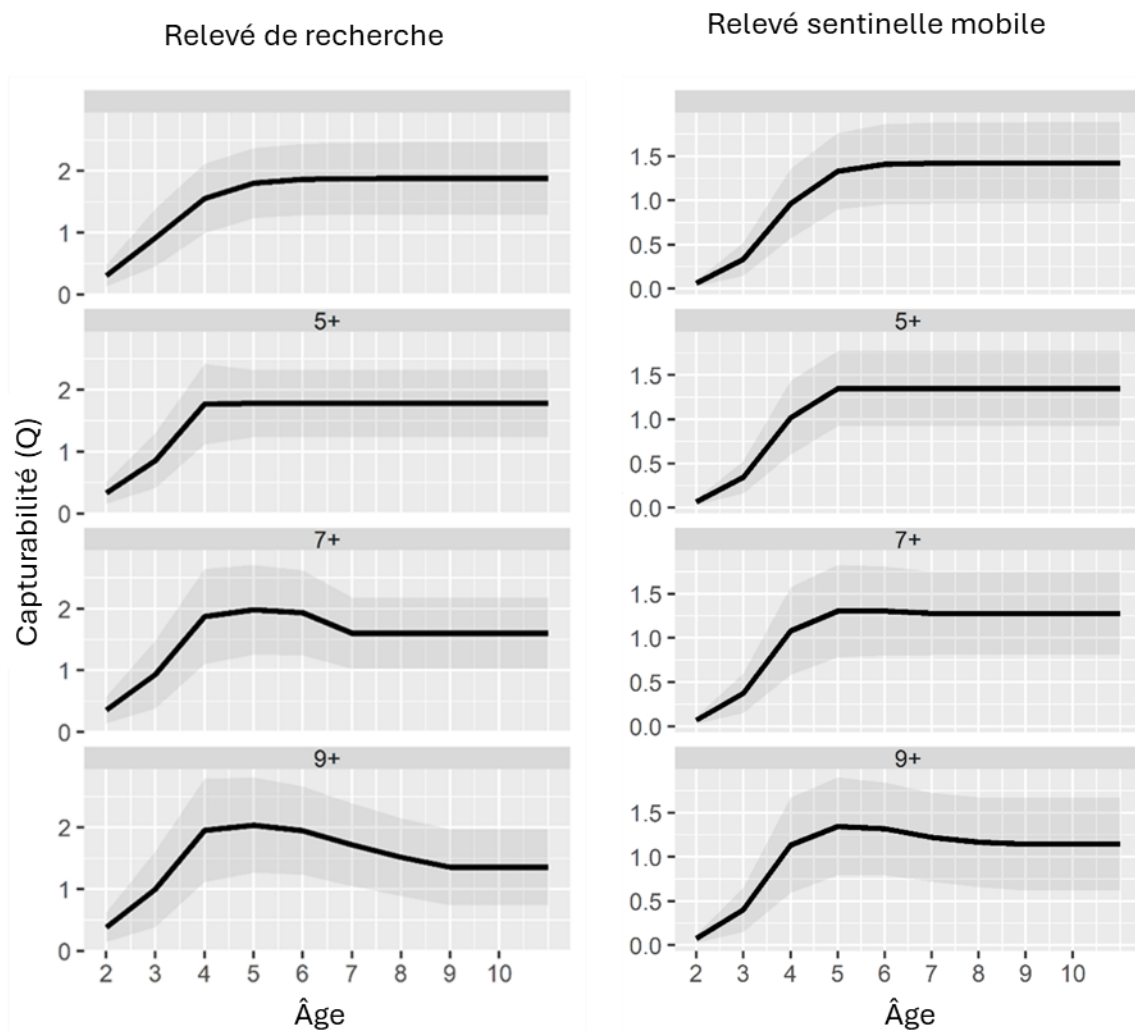


Figure 59. Estimation des capturabilités des relevés selon l'âge du relevé de recherche (colonne de gauche) et du relevé de pêche sentinelle aux engins mobiles (colonne de droite) pour le modèle de référence (rangée du haut) et pour trois variantes supposant une capturabilité constante pour les âges 5+, 7+ et 9+, respectivement (trois rangées du bas).

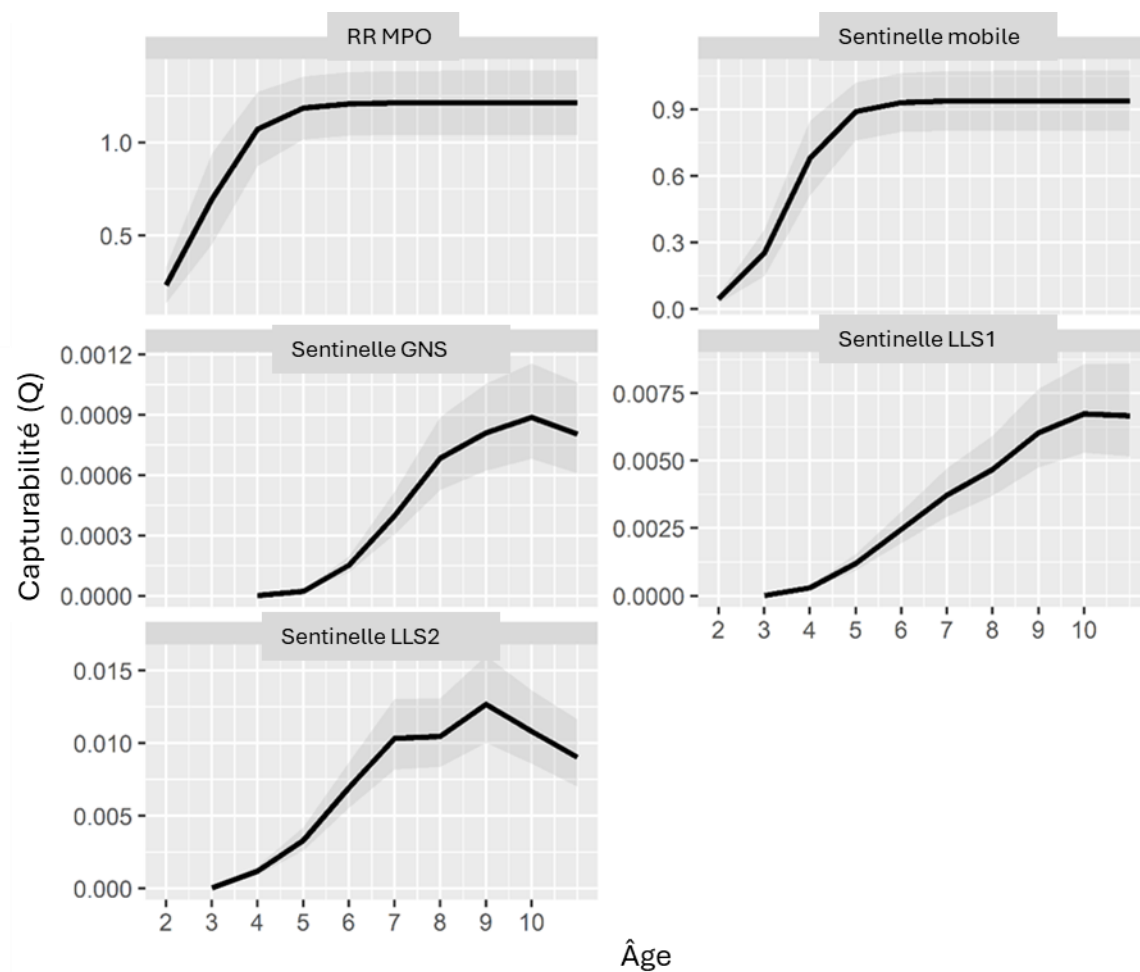


Figure 60. Estimations de la capturabilité selon l'âge pour les cinq relevés principaux, avec les intervalles de confiance à 95 % (ligne noire et zone ombrée) dans le modèle de sensibilité pour l'écart type de la distribution a priori sur la capturabilité au plein recrutement dans le relevé de recherche.

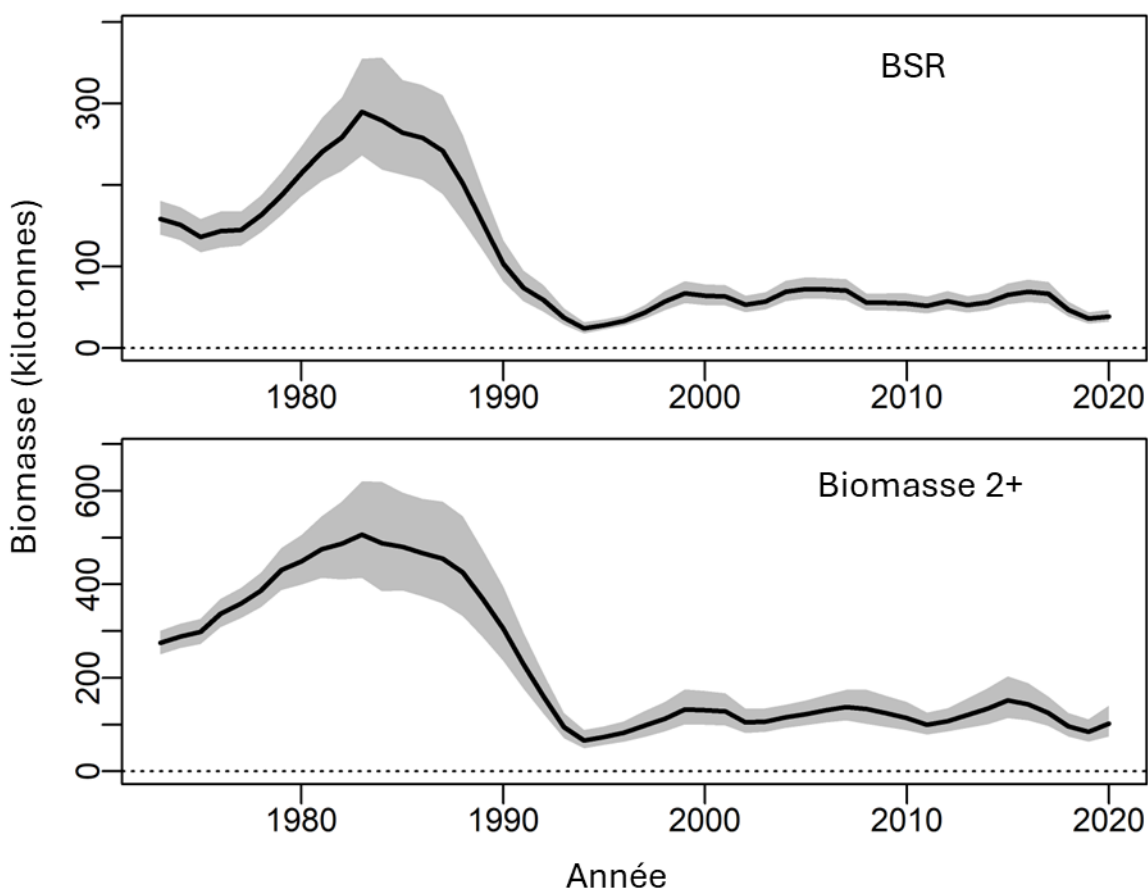


Figure 61. Estimations de la biomasse du stock reproducteur (BSR) et de la biomasse d'âge 2+, avec les intervalles de confiance à 95 % (zone ombrée) dans le modèle de sensibilité pour l'écart type de la distribution a priori sur la capturabilité au plein recrutement dans le relevé de recherche.

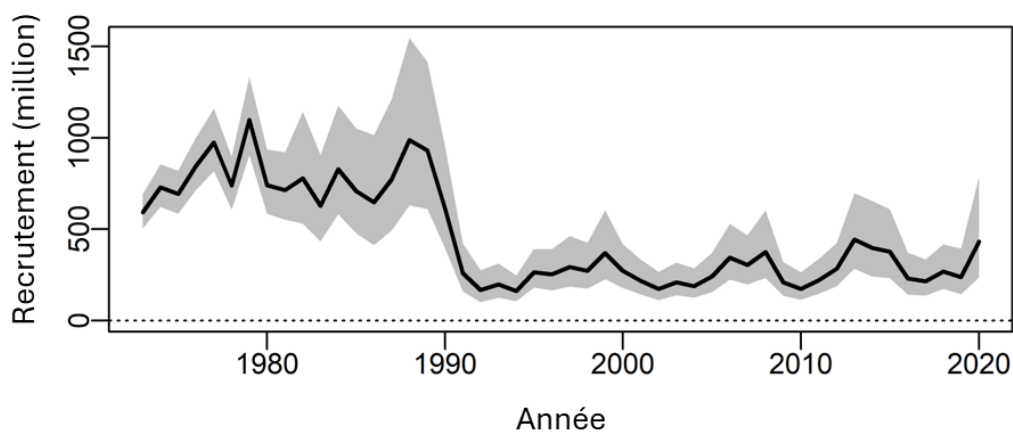


Figure 62. Estimations du recrutement (nombres à l'âge 2), avec les intervalles de confiance à 95 % (zone ombrée) dans le modèle de sensibilité pour l'écart type de la distribution a priori sur la capturabilité au plein recrutement dans le relevé de recherche.

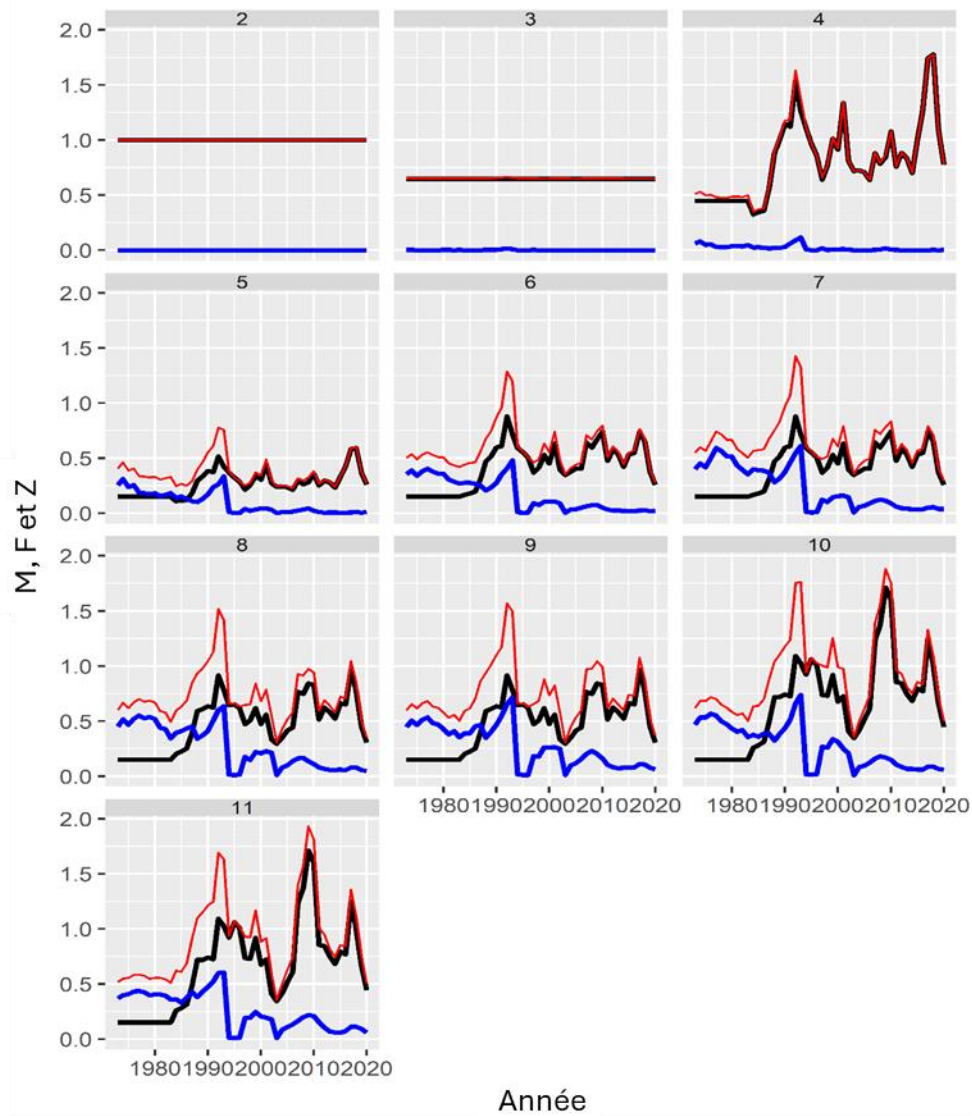


Figure 63. Estimations de la mortalité par pêche selon l'âge (F, lignes bleues), de la mortalité naturelle (M, lignes noires) et de la mortalité totale ($Z = M + F$; lignes rouges) dans le modèle de sensibilité pour l'écart type de la distribution a priori sur la capturabilité au plein recrutement dans le relevé de recherche.

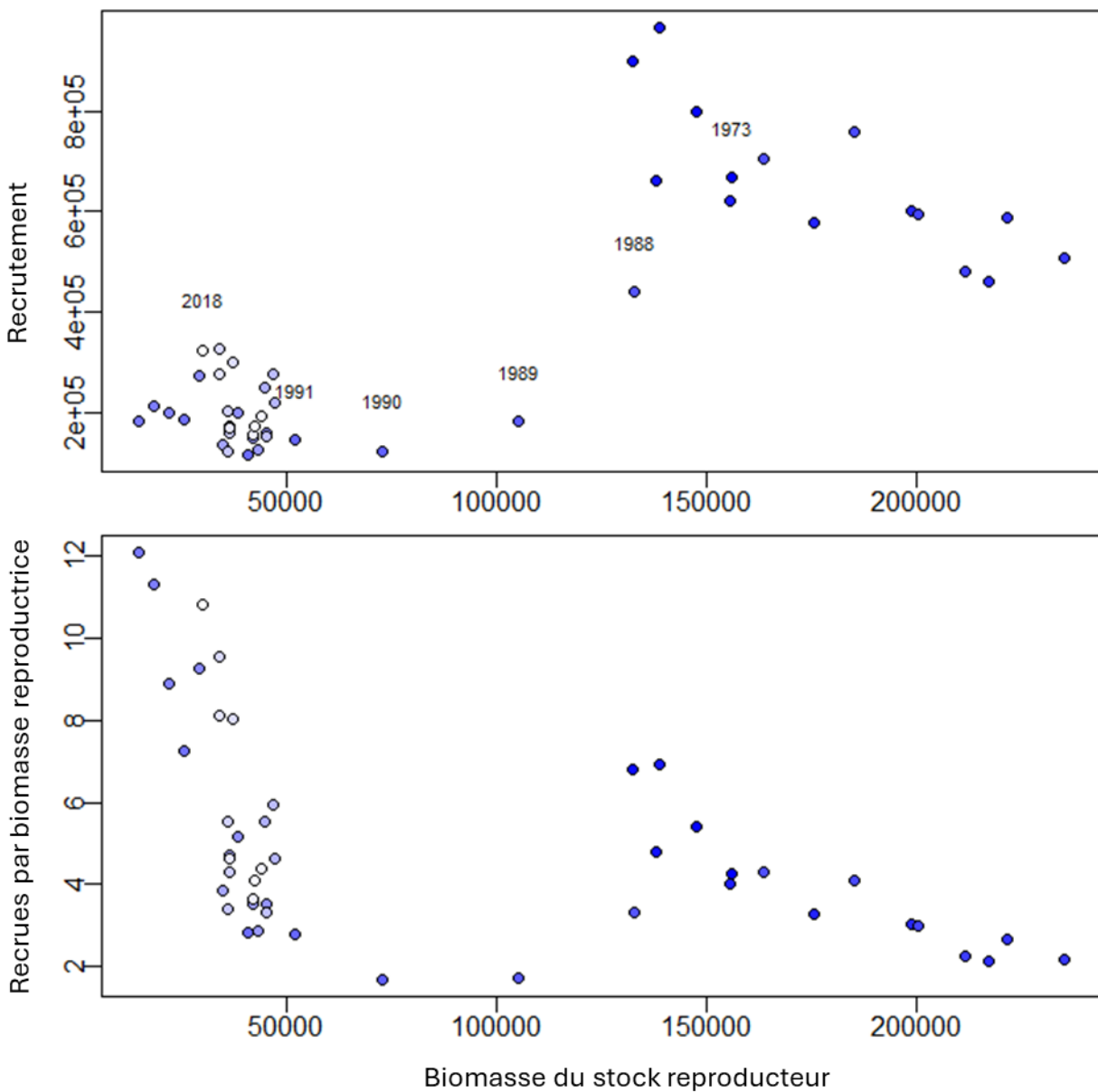


Figure 64. Panneau supérieur : Relation stock-recrutement estimée dans le modèle de référence, les années plus anciennes étant tracées en bleu foncé et passant au blanc pour les dernières années. La première année, la dernière et certaines années transitoires sont indiquées, rappelant que le recrutement de 2020 à l'âge 2 est celui de la cohorte de 2018. Panneau inférieur : Graphique de la biomasse du nombre de recrues par géniteur pour les estimations du modèle de référence, avec le même codage de couleurs que dans le panneau supérieur.

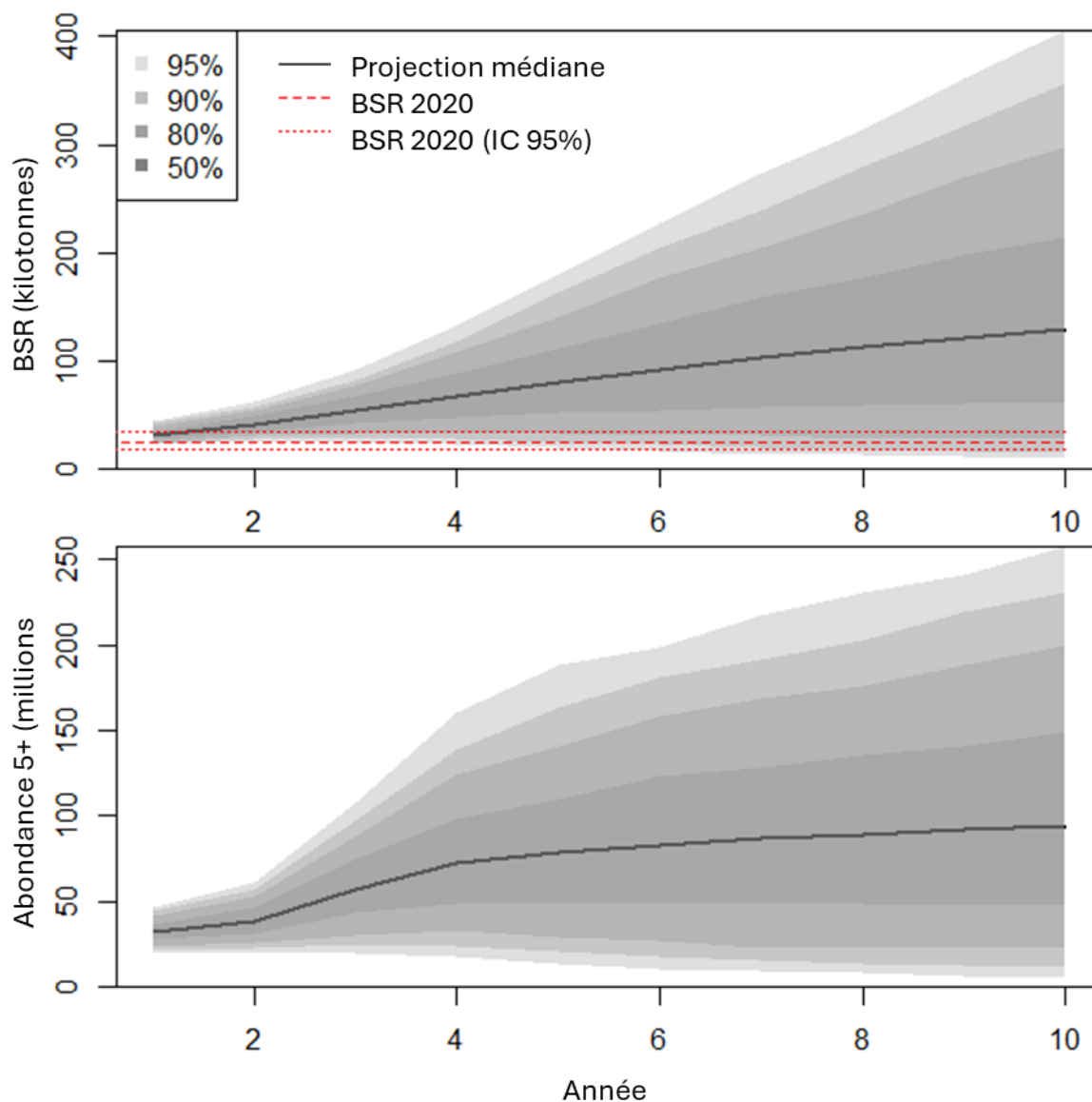


Figure 65. Résultats des projections du modèle de référence en supposant un statu quo pour la prise totale annuelle de 2 000 t pour la BSR (en haut) et l'abondance de l'âge 5+ (en bas). Les zones ombrées sont l'enveloppe de probabilité centrale pour les 50 % intérieurs des itérations (les plus sombres) et jusqu'aux 95 % intérieurs (les plus claires). La valeur de la projection médiane est représentée par une ligne noire; le niveau de la BSR estimée pour 2020 et l'IC à 95 % sont tracés en rouge dans le panneau supérieur. L'année initiale de projection est 2021.

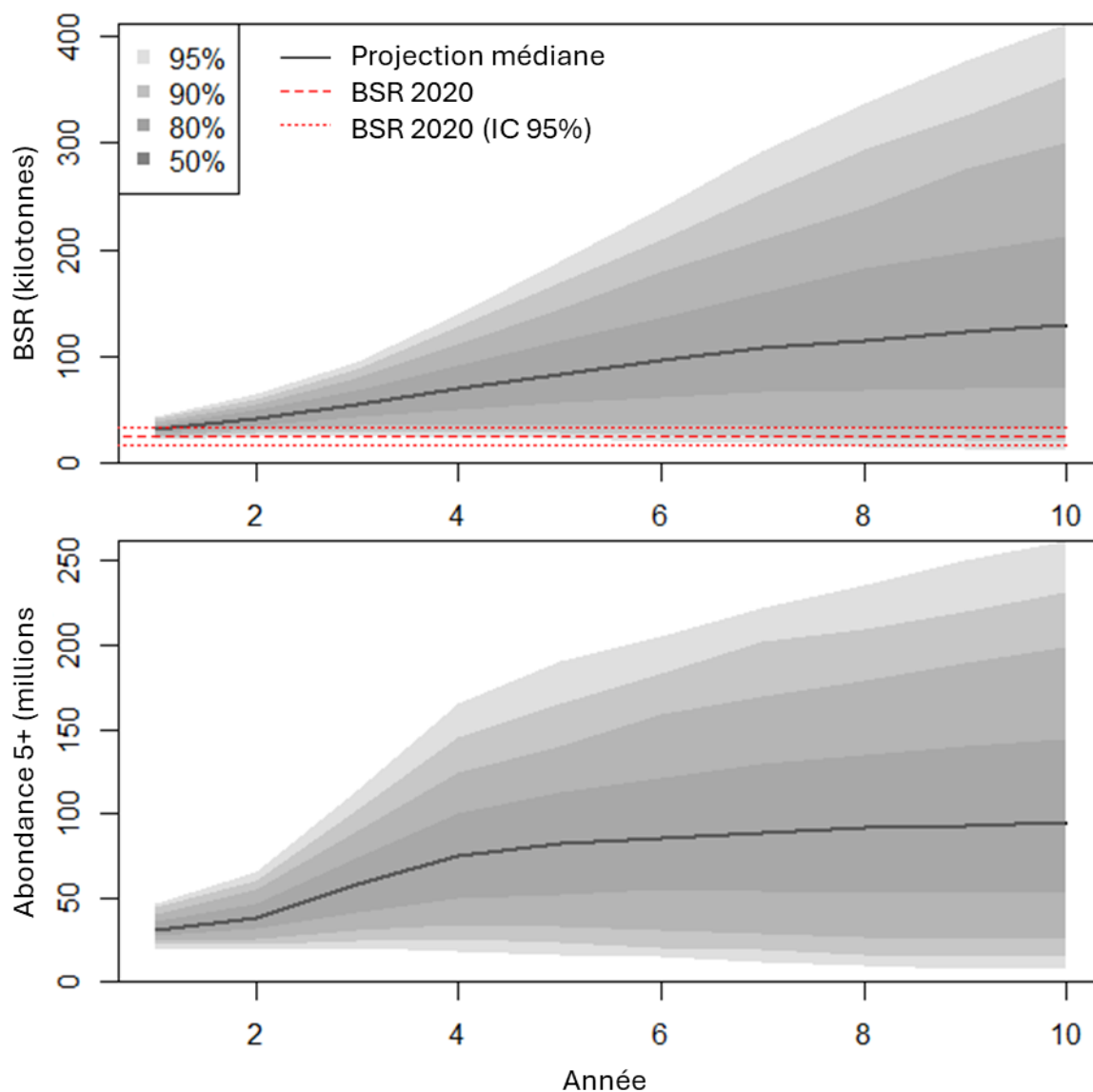


Figure 66. Résultats des projections du modèle de référence en supposant une prise annuelle de 100 t pour la BSR (en haut) et l'abondance de l'âge 5+ (en bas). Les zones ombrées sont l'enveloppe de probabilité centrale pour les 50 % intérieurs des itérations (les plus sombres) et jusqu'aux 95 % intérieurs (les plus claires). La valeur de la projection médiane est représentée par une ligne noire; le niveau de la BSR estimée pour 2020 et l'IC à 95 % sont tracés en rouge dans le panneau supérieur. L'année initiale de projection est 2021.

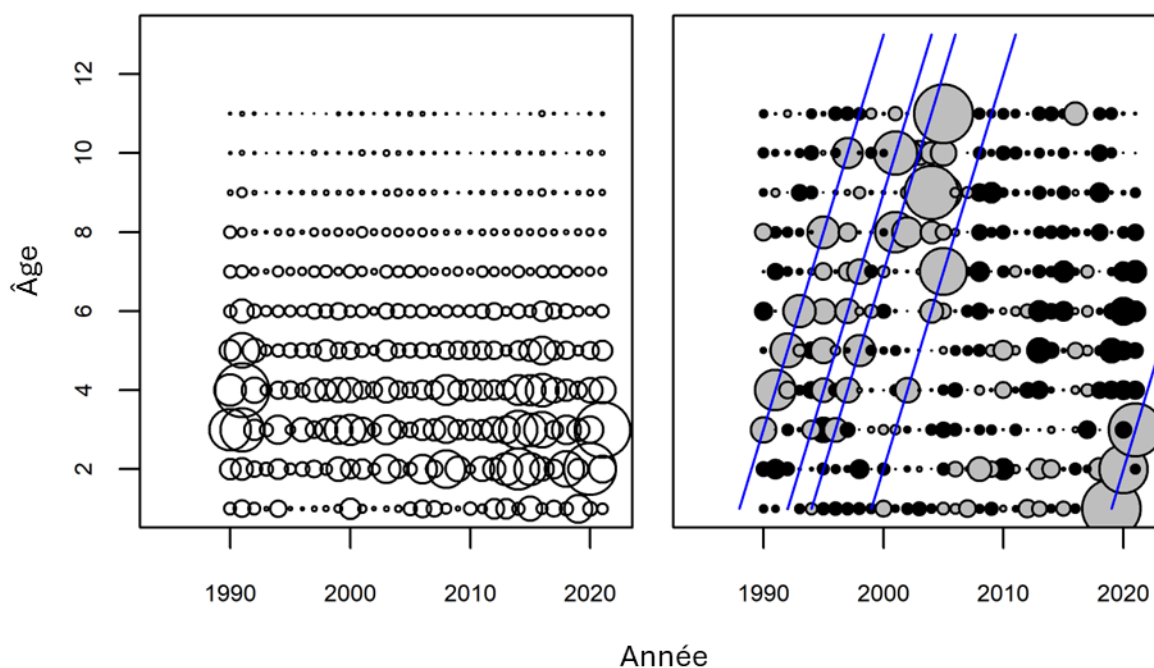


Figure 67. Prises selon l'âge dans le relevé de recherche du MPO à partir de 1990. Nous avons choisi de tracer la série abrégée (en excluant la période de 1984 à 1989) afin d'éviter d'avoir à apporter les corrections estimées par le modèle pour la capturabilité des morues d'âge 2 ou 3 en raison du changement de bateau et d'engin survenu en 1990. Le graphique de gauche montre les prises proportionnellement à la taille du cercle, tandis que le graphique de droite montre les proportions normalisées par âge par année, les cercles gris indiquant des prises supérieures à la moyenne et les cercles noirs, des prises inférieures à la moyenne. Les lignes bleues indiquent certaines cohortes qui ont été toujours évaluées comme supérieures à la moyenne dans le relevé. Voir plus de détails dans Benoît et al. (2022.)

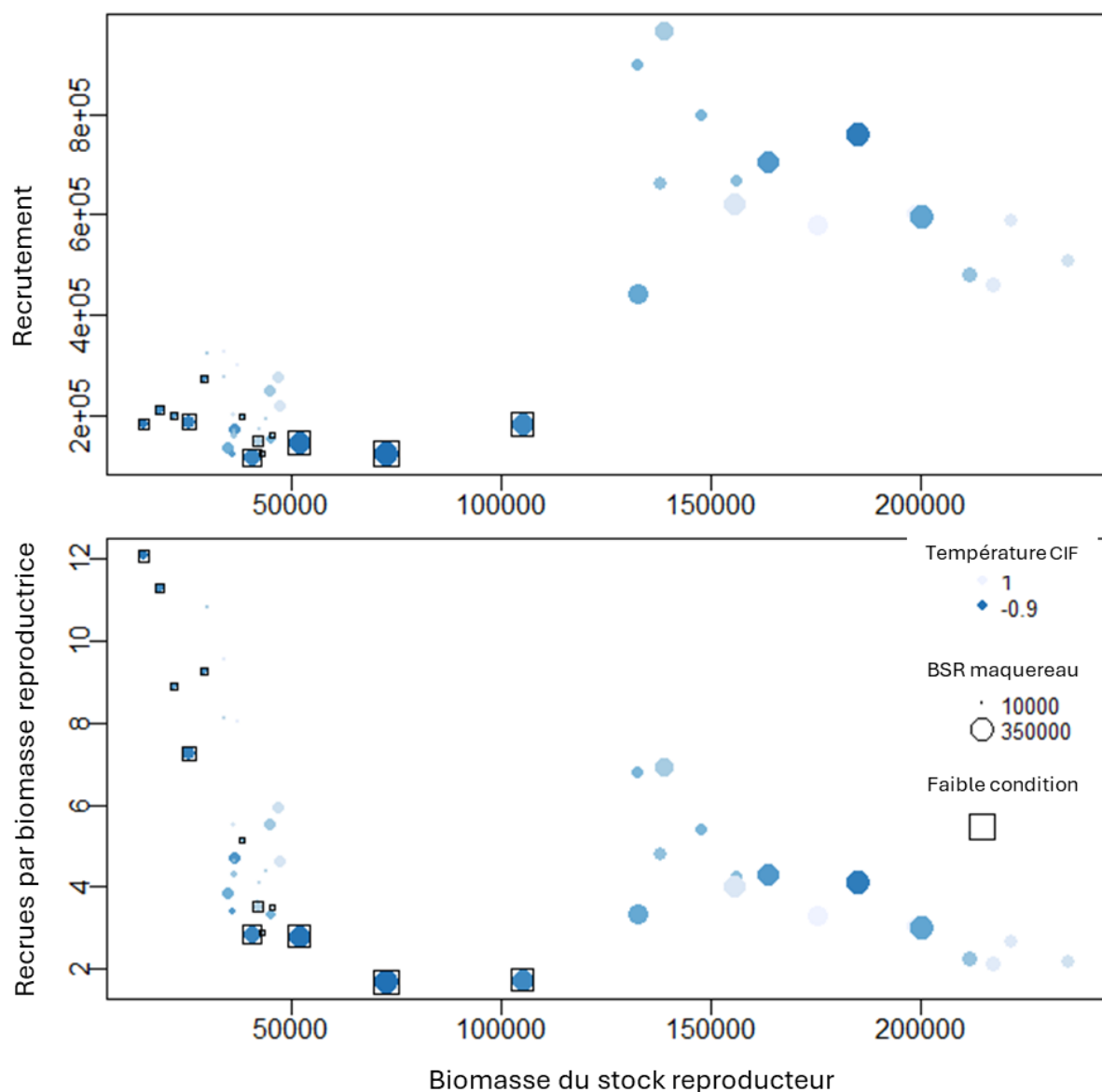


Figure 68. Panneau supérieur : Relation stock-recrutement estimée dans le modèle de référence avec les symboles définissant les conditions durant l'année d'origine du stock; un ombrage bleu indique la température centrale moyenne dans la couche intermédiaire froide (CIF; tiré de Galbraith et al. 2021), la taille du symbole correspond à la BSR du maquereau (tiré de MPO 2021b) et les cases indiquent les années associées à un faible état physiologique des adultes (tiré de Lambert 2011). Panneau inférieur : Graphique de la biomasse du nombre de recrues par géniteur pour les estimations du modèle de référence, avec le même code de symboles que dans le panneau supérieur.

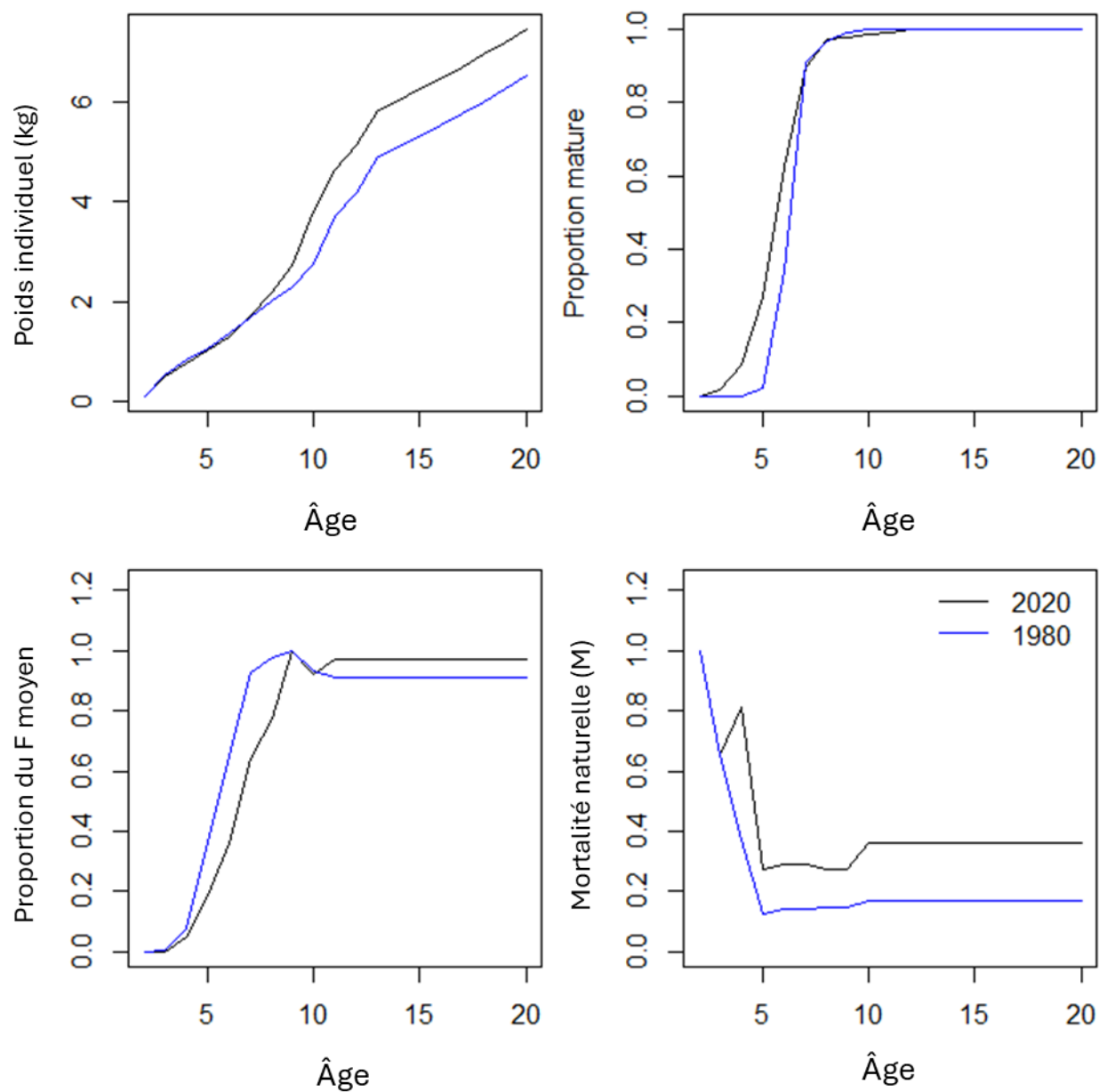


Figure 69. Fonctions selon l'âge utilisées comme données d'entrée dans les calculs de RPR et de GPR pour 2020 et pour la période de 1980 à 1985. Les valeurs ont été projetées jusqu'à l'âge 20 pour le calcul à partir des valeurs à l'âge 11+ dans le modèle. Les poids individuels présentés sont les poids de la population au début de l'année (poids du stock); les poids de la pêche (poids des prises) affichent des tendances similaires et ne sont pas indiqués.

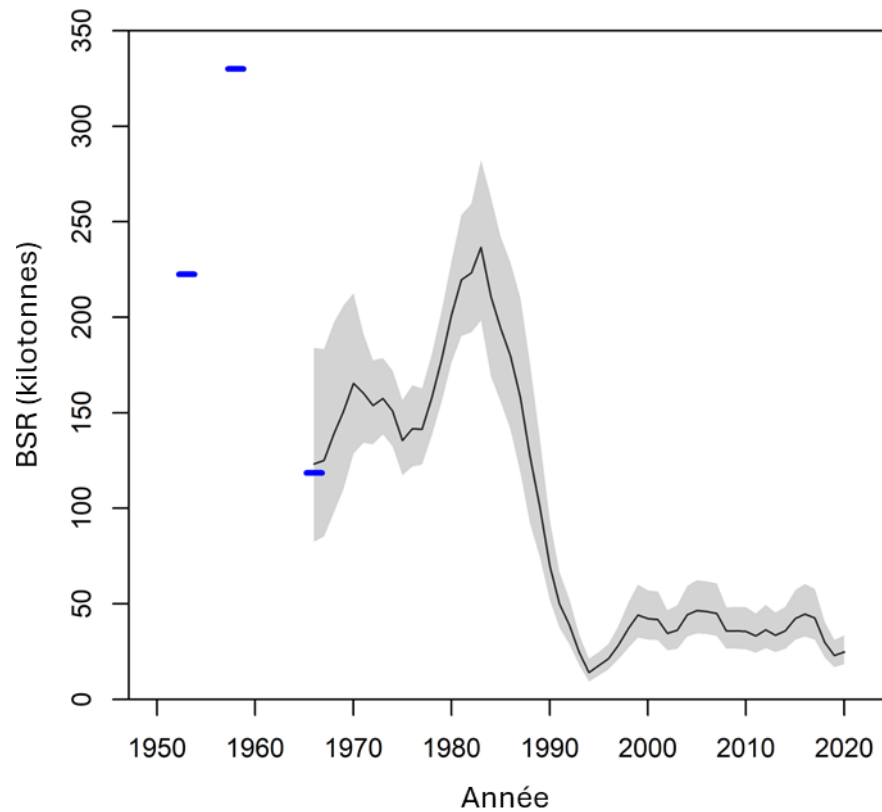


Figure 70. Estimations de la biomasse du stock reproducteur par le modèle étendu avec les intervalles de confiance à 95 % (lignes continues et zone ombrée en gris, respectivement). Les barres bleues indiquent les estimations ponctuelles calculées pour 1953 et 1958, et recalculées pour 1966, en utilisant l'information sur le poids et la maturité du stock dans Wiles et May 1968.

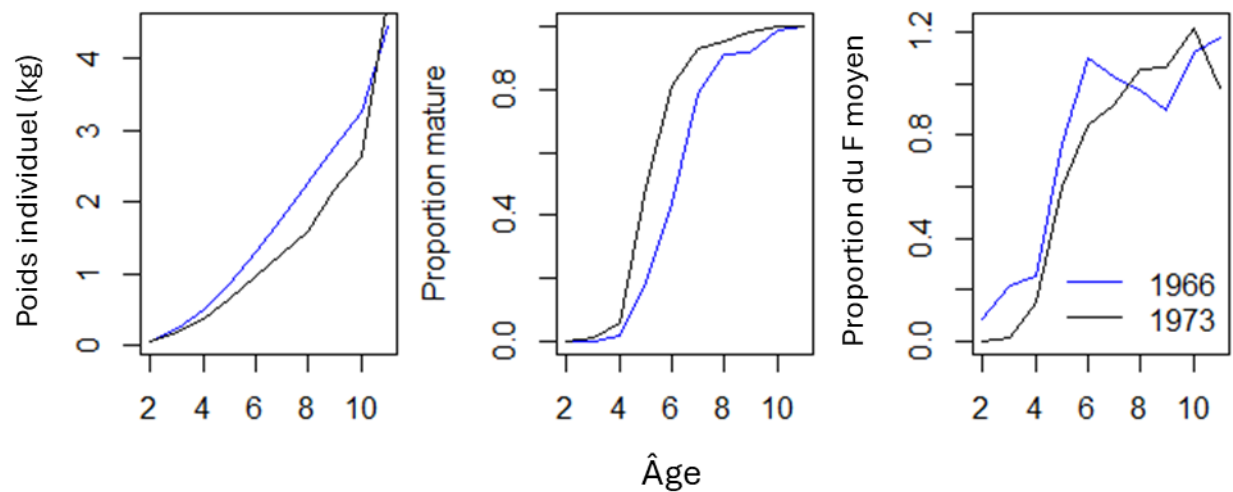


Figure 71. Poids individuels, ogive de maturité et sélectivité relative de la pêche pour 1966 et 1973 utilisés dans le modèle étendu. Les poids individuels présentés sont les poids de la population au début de l'année (poids du stock).

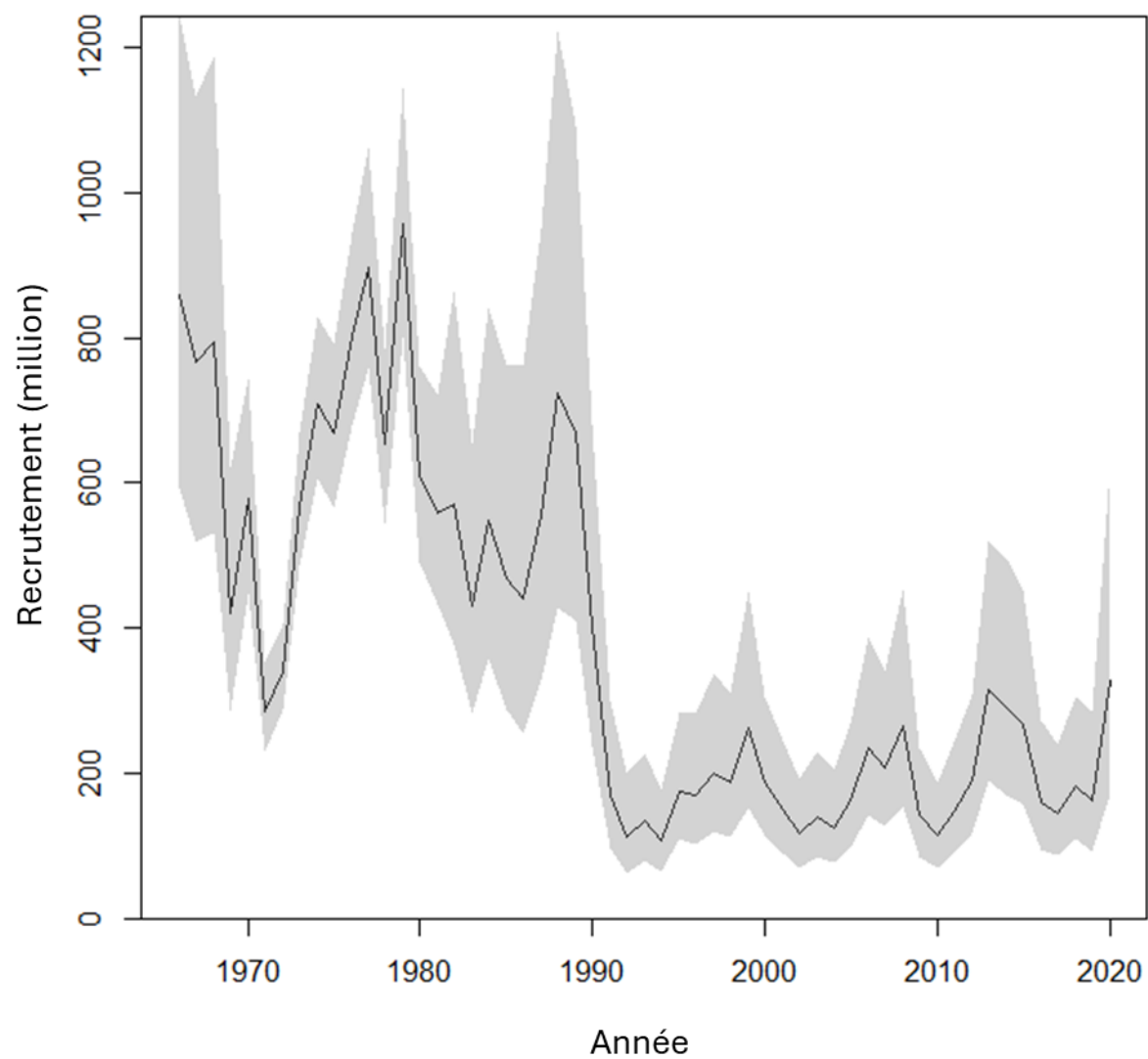


Figure 72. Estimations du recrutement (nombres à l'âge 2) dans le modèle étendu avec les intervalles de confiance à 95 % (lignes continues et tiretées, respectivement).

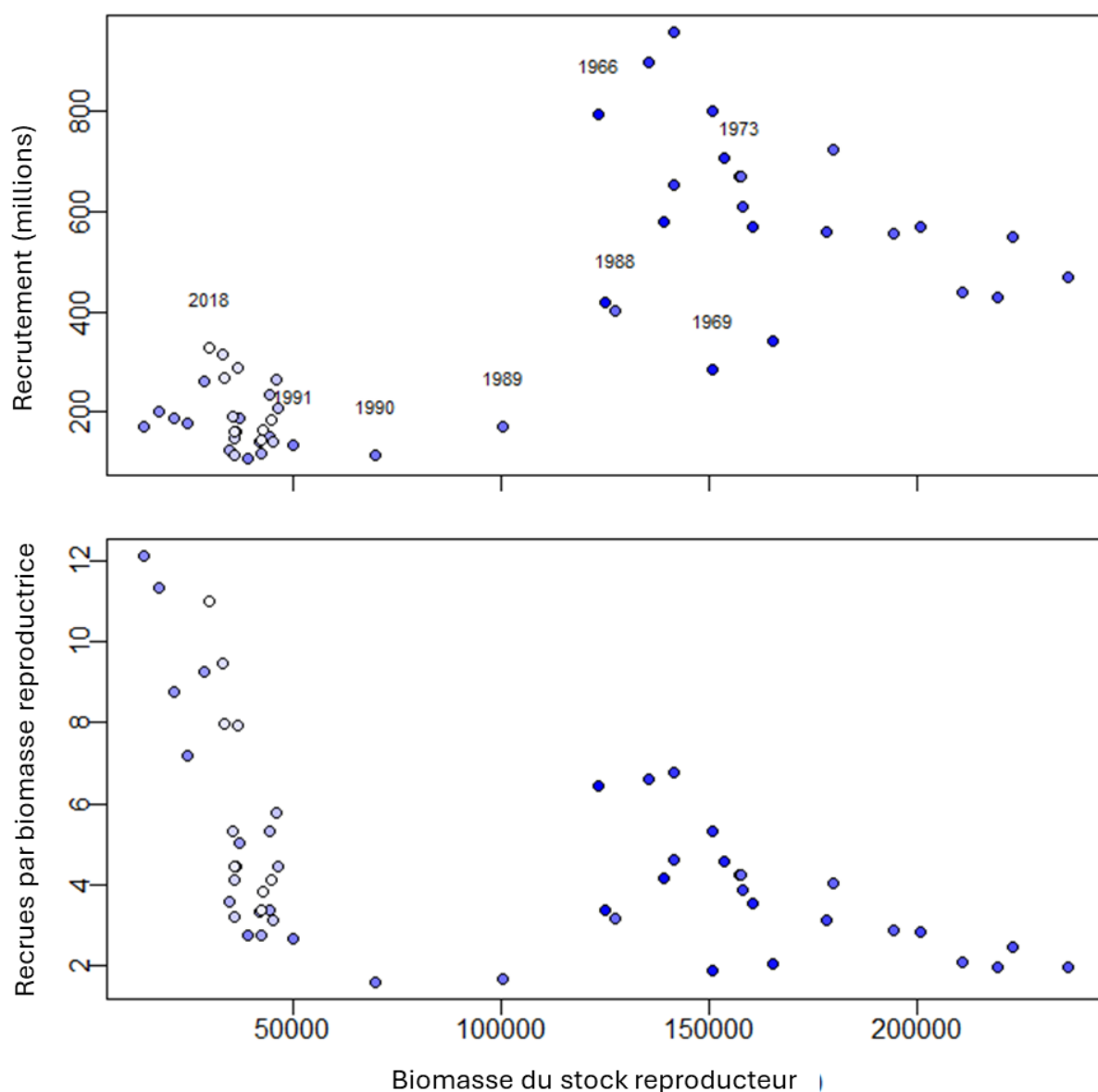


Figure 73. Graphiques du stock et des recrues dans le modèle étendu. Panneau supérieur : Relation stock-recrutement, les années plus anciennes étant tracées en bleu foncé et passant au blanc pour les dernières années. Panneau inférieur : Graphique de la biomasse du nombre de recrues par géniteur, avec le même codage de couleurs que dans le panneau supérieur.

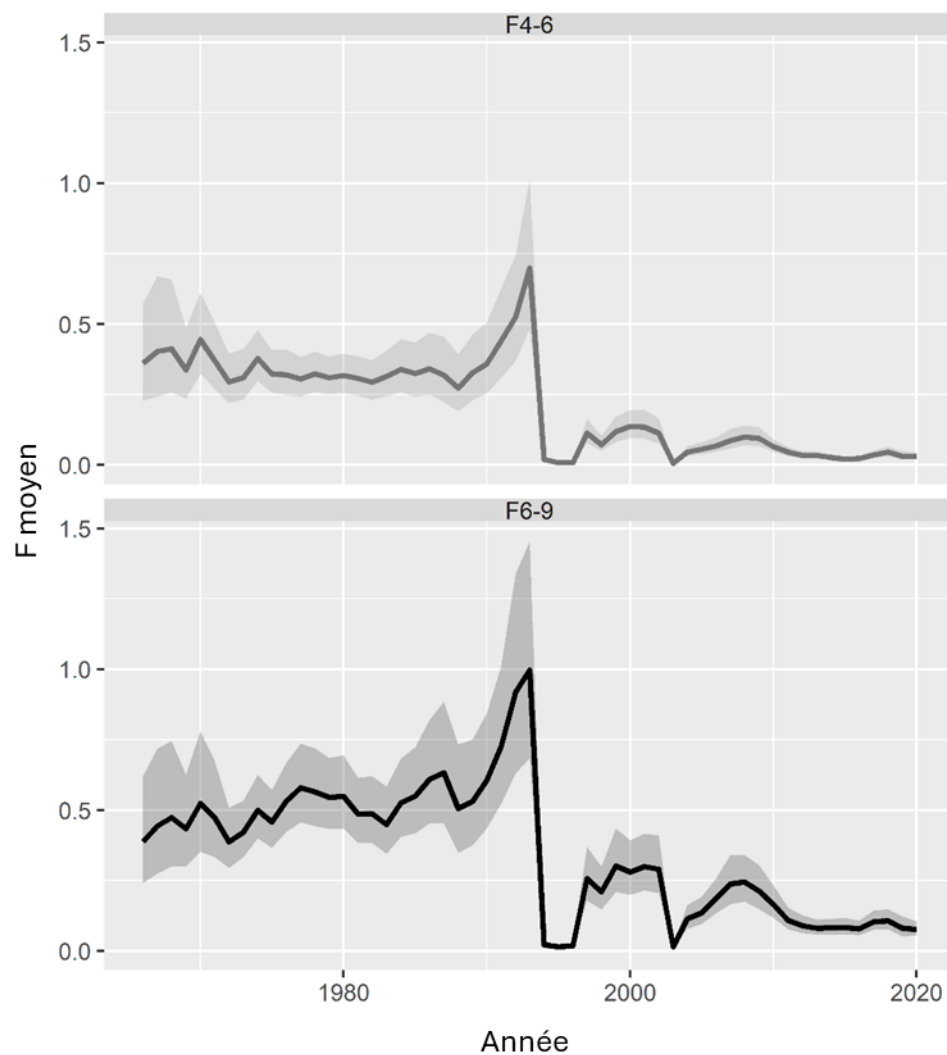


Figure 74. Estimations de la mortalité moyenne par pêche F aux âges 4 à 6 et 6 à 9 (panneaux), avec les intervalles de confiance à 95 % (zone ombrée) dans le modèle étendu.

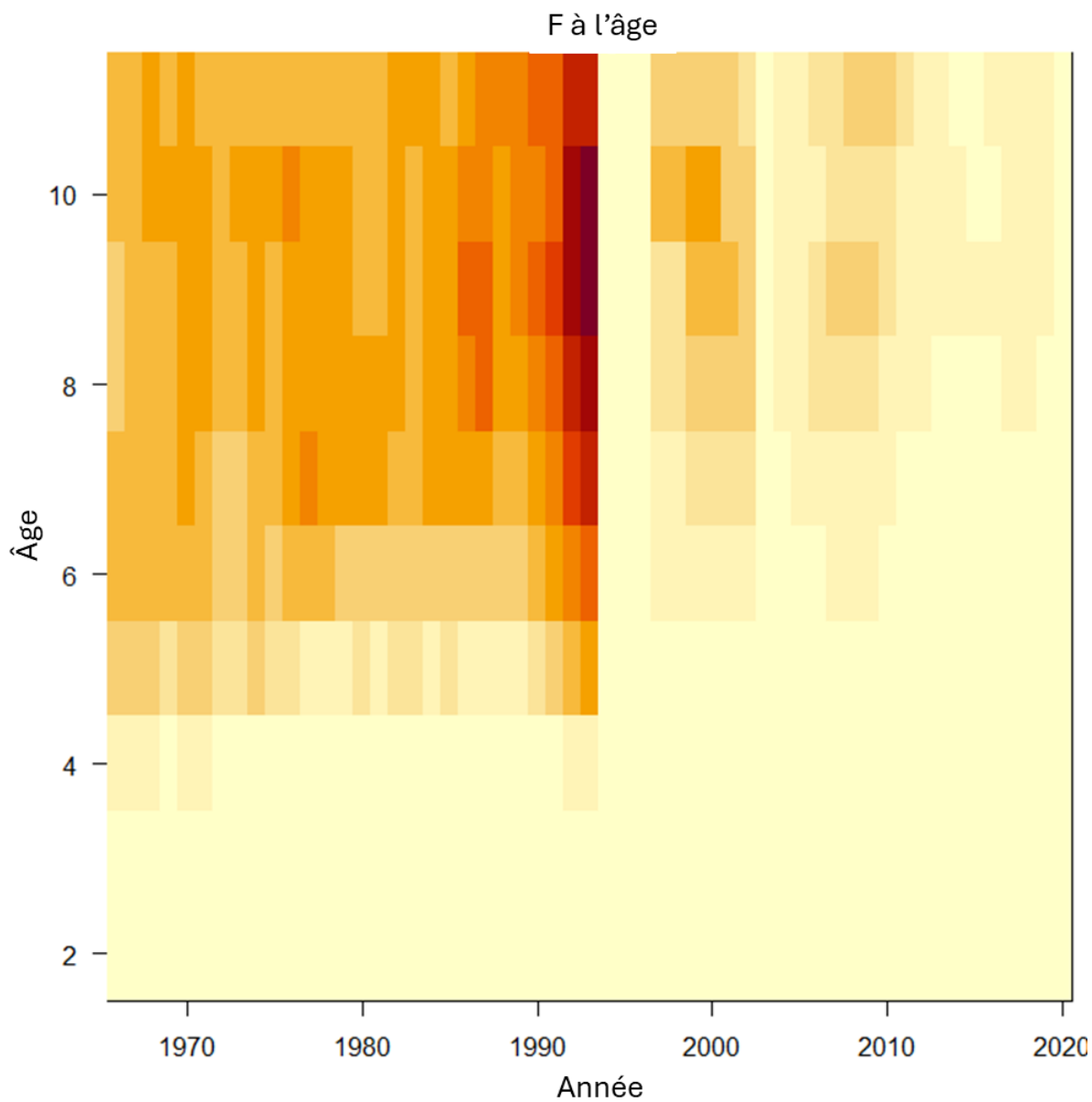


Figure 75. Illustration des estimations par le modèle étendu de la mortalité par pêche selon l'âge, où les couleurs plus foncées indiquent des valeurs plus élevées.

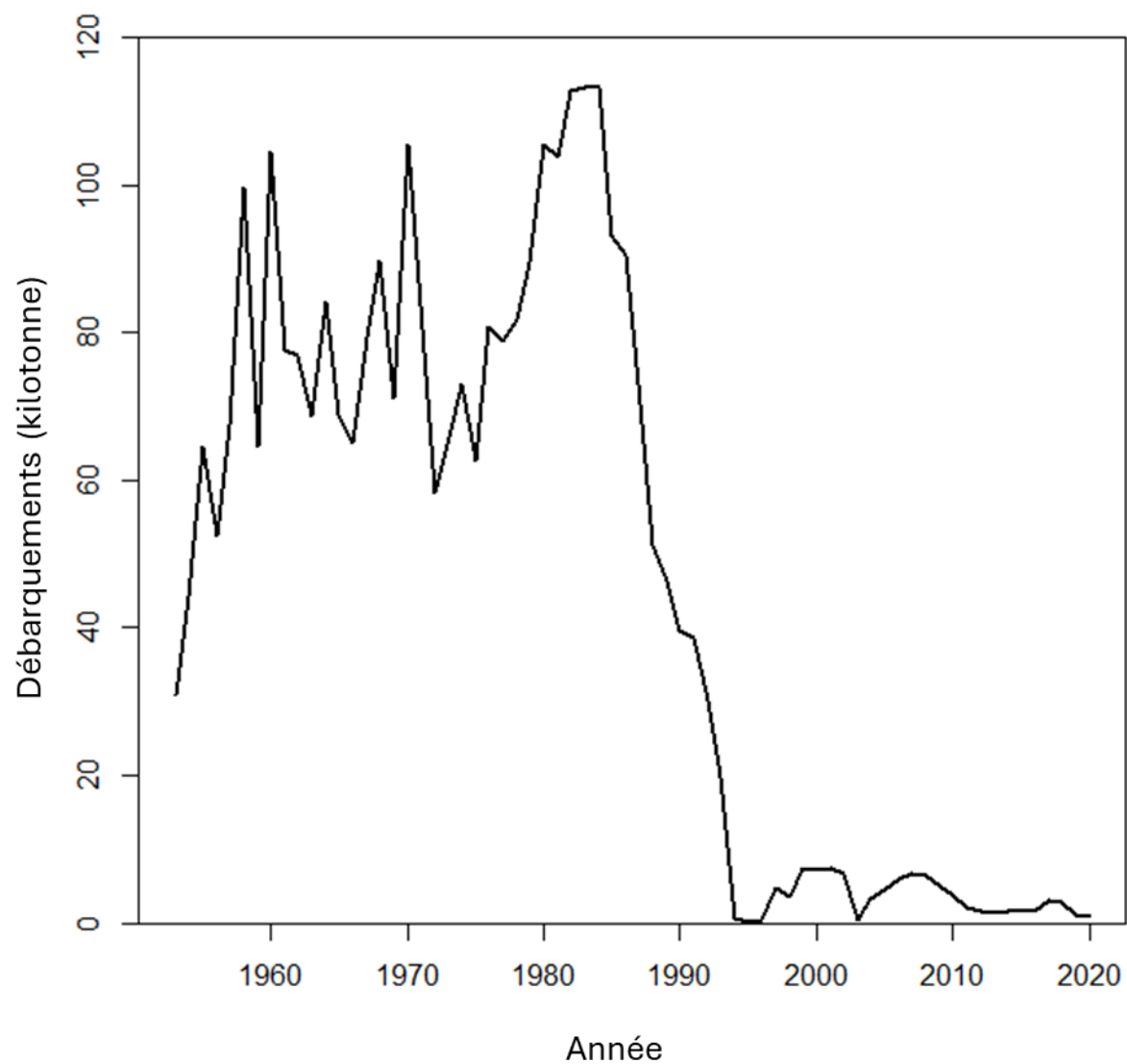


Figure 76. Série chronologique des débarquements de morue du nord du golfe du Saint-Laurent utilisée dans le modèle étendu.

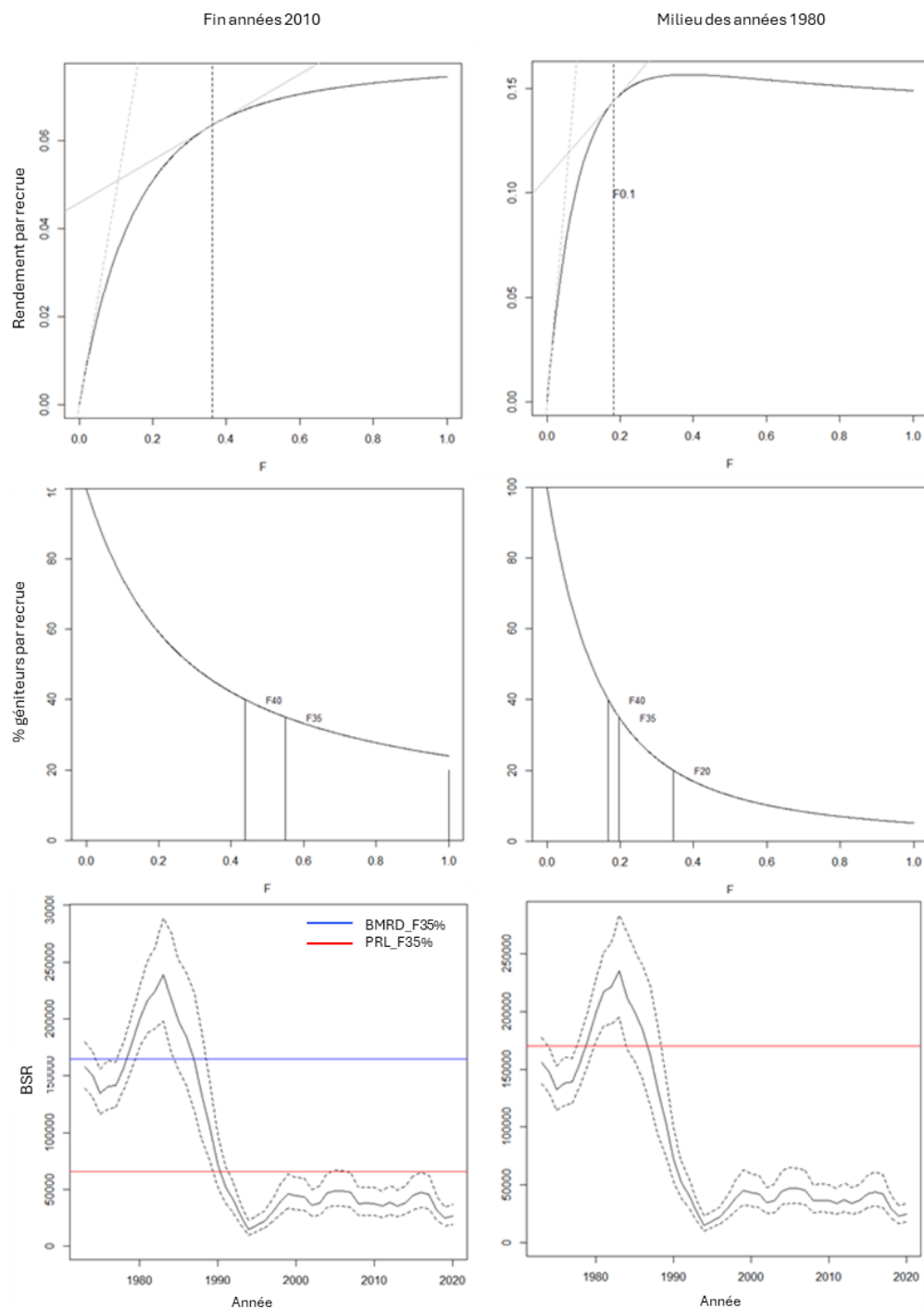


Figure 77. Résultats des calculs des points de référence indicateurs utilisant des fonctions dépendantes de l'âge pour 2020, pertinents pour la fin des années 2010 (colonne de gauche) et la période de 1980 à 1985 (colonne de droite). Rangée du haut : Fonctions de rendement par recrue, avec les pentes fonctionnelles et $F_{0.1}$ indiquées dans les tracés. Rangée du milieu : Fonctions de géniteur par recrue, avec $F_{GPR20\%}$, $F_{GPR35\%}$ et $F_{GPR40\%}$ indiquées. Rangée du bas : Estimations de la BSR et intervalle de confiance à 95 % du modèle de référence, avec les points de référence fondés sur le GPR ($BMRD_F35\%$ se situe au-delà de la fourchette de l'axe des ordonnées et n'a donc pas été tracée pour les estimations du début au milieu des années 1980).

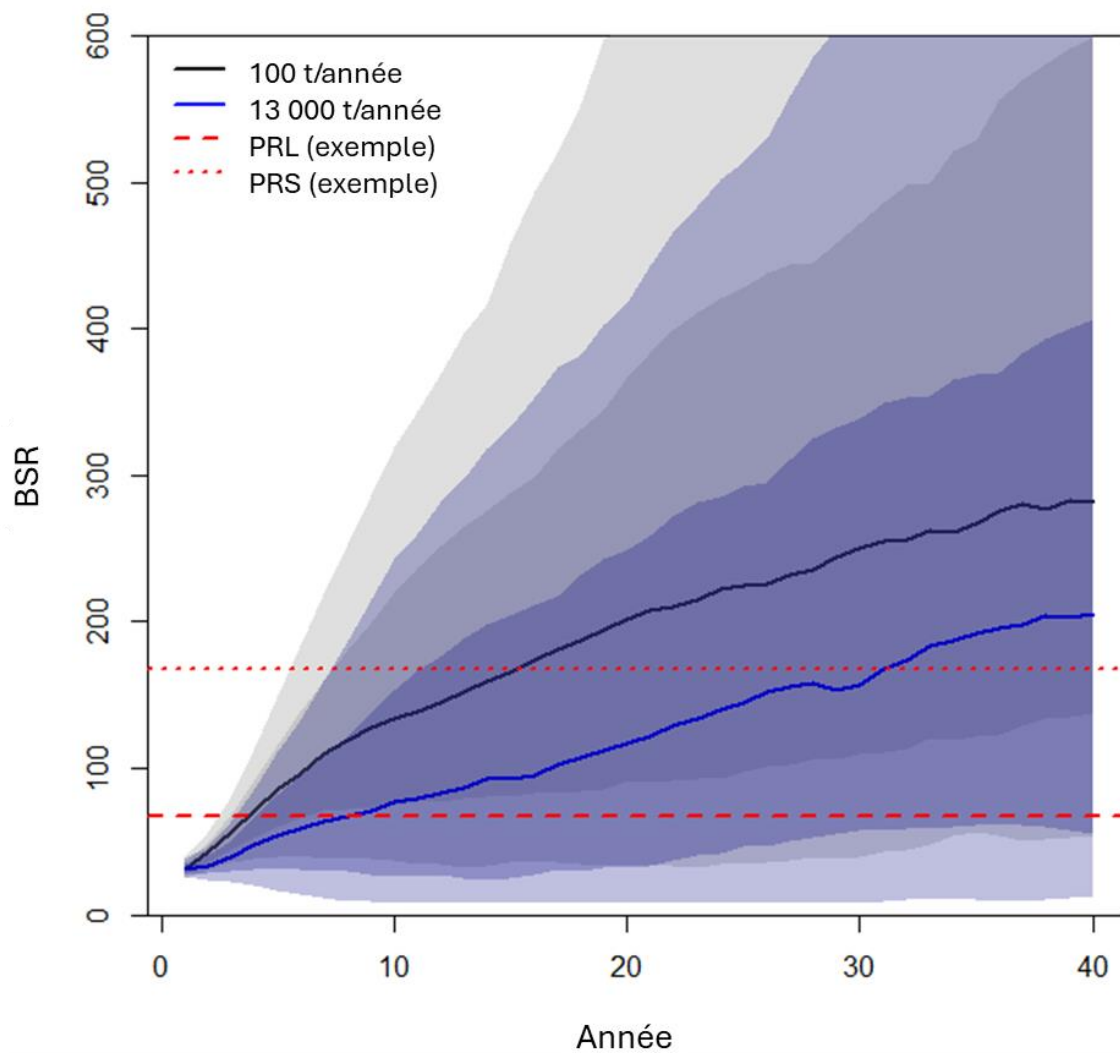


Figure 78. Projections sur 40 ans pour le stock de morue du nord du golfe du Saint-Laurent selon deux scénarios de pêche : 100 t par année et 13 000 t par année, et pour des exemples de valeurs pour un PRL et pour un PRS, présumé être une cible de rétablissement. La zone ombrée la plus foncée pour chaque projection définit l'écart interquartile des probabilités, tandis que la zone ombrée plus claire définit les probabilités allant de 10 à 90 %. L'année initiale de projection est 2021.

ANNEXE A – RÉSULTATS DE LA SIMULATION DU MODÈLE DE RÉFÉRENCE

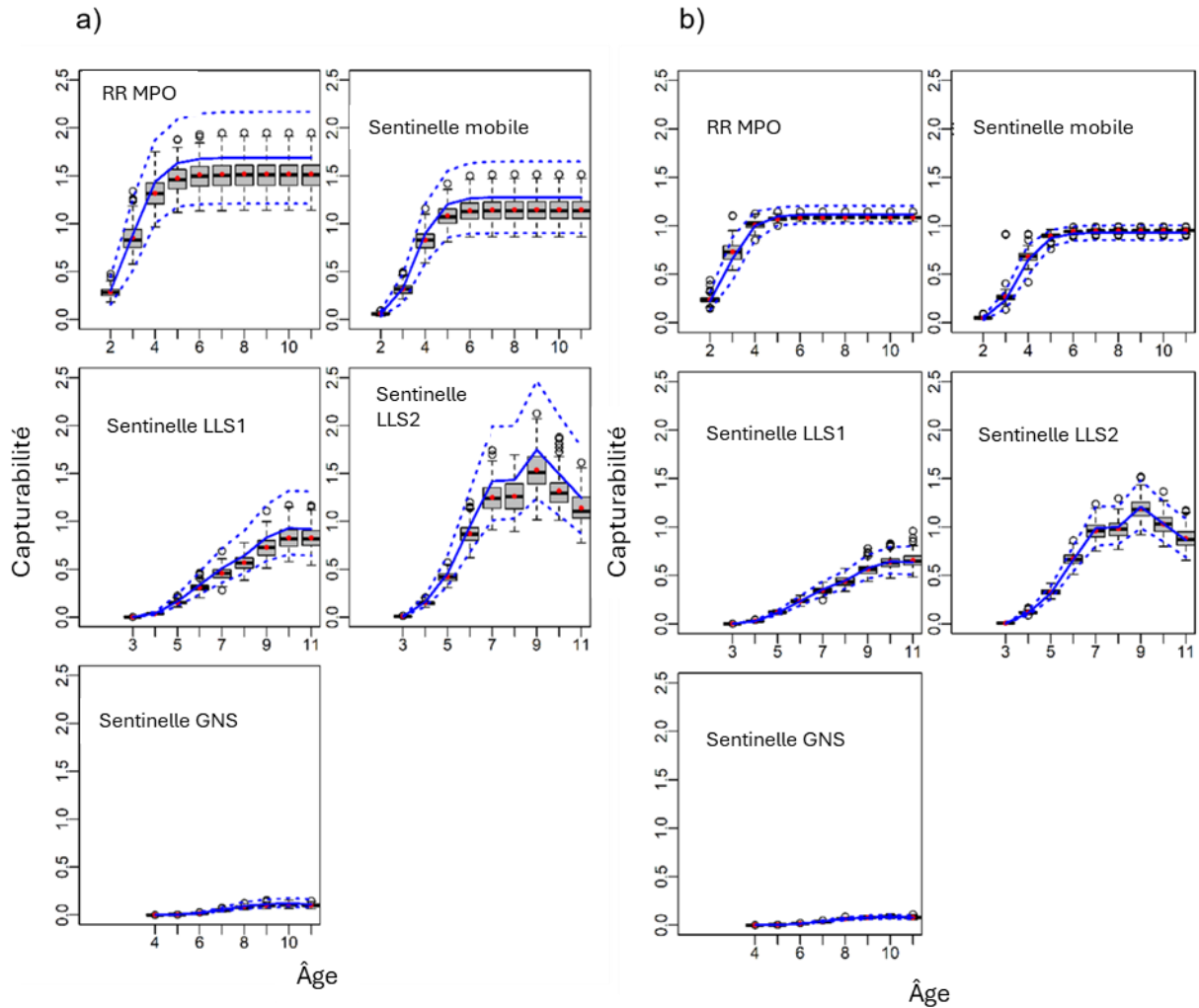


Figure A1.1. Résultats des auto-simulations pour les fonctions de capturabilité du relevé pour : a) le modèle de référence et b) le modèle de référence en supposant un a priori très informatif sur la capturabilité au plein recrutement dans le relevé de recherche du MPO. Les lignes bleues continues et tiretées sont les estimations originales du modèle et les intervalles de confiance à 95 %, respectivement. Le diagramme de quartiles résume les estimations générées par 100 itérations de simulation et les points rouges indiquent la moyenne de ces itérations.

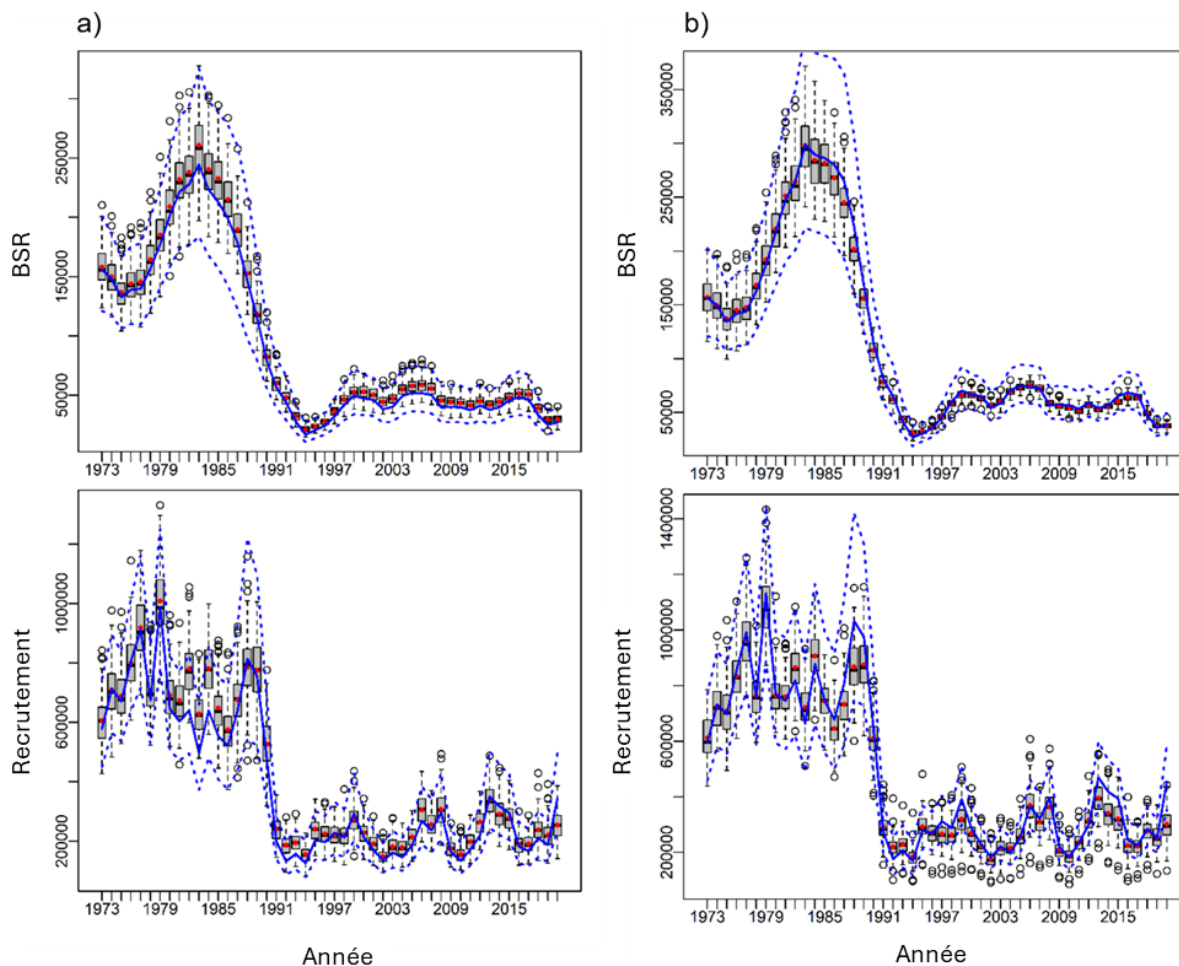


Figure A1.2. Résultats des auto-simulations pour la biomasse du stock reproducteur (en tonnes, en haut) et le recrutement (en millions, en bas) pour : a) le modèle de référence et b) le modèle de référence en supposant un a priori très informatif sur la capturabilité au plein recrutement dans le relevé de recherche au chalut de fond du MPO. Les lignes bleues continues et tiretées sont les estimations originales du modèle et les intervalles de confiance à 95 %, respectivement. Le diagramme de quartiles résume les estimations générées par 100 itérations de simulation et les points rouges indiquent la moyenne de ces itérations.

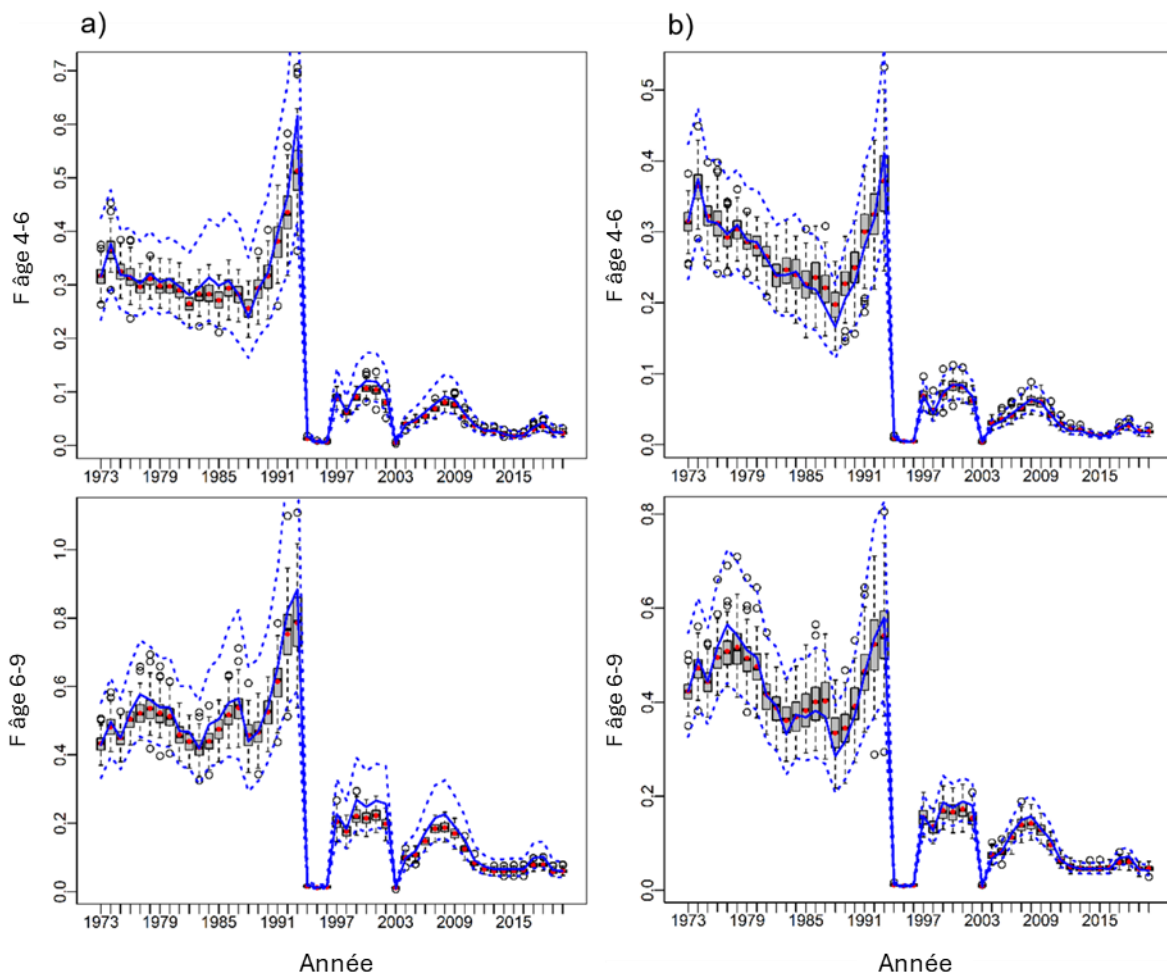


Figure A1.3. Résultats des auto-simulations pour la mortalité moyenne par pêche pour les âges 4 à 6 (en haut) et 6 à 9 (en bas) pour : a) le modèle de référence et b) le modèle de référence en supposant un a priori très informatif sur la capturabilité au plein recrutement dans le relevé de recherche du MPO. Les lignes bleues continues et tiretées sont les estimations originales du modèle et les intervalles de confiance à 95 %, respectivement. Le diagramme de quartiles résume les estimations générées par 100 itérations de simulation et les points rouges indiquent la moyenne de ces itérations.

ANNEXE B – PRÉCÉDENT PLAN DE RÉTABLISSEMENT POUR LA MORUE DU NGSL

Il est à noter que les références aux figures, tableaux et annexes dans le texte qui suit concernent le document du plan de rétablissement et sont donc spécifiques à l'annexe B du présent document de recherche.

Plan de rétablissement Morue du nord du golfe du Saint-Laurent (*Gadus morhua*) Divisions 3Pn4RS de l'OPANO Mai 2013 – Mai 2018

Avant-propos

1. Pêches et Océans Canada (MPO) a élaboré « *Un cadre décisionnel pour les pêches intégrant l'approche de précaution* » (cadre de l'approche de précaution) aux termes du Cadre pour la pêche durable (CPD). Ce document décrit la méthodologie ministérielle relative à l'application de l'approche de précaution (AP) aux pêches canadiennes. Un élément important du cadre de l'AP stipule que lorsqu'un stock a atteint un point de référence limite (PRL) ou est inférieur à celui-ci, un plan de rétablissement doit être mis en place de manière à avoir une probabilité élevée de faire passer le stock au-dessus du PRL dans un délai raisonnable.
2. Le présent plan de rétablissement vise à déterminer les principaux objectifs et exigences relatifs aux stocks de morue de la division 3Pn4RS, ainsi que les mesures de gestion permettant d'atteindre les objectifs définis. Le présent document sert également à communiquer une information élémentaire sur le stock et sa gestion principalement au personnel de Pêches et Océans Canada, à l'industrie de la pêche, aux conseils de cogestion établis par la loi et à d'autres parties intéressées du secteur des pêches. Ce plan fournit une interprétation commune des « règles » fondamentales qui régissent le rétablissement du stock. Les mesures et les objectifs définis dans ce plan sont applicables tant que le stock se trouve sous le PRL. Une fois qu'il aura augmenté et demeurera constamment supérieur au PRL, il sera géré grâce au processus standard du Plan de gestion intégrée des pêches (PGIP). Les mesures de gestion définies dans ce plan de rétablissement sont obligatoires et peuvent être modifiées afin d'inclure des restrictions supplémentaires relatives aux prises si elles ne mènent pas au rétablissement du stock.
3. Le présent plan de rétablissement n'est pas un document exécutoire; il ne peut constituer la base d'une contestation judiciaire. Le plan peut être modifié en tout temps, il ne peut entraver l'exercice du pouvoir discrétionnaire du ministre conféré par la *Loi sur les pêches*. Le ministre peut, pour des raisons de conservation ou pour toute autre raison valable, modifier toute disposition du plan de rétablissement conformément aux pouvoirs reconnus dans la *Loi sur les pêches*.
4. Lorsque le MPO est responsable de la mise en œuvre d'un plan de rétablissement visant un secteur faisant l'objet d'un accord sur des revendications territoriales, ce plan est mis en œuvre conformément à cet accord.

Préambule

5. Des accords internationaux tels que l'Accord des Nations Unies sur la pêche (ANUP) et le Code de conduite pour une pêche responsable (CCPR) de l'Organisation des Nations Unies pour l'alimentation et l'agriculture, ainsi que le Cadre de l'approche de précaution de Pêches et Océans Canada prévoient le rétablissement des stocks de poissons décimés grâce à l'application d'une approche de précaution. Le rétablissement continu et la croissance de ce stock sont souhaités pour assurer sa durabilité à long terme et promouvoir les perspectives économiques qui y sont liées. Les lignes directrices, telles que définies dans le Cadre de l'approche de précaution du MPO, s'appliquent de façon cohérente pour tous les stocks. Néanmoins, les règles de décisions du total autorisé des captures (TAC) peuvent varier d'un stock à l'autre. Il est noté que cette approche sera appliquée en respectant les parts de flottilles établies.
6. La dernière évaluation scientifique utilisée pour le présent stock date de 2012. La prochaine évaluation aura lieu en 2015 et la suivante en 2017. L'expérience acquise dans le cadre de l'exécution de ce plan sera revue en 2018 (soit après cinq ans) afin de déterminer dans quelle mesure des modifications peuvent être apportées au plan. Des ajustements au plan pourraient être faits plus tôt si la méthodologie pour l'évaluation des stocks vient à changer.

Données récentes sur le stock et la pêche

7. Des données récentes (20 dernières années environ) sur le stock et la pêche sont présentées à l'annexe 1. Avant cette période, le stock a connu des niveaux de biomasse mature aussi élevés que 450 000 tonnes (t) au début des années 1980. Le nombre d'adultes au sein de la population a chuté de 1983 à 1994, passant de 200 millions à 7 millions. L'année 1994 est celle au cours de laquelle on a observé le niveau de biomasse le plus faible.
8. L'effondrement de la population au cours des années 1980 et au début des années 1990 correspond généralement à une transition d'une période de faible mortalité naturelle ($M = 0,20$) à une période de mortalité naturelle élevée ($M = 0,40$). À l'exception de quelques années à la fin des années 1990, ce régime de mortalité élevée s'est maintenu. Les estimations de la mortalité naturelle comprennent toutes les sources potentielles de mortalité qui ne sont pas comptabilisées dans les statistiques de captures. Elles peuvent inclure la mortalité naturelle provenant de la prédation, le mauvais état, la maladie ainsi que les prises non déclarées, non comptabilisées et / ou les rejets de la pêche récréative, la pêche dirigée et des prises accessoires dans d'autres pêcheries.
9. Dans les années 1970 et 1980, la mortalité par pêche était relativement élevée, variant de 0,27 à 0,41. L'augmentation de la mortalité naturelle qui s'est poursuivie dans les années 1990 coïncidait avec une période au cours de laquelle on a enregistré une mortalité par pêche encore plus élevée, soit une mortalité par pêche (F) aussi élevée que 0,75 avant la mise en place du moratoire et aussi élevée que 0,39 depuis la réouverture de la pêche. Toutefois, depuis 2011, le niveau de mortalité par pêche est inférieur à 0,10.

Points de référence

10. Les points de référence pour ce stock sont les suivants :
 - a) Point de référence limite (Blim) pour la biomasse du stock reproducteur (BSR) = 116 000 t;
 - b) Point de référence supérieur du stock pour la BSR (Bprs) = 180 000 t;
 - c) Point de référence cible pour la BSR (Brms) = 200 000 t;
11. On indique que la plupart des représentants de l'industrie n'approuvent pas ces points de référence. On a rarement observé une dynamique des productivités du stock à des niveaux

de BSR entre 60 000 et 160 000 t. Ainsi, l'ajout de données au centre de cette fourchette amènera probablement de nouveaux renseignements importants sur la dynamique des productivités du stock et justifiera une réévaluation des points de référence.

12. Lorsque la BSR atteint ou dépasse 50 % de la *Blim* pour la première fois, ou tous les 5 ans si la BSR augmente de façon importante, un examen des méthodes pour déterminer la *Blim* est effectué pour confirmer que 116 000 t est toujours le point de référence adéquat pour la *Blim* ou si une autre méthode serait plus adéquate. Cet examen tiendra également compte des répercussions des modifications apportées au régime de productivité et de l'incidence possible de ces modifications sur la *Brms* et la *Frms*.

Objectifs à long terme du plan de rétablissement

13. L'objectif à long terme consiste à atteindre et à conserver la biomasse du stock reproducteur (BSR) de la morue de 3Pn4RS au niveau de la *Brms*, ou à un niveau plus élevé, principalement pour les pêcheurs, l'industrie et les communautés riveraines qui dépendent de la ressource pour leur subsistance ainsi que pour offrir des possibilités de pêche raisonnables pendant la période de rétablissement. Il est noté que cette approche sera appliquée en respectant les parts de flottilles établies.

Objectifs à court terme

14. Depuis 1993, la BSR pour ce stock a varié entre 5 300 et 25 000 t, et se situait à 18 740 t en date du 1^{er} janvier 2012. Elle était de 28 000 t en 1992 et de 46 000 t en 1991. L'objectif à court terme consiste à doubler la BSR sur une période de 10 ans (c.-à-d. atteindre environ 40 000 t), et ce, dès 2013, en fonction de la BSR en date du 1^{er} janvier 2012. Il est noté qu'une période de 10 ans a été retenue pour l'application de l'objectif à court terme pour ce stock, laquelle pourrait ne pas être appropriée pour d'autres stocks.
15. Lorsque la BSR aura doublé par rapport au niveau de janvier 2012, le prochain objectif à court terme sera d'accroître la BSR de 50 % pour chaque période quinquennale suivante.

Analyse sommaire

16. La mortalité par la pêche actuelle est estimée à 0,075.
17. Trois scénarios ont été envisagés pour l'élaboration de règles de contrôle des prises, comme indiqué à l'annexe 2 (tableau 1). Des trajectoires hypothétiques de la BSR pour une période de dix ans fondées sur les trois scénarios de règles de contrôle des prises (HR1, HR2 et HR3) pour des régimes à productivité faible, moyenne et élevée estimés selon les taux de reproduction et de mortalité précis en fonction de l'âge ont été réalisées à partir d'une BSR de 18 740 t ou de 25 000 t (annexe 2, figure 3). Un scénario fondé sur l'absence de pêches dirigées (pêches faibles à inexistantes avec un TAC ou un niveau de prises de 400 t) a également été présenté pour le régime à faible productivité. Le régime de productivité est défini comme le taux de croissance potentiel de la population (soit % d'augmentation/an à l'annexe 2, tableau 2) provenant de modèles matriciels de population utilisant la mortalité et les taux de reproduction spécifiques à l'âge.
18. Il n'existe pas de différences importantes quant aux résultats par rapport à l'objectif à court terme entre les deux différentes BSR de départ utilisées. Les trois scénarios indiquaient une tendance positive où, dans le cas d'un régime à productivité moyenne ou élevée, le stock atteint l'objectif à court terme en respectant l'échéancier de dix ans. Dans le cas du régime à faible productivité, le stock atteint l'objectif à court terme uniquement dans le cadre d'un scénario où il n'y a pas de pêches dirigées (LOW-NF, annexe 2, figure 4), ce qui reflète les répercussions d'une mortalité naturelle élevée sur le potentiel de croissance future du stock.

19. Depuis le moratoire de 1993, ce stock a connu des périodes de mortalité naturelle faible, moyenne et élevée (annexe 2, figure 1). En moyenne, le régime de productivité en place pour ce stock depuis le moratoire de 1993 peut être considéré comme moyen. Le régime de productivité actuel est faible. À partir de l'hypothèse voulant que le régime de productivité des 20 dernières années soit utilisé pour la durée de ce plan de rétablissement, les règles de décision suivantes sont considérées comme raisonnables et équilibrées. Cette approche est similaire au scénario proposé par certains représentants de l'industrie (scénario 2, annexe 2).

Règles de contrôle des prises

Lorsque la BSR se situe dans la zone critique (sous la *Blim*) :

20. À partir de 2013 et avec une BSR inférieure à la *Blim*, le total autorisé des prises, y compris tous les prélèvements, sera limité à 1 500 t par année pour une période de cinq ans.
21. Sans égard au paragraphe 20 si la BSR augmente, selon une moyenne de deux années consécutives, alors les règles de contrôle des prises pour les prélèvements totaux, incluant la pêche dirigée, devraient s'appliquer tel que précisé au tableau 1 ci-dessous. Si, à la suite d'une augmentation du TAC, la BSR diminue de nouveau, les règles de contrôle des prises indiquées au tableau 1 s'appliqueront, conformément au niveau de la BSR. Il est à noter qu'une période de deux années est retenue pour établir la moyenne à utiliser et pour appliquer les mesures convenues afin d'atteindre l'objectif à court terme pour ce stock, laquelle pourrait ne pas être appropriée pour d'autres stocks.

Tableau A2.1. Règles de contrôle des prises en cas d'augmentation ou de diminution de la BSR

BSR (en t)	Règle de contrôle des prises (TAC (t) ou F)	Mesure correspondante (TAC (t) ou F ou autre mesure)
< 12 000	-	Moratoire
12 000 à < 15 000	$F^1 = 0,075$	Pêche d'intendance / Prises accessoires
15 000 à < 18 000	$F = 0,075$	Variable (1200 < 1500 t)
18 000 < 25 000	TAC = 1 500 t	1 500 t
25 000 < 30 000	1 800 t	$\sim F^1 = 0,067$
30 000 < 40 000	3 185 t	$\sim F^1 = 0,101$

¹ Pour les poissons d'âge 7 à 9, la valeur de F est basée sur les données de l'évaluation du stock de 2012.

22. Sans égard aux paragraphes 20 et 21, si la moyenne de deux années de la BSR est inférieure à 15 000 t, la pêche commerciale et récréative dirigée feront place à une pêche d'intendance et de prises accessoires où $F = 0,075$. Il est noté que toute pêche d'intendance sera réalisée en respectant les allocations de flottilles. Si les niveaux de la BSR sont inférieurs à 12 000 t, un moratoire doit être annoncé, et les prélèvements seront limités à ceux qui sont nécessaires pour répondre a) aux besoins alimentaires, sociaux et rituels des

Premières Nations en fonction des accords liés à la Stratégie relative aux pêches autochtones; b) aux exigences en matière de prises accessoires dans le cadre d'autres pêches dirigées de poisson de fond; c) aux exigences des relevés réalisés dans le cadre de pêches scientifiques ou sentinelles. Si les tendances subséquentes liées à l'objectif du stock continuent d'être négatives, d'autres mesures seront envisagées.

23. Sans égard aux paragraphes 20 et 21, s'il apparaît, après cinq ans, que le stock ne semble suivre une tendance ni positive ni négative, selon une moyenne de l'estimation des deux BSR les plus récentes en date du 1^{er} janvier, les règles de contrôle des prises figurant au tableau 1 seront réévaluées afin d'intégrer les indices de recrutement de façon à favoriser la croissance du stock conformément à l'objectif à court terme.

ANNEXE 1 DU PLAN DE RÉTABLISSEMENT

Biomasse 3+, mortalité naturelle, TAC, prises et taux d'exploitation

Stocks de morue dans 3Pn, 4RS

De 1991 à 2012 (en date de mars 2012)

Année	Biomasse 3+ pour BSR mature	Mortalité	TAC	Prises	Taux d'exploitation
1991	45 760	0,40	35 000	32 017	0,46
1992	28 488	0,40	35 000	28 015	0,62
1993	18 087	0,40	18 000	18 440	0,75
1994	5 323	0,40	0	387	0,08
1995	12 483	0,40	0	148	0,04
1996	13 480	0,40	0	317	0,05
1997	15 811	0,19	6 000	4 792	0,31
1998	16 576	0,19	3 000	3 296	0,19
1999	21 469	0,19	7 500	7 136	0,39
2000	20 525	0,19	7 000	6 834	0,35
2001	21 142	0,19	7 000	7 150	0,34
2002	21 403	0,31	7 000	6 341	0,34
2003	20 431	0,31	0	4 069	0,02
2004	24 625	0,31	3 500	3 264	0,14
2005	25 048	0,31	5 000	4 491	0,20
2006	23 075	0,31	6 000	5 715	0,26
2007	21 091	0,40	7 000	6 470	0,30
2008	16 881	0,40	7 000	6 224	0,39
2009	18 131	0,40	7 000	4 695	0,30
2010	13 540	0,40	4 000	3 576	0,22
2011	19 156	0,40	2 000	1 742	0,08
2012	18 741		1 500	1 368	
2013	Aucune évaluation		1 500	1 022*	

* Nombre en date du 7 novembre.

ANNEXE 2 DU PLAN DE RÉTABLISSEMENT

Tableau A2.2. Règles de contrôle des prises suggérées par le MPO (scénario 1), l'industrie (scénario 2) et option alternative (scénario 3). Les TAC (t) et mortalités par la pêche (F) correspondantes sont présentés pour chaque gamme de valeurs de BSR (t).

Scénario 1			Scénario 2			Scénario 3		
BSR (t)	Règles de contrôle des prises (TAC en t)	F correspondant	BSR (t)	Règles de contrôle des prises (TAC en t)	F correspondant	BSR (t)	Règles de contrôle des prises (TAC en t)	F correspondant
< 25 000	1 500	-	< 25 000	1 500	-	< 25 000	1 500	-
25 000 < 30 000	1 500	F ¹ = ~ 0,055	25 000 < 30 000	1 800	F ¹ = ~ 0,067	25 000 < 30 000	1 800	F ¹ = ~ 0,067
30 000 < 40 000	1 800	F ¹ = ~ 0,055	30 000 < 40 000	3 185	F ¹ = ~ 0,101	30 000 < 40 000	2 156	F ¹ = ~ 0,067
40 000 < 50 000	2 800	F ¹ = ~ 0,065	40 000 < 50 000	4 365	F ¹ = ~ 0,103	40 000 < 50 000	3 290	F ¹ = ~ 0,077
50 000 < 58 000	4 000	F ¹ = ~ 0,075	50 000 < 60 000	5 665	F ¹ = ~ 0,107	50 000 < 60 000	4 628	F ¹ = ~ 0,087
58 000 < 80 000	5 300	F ¹ = ~ 0,085	60 000 < 70 000	7 085	F ¹ = ~ 0,112	60 000 < 70 000	6 165	F ¹ = ~ 0,097
80 000 < 116 000	9 300	F ¹ = ~ 0,095	70 000 < 80 000	8 625	F ¹ = ~ 0,117	70 000 < 80 000	7 900	F ¹ = ~ 0,107
116 000 < 180 000	15 753	F ¹ = ~ 0,13	80 000 < 90 000	10 285	F ¹ = ~ 0,123	80 000 < 90 000	9 831	F ¹ = ~ 0,117
-	-	-	90 000 < 100 000	12 065	F ¹ = ~ 0,128	90 000 < 100 000	11 060	F ¹ = ~ 0,117
-	-	-	100 000 < 110 000	13 965	F ¹ = ~ 0,134	100 000 < 110 000	12 289	F ¹ = ~ 0,117
-	-	-	110 000 < 120 000	15 985	F ¹ = ~ 0,139	110 000 < 120 000	14 938	F ¹ = ~ 0,13

¹ F pour les âges 7 à 9 basé sur les données de l'évaluation de 2012

Tableau A2.3. Taux de recrutement (i.e. taux de mortalité instantané moyen /an entre l'âge de 0 et 3 ans ; Z-0-3), mortalité naturelle adulte (i.e. taux de mortalité instantané pour l'âge 3+ ; M3+), pourcentage d'augmentation par année et période requise pour doubler la BSR pour les régimes de productivité faible, moyenne et élevée estimée par périodes de 10 ans suivant le moratoire de 1994-1996. Le pourcentage d'augmentation par année calculé à partir d'estimations de potentiel de croissance de la population dérivé de la matrice du modèle de population (en l'absence de pêches, c.-à-d. des prises de 0 t) est utilisé comme indicateur de la productivité du régime. Le pourcentage possible d'augmentation de la BSR en dix ans en l'absence de pêches dirigées (soit des prises de 400 t par année) est également indiqué.

Productivité	Élevée	Moyenne	Vulnérabilité faible
Années	1997-2006	1999-2008	2002-2011
Z0-3	4,31	4,35	4,35
M3+	0,25	0,29	0,36
%/année	19,1	12,7	6,1
Doublement du délai	4,0	5,8	11,8
% d'augmentation – 10 ans	581	293	97

Tableau A2.4. Influence des estimations de la BSR moyenne sur deux ou trois ans sur la variation en pourcentage de la BSR dans la période de 1997 à 2012.

Année	BSR (en t)	Moyenne sur deux ans	Moyenne sur trois ans	% de variation (moy. sur deux ans)	% de variation (moy. sur trois ans)
1997	15 811	-	-	-	-
1998	16 576	16 194	-	-	-
1999	21 469	19 023	17 952	17,5 %	-
2000	20 525	20 997	19 523	10,4 %	8,8 %
2001	21 142	20 834	21 045	-0,8 %	7,8 %
2002	21 403	21 273	21 023	2,1 %	-0,1 %
2003	20 431	20 917	20 992	-1,7 %	-0,1 %
2004	24 625	22 528	22 153	7,7 %	5,5 %
2005	25 048	24 837	23 368	10,2 %	5,5 %
2006	23 075	24 062	24 249	-3,1 %	3,8 %
2007	21 091	22 083	23 071	-8,2 %	-4,9 %
2008	16 881	18 986	20 349	-14,0 %	-11,8 %
2009	18 131	17 506	18 701	-7,8 %	-8,1 %
2010	13 540	15 836	16 184	-9,5 %	-13,5 %
2011	19 156	16 348	16 942	3,2 %	4,7 %
2012	18 741	18 949	17 146	15,9 %	1,2 %

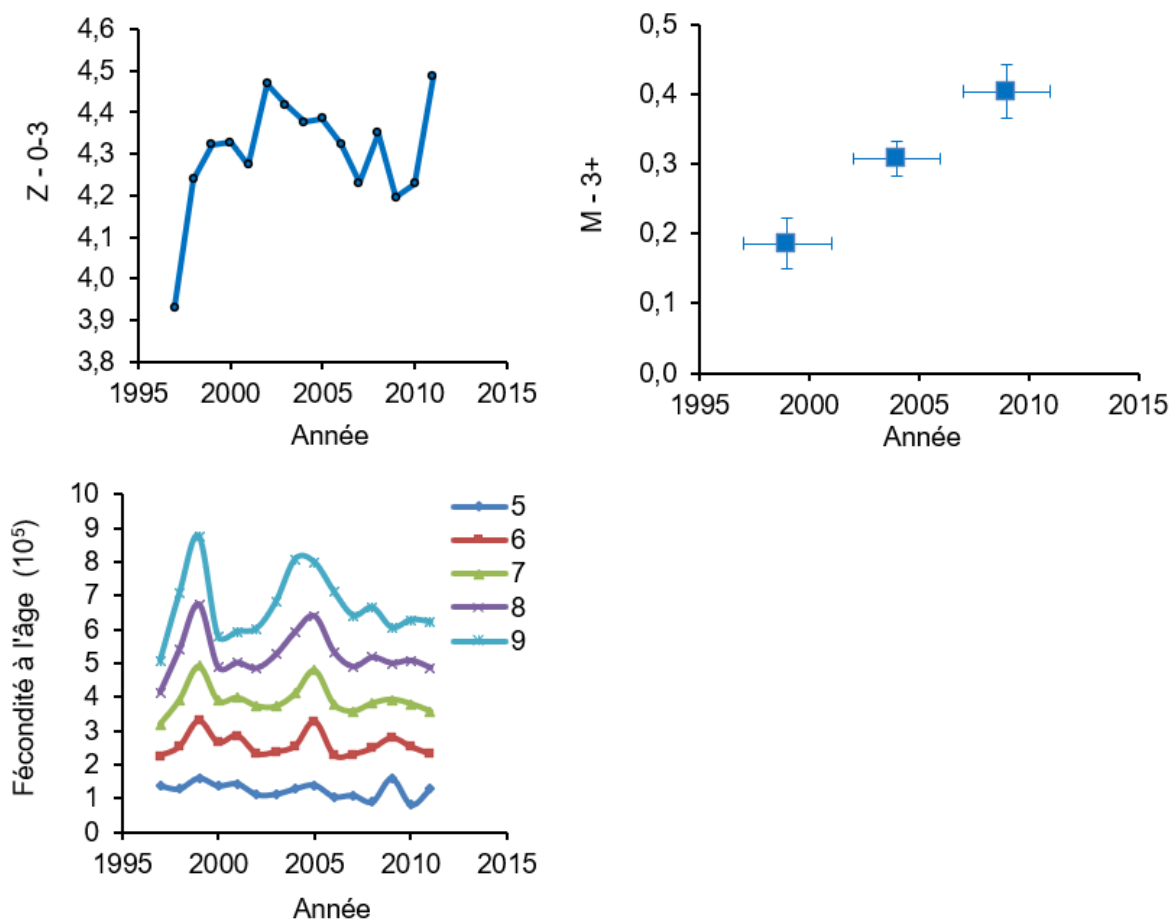


Figure 1. Taux de mortalité annuelle instantanée entre 0 et 3 ans (c.-à.-d. Z - 0-3 : taux de recrutement), taux de mortalité naturelle instantanée chez les poissons de 3 ans et plus (M - 3+) et fécondité selon l'âge (en fonction de la taille, de la maturité et de la fécondité à l'âge) pour différentes années entre 1997 et 2011. Données issues de Y. Lambert (2012).

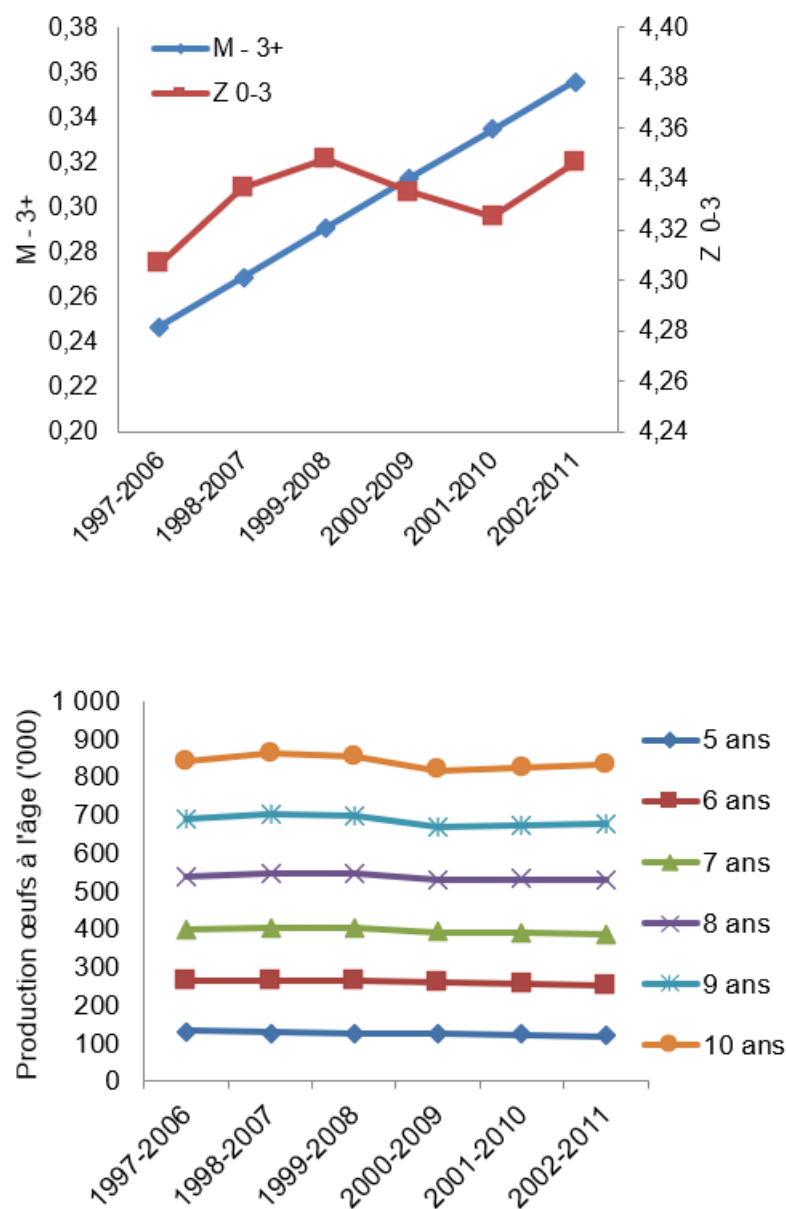


Figure 2. Taux moyen de recrutement (i.e. taux de mortalité instantané/année entre 0 et 3, z_{0-3}), taux de mortalité naturelle instantané des poissons de 3 ans et plus et taux de reproduction à un âge donné (estimé à partir de la taille, la maturité et la fécondité-à-l'âge) estimé par période de dix ans entre 1997 et 2011.

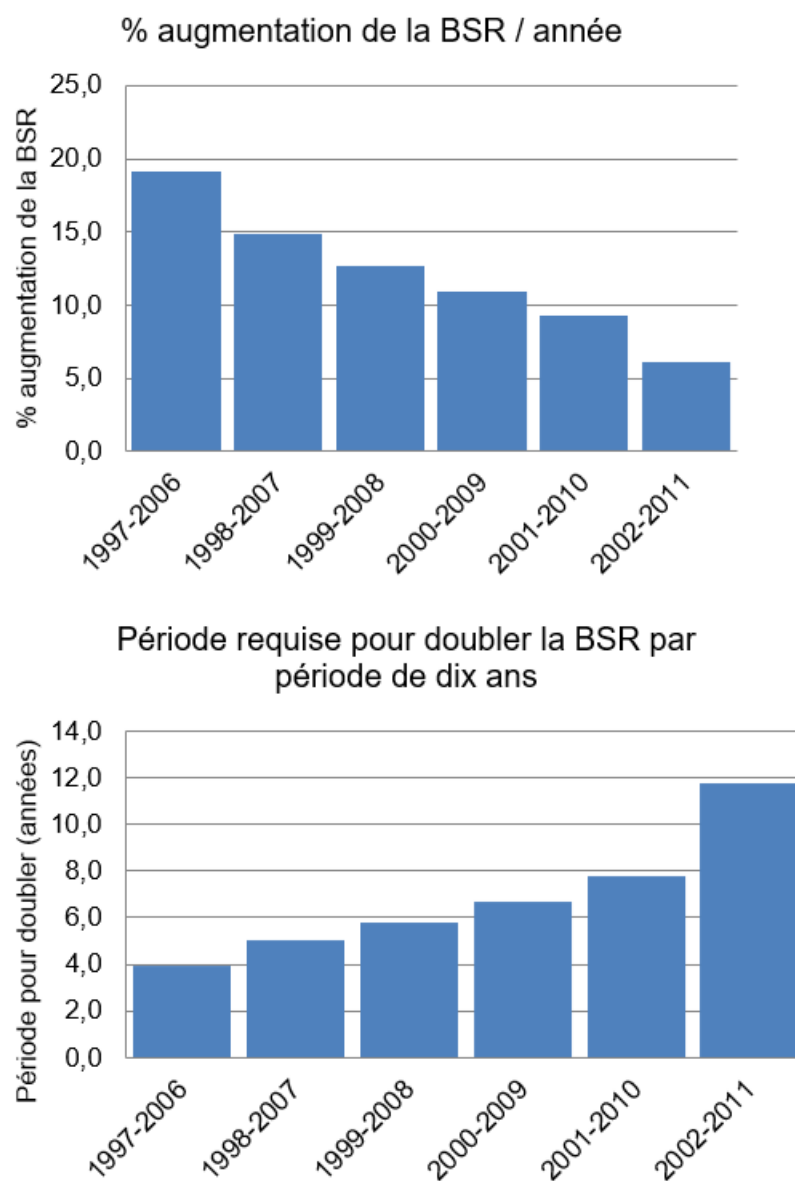
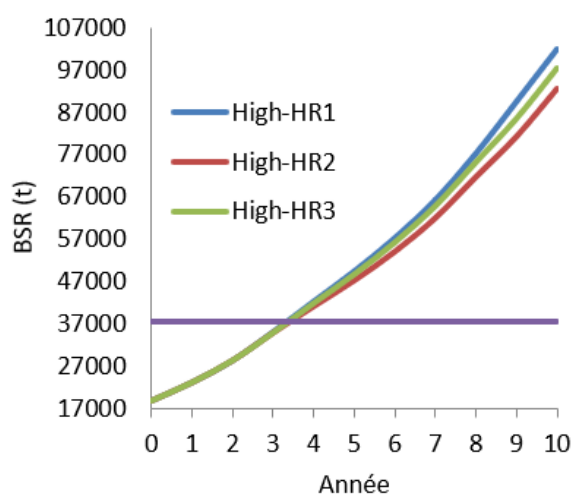
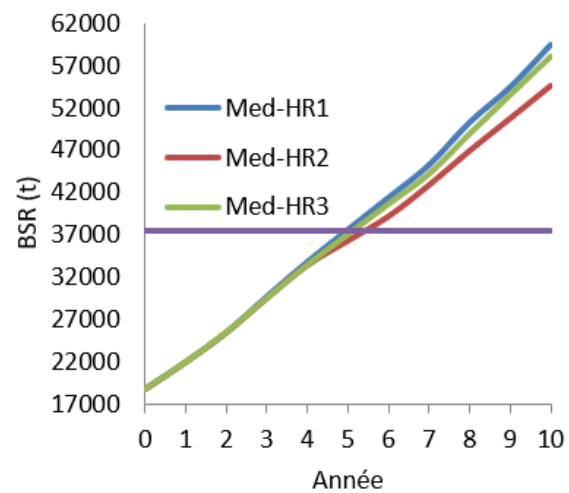
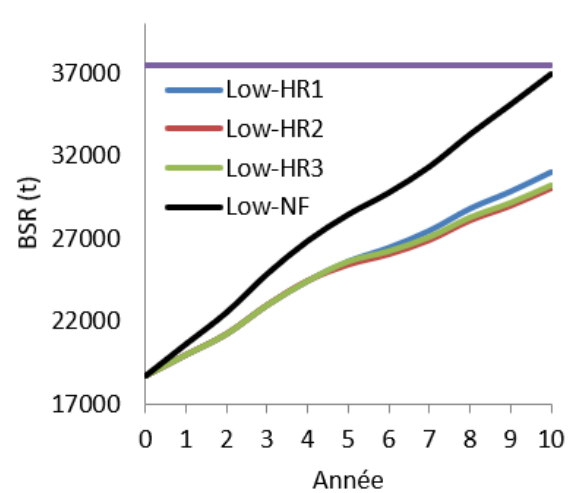


Figure 3. Pourcentage d'augmentation de la BSR par année et période requise pour doubler la BSR, par période dix ans, dérivé de la matrice du modèle de population utilisant des taux de reproduction et de mortalité en fonction de l'âge.



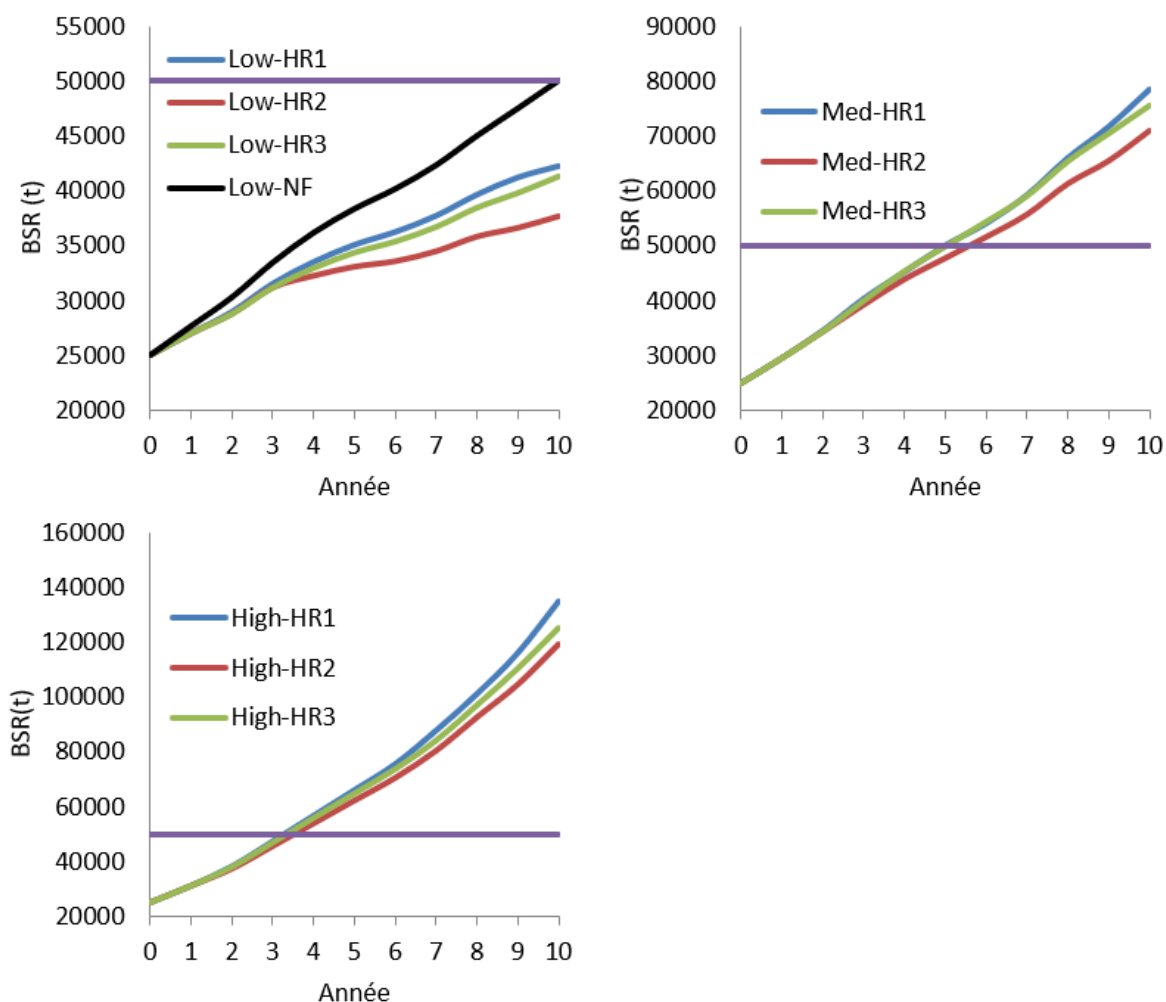


Figure 4. Tendence de la BSR selon les trois scénarios de règles de contrôle des prises. Des trajectoires hypothétiques de la BSR pour une période de dix ans fondées sur les trois scénarios de règles de contrôle des prises (HR1, HR2 et HR3) pour des régimes à productivité* faible (Low), moyenne (Med) et élevée (High) estimés selon les taux de reproduction et de mortalité précis. Un scénario ne comprenant aucune pêche dirigée pour la dernière période de dix ans (pêches faibles à inexistantes avec un TAC de 400 t) est également présenté. Les tendances de la BSR sont estimées selon une BSR de départ de 18 740 t ou de 25 000 t. La ligne horizontale représente le niveau de la BSR correspondant à une augmentation de 100 % de celle-ci. *La productivité est ici définie comme un potentiel de croissance de la population.

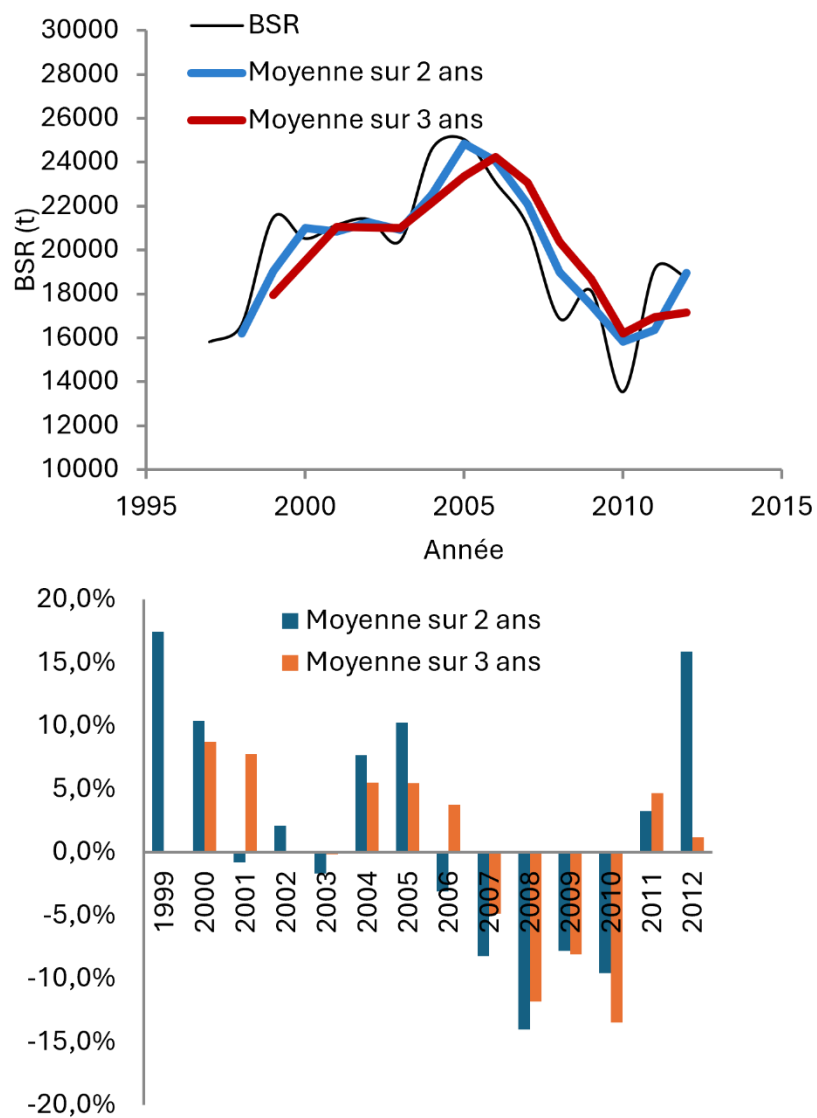


Figure 5. Variations interannuelles observées de la BSR et des moyennes de 2 et 3 ans et variation en pourcentage de la BSR pour 2 et 3 ans entre 1997 et 2012.

Références

Lambert, Y. 2012. [Updated life history parameters for northern Gulf of St. Lawrence \(3Pn, 4RS\) cod \(*Gadus morhua*\) and their impact on reproductive potential and projections of population growth](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2012/056. iii + 20 p.